

2009

Análisis de Eficiencia del Mercado del Transporte Aéreo en Chile

Informe Final

Jefe de Estudio: Mauricio Villena, Ph.D.
SCL Econometrics S.A.
2009



ÍNDICE DE CONTENIDOS

1.	INTRODUCCIÓN	1
2.	ANTECEDENTES	5
2.1	Operadores	5
2.2	Evolución del Tráfico Doméstico de Pasajeros	7
2.3	Principales Rutas	9
2.4	Estacionalidad de la Demanda	9
2.5	El Nuevo Modelo de Negocios de Lan	11
3.	REVISIÓN Y ANÁLISIS DE LA LITERATURA	14
3.1	La Medición Empírica del Poder de Mercado	14
3.2	Poder de Mercado en la Industria Aeronáutica	18
4.	MARCO TEÓRICO Y METODOLOGÍA	20
4.1	Marco Teórico	20
4.2	Comentarios Respecto del Marco Teórico	27
4.3	Metodología Estadística y Modelos Econométricos	29
4.3.1	Metodología Estadística a la Brander y Zhang (1990)	30
4.3.2	Modelo Econométrico a la Oum et al. (1993)	32
4.3.3	Modelo Econométrico a la Fageda (2006)	35
5.	DESCRIPCIÓN DE LA BASE DE DATOS	42
5.1.	Horizonte Temporal	42
5.2.	Selección de Rutas	42
5.3.	Cantidad Demandada	43
5.4.	Tarifas Promedio	45
5.5.	Costo por Pasajero-Kilómetro	47
5.6.	Relevancia Económica e Intensidad Turística	50
6.	ESTIMACIÓN Y RESULTADOS EMPÍRICOS	51
6.1.	Resultados Modelo a la Brander y Zhang (1990)	51
6.2.	Resultados Modelo Econométrico a la Oum et al. (1993)	58
6.3.	Modelo Econométrico a la Fageda (2006)	64
7.	RESUMEN Y DISCUSIÓN FINAL	71

Referencias	77
-------------------	----

RESUMEN EJECUTIVO

El incremento observado en la participación de mercado de Lan en los últimos años, alcanzando un 80% de participación en el tráfico aéreo nacional el año 2009, ha implicado considerable atención y preocupación por parte de las instituciones reguladoras, dada la presumible posibilidad de Lan de ejercitar poder de mercado, mediante la fijación de precios significativamente por sobre el costo marginal de producción. *En este contexto, el principal objetivo de este trabajo consiste en identificar y determinar econométricamente el grado de poder de mercado que ejerce Lan, como firma dominante, en el mercado aeronáutico doméstico de pasajeros.*

Para lograr esto se plantean modelos econométricos ad hoc para la industria aeronáutica chilena derivados de los trabajos de Brander y Zhang (1990), Oum et al. (1993), y Fageda (2006). Estos trabajos tienen su marco teórico en modelos estructurales en el espíritu de la New Empirical Industrial Organization (NEIO) (para una revisión, ver Bresnahan 1989), disciplina que provee de metodologías formales para estimar econométricamente el grado de poder de mercado en mercados caracterizados por competencia imperfecta.

Actualmente la industria está caracterizada principalmente por un duopolio asimétrico (Lan Chile y Sky Airlines), con Lan Chile obteniendo para el 2009 un 80% de participación en el tráfico aéreo nacional, seguido por Sky Airlines, que posee 18.5%.

A inicios del año 2007 Lan comenzó la instauración de un nuevo plan de negocios para el mercado aeronáutico doméstico de pasajeros incorporando elementos de las low cost-carriers (LCC), cuyas implicancias para el período 2006-2008 se traducen en la reducción de un 30% en los costos por asiento-kilómetro ex combustible, un decremento de un 20% en la tarifa promedio (y del 40% en tarifas piso), un incremento del 40% de pasajeros, y un incremento del 20% en la oferta de asientos. Como resultado de esto, los 2.6 millones de pasajeros que Lan transportó en Chile el 2006 se incrementaron a 4.1 millones para el 2009. Durante el período 2006-2009, la tarifa promedio de la compañía bajó de 150 mil \$Ch a \$100 mil \$Ch, mientras que las tarifas piso, las más baratas, descendieron a la mitad, de 90 mil \$Ch a 45 mil \$Ch.

La implantación de dicho modelo de negocios podría explicarse en forma parcial (pero significativa) por la potencial amenaza de entrada una LCC en el mercado aeronáutico nacional percibida por parte del directorio de Lan. Heurísticamente, la potencial amenaza de entrada afirmaría la hipótesis mediante la cual el mercado nacional podría presentar (presumiblemente en forma parcial) elementos de un mercado contestable (Baumol et al. (1982), Stigler (1987)). En la teoría de la Organización Industrial, un mercado contestable es aquel caracterizado por un número pequeño de firmas, pero en el cual se observa una fijación de precios competitiva debido a la existencia de potenciales firmas entrantes en el corto plazo. Un mercado contestable se caracteriza por presencia de bajas barreras de entrada y salida. Hipotéticamente, los incumbentes sacrifican rentas supra normales (mediante fijación de precios competitiva) de forma de disuadir la entrada de nuevos competidores.

Lo anterior sumado a la conocida amenaza de entrada por parte de operadores LCC al mercado nacional, hace pensar que no necesariamente la conjectura de Cournot será un buen modelo para el caso del mercado chileno. Luego, es de interés determinar la validez empírica

de la hipótesis bajo la cual un incremento en la concentración del mercado aeronáutico de pasajeros en Chile (como el que se ha ido observando en los últimos años) es consistente o no con un mayor ejercicio de poder de mercado (i.e., en una fijación de precios mayores al costo marginal).

En el espíritu de la NEIO se plantea un modelo estructural de competencia en cantidades por un producto homogéneo donde el grado de poder de mercado ejercido por las firmas se captura en una escala ordinal mediante el llamado *parámetro de conducta*. Este parámetro caracteriza múltiples escenarios de competencia imperfecta, desde el comportamiento de fijación de precio competitivo hasta el modelo de colusión tácita o cártel, pasando a medio camino por el modelo de competencia a la Cournot, modelo de comparación teórico estándar en la literatura aplicada de estimación de poder de mercado de la Organización Industrial.

La estimación del poder de mercado para el mercado aeronáutico nacional se desarrolla utilizando datos a nivel mensual para el período 2006-2008, considerando ocho rutas que representan aproximadamente el 65% del tráfico de pasajeros doméstico en Chile.

En el marco general del modelo estructural planteado, se utilizan tres metodologías para el estudio empírico del poder de mercado en la industria aeronáutica nacional. En primer lugar, se utiliza la metodología estadística a la Brander y Zhang (1990) la cual se basa en inferencia clásica y en la exploración de escenarios plausibles de acuerdo a la información a priori recabada respecto del mercado. El análisis presentado aquí adquiere una categoría de análisis exploratorio de datos, que tiene como objetivo dimensionar los órdenes de magnitud y proporcionar estimaciones gruesas, pero razonables, del modo de conducta en el mercado aeronáutico chileno. En resumen, los principales resultados obtenidos aquí corresponden a:

- La hipótesis nula de comportamiento promedio de fijación de precios competitivo y de cartel son rechazadas (por separado) a cualquier nivel estándar de significancia estadística. En forma adicional, la hipótesis de conducta Cournotiana en promedio es rechazada también. Los datos proveen evidencia de una conducta promedio entre los casos teóricos de competencia perfecta y Cournot.
- El resultado bajo el cual Lan presenta una conducta promedio entre competencia perfecta y Cournot se sugiere robusto bajo variaciones a partir del escenario base en los parámetros de elasticidad-precio de la demanda y elasticidad-distancia del costo. Sin embargo, en relación a la conducta a nivel de rutas, variaciones en el valor de la elasticidad-distancia del costo tienen importantes implicancias en la estimación.

En segundo lugar, se plantea un modelo econométrico inspirado en el trabajo de Oum et al. (1993), en el cual se estima la elasticidad-precio de la demanda para dos tipos de mercados: rutas oligopolísticas con (mercado *a*) y sin competencia intermodal (mercado *b*). Se estiman también las economías de distancia, y la conducta de Lan en ambos tipos de mercados. En forma adicional, se estima la elasticidad-precio de la demanda y la conducta de Lan en rutas de único oferente. En resumen, los principales resultados obtenidos aquí corresponden a:

- En rutas de competencia oligopolística, la elasticidad-precio de la demanda es mayor en rutas que enfrentan competencia con sustitutos terrestres (definidas como rutas con distancia menor a 700 kilómetros). En otras palabras, los consumidores en promedio son más sensibles al precio en rutas del mercado *a* que aquellos en rutas del mercado *b*. También se provee evidencia de la existencia de economías de distancia, donde el parámetro estimado es consistente con estudios previos en la literatura.

- Las hipótesis nula de fijación de precios competitiva es rechazada por separado a cualquier nivel de significancia estadística estándar en los mercados a y b . En forma adicional, la hipótesis de conducta Cournotiana es rechazada por separado a cualquier nivel de significancia estándar en los mercados a y b . Los coeficientes estimados sugieren, en cambio, una conducta intermedia entre ambos benchmark teóricos. Estos resultados son válidos también para rutas de único oferente, lo cual es consistente con el marco regulatorio actual (autorregulación tarifaria).
- La hipótesis nula de conducta homogénea a través de las rutas en mercados a y b , y en rutas de único oferente, es rechazada incluso a un nivel de significancia del 1%. En cambio, los coeficientes estimados sugieren que la conducta es más competitiva en rutas del mercado a en relación a rutas del mercado b , y que la conducta en rutas de único oferente es más competitiva que en ambos mercados. Esto es consistente con la conjetura bajo la cual la principal ruta de único oferente (que es la de menor distancia de la muestra) es aquella que tiene mayor presencia de sustitutos terrestres.

En tercer lugar, se estima un modelo adaptado de acuerdo al trabajo de Fageda (2006). Este trabajo permite una mayor flexibilidad para la elasticidad-precio de la demanda, ya que depende del nivel de precios en forma diferente al modelo basado en Oum et al. (1993). En forma adicional, no se utiliza información contable alguna en la estimación de los costos marginales (a diferencia de las aproximaciones de Brander y Zhang (1990) y Oum et al. (1993)). El modelo basado en el trabajo de Fageda (2006) permite la estimación de variables determinantes de la conducta. Los principales resultados obtenidos aquí corresponden a:

- Se confirma que en rutas de competencia oligopolística, la elasticidad-precio de la demanda es mayor en rutas del mercado a en relación a las rutas del mercado b . Las elasticidades estimadas son consistentes con las reportadas en trabajos previos en la literatura empírica del mercado aeronáutico de pasajeros domésticos. Las economías de distancia se confirman. En forma interesante, se encuentra evidencia bajo la cual los costos marginales son crecientes en el tráfico de la ruta, a diferencia de lo reportado en Fageda (2006), luego de controlar por efectos temporales.
- Las hipótesis nula de fijación de precios competitiva es rechazada por separado a cualquier nivel de significancia estadística estándar en los mercados oligopolísticos a y b . En forma adicional, la hipótesis de conducta Cournotiana también es rechazada. Los parámetros estimados sugieren que la conducta se encuentra a medio camino entre ambos modelos teóricos. La identificación del parámetro de conducta en rutas oligopolísticas depende de la conducta en rutas de único oferente. En consecuencia, se utilizan valores en vecindades del parámetro de conducta estimado para las rutas de único oferente mediante el modelo adaptado a la Oum et al. (1993).
- El parámetro de conducta en rutas oligopolísticas es creciente en la concentración del período anterior, mientras que es decreciente en la intensidad turística de la provincia de la ciudad par (con Santiago) en la ruta. En las rutas del mercado a estos efectos son en valor absoluto mayores que en el mercado b .

La implicancia general más importante del estudio corresponde a que las hipótesis de fijación competitiva de precios y de conducta Cournotiana son rechazadas en forma significativa para las rutas Santiago con (según orden decreciente en el número de pasajeros): Antofagasta, Concepción, Puerto Montt, Iquique, Calama, Arica, La Serena, Copiapó, que representan aproximadamente el 65% del tráfico de pasajeros en el período

2006-2008. En cambio, los parámetros de conducta estimados soportan un comportamiento a medio camino entre ambos modelos teóricos. En otras palabras, Lan ejerce poder de mercado, pero en menor medida al que se esperaría de una firma consistente con la conjectura de Cournot.

Este resultado es contrastante con los reportados en los pocos trabajos a la fecha que han estimado el parámetro de conducta en mercados aeronáuticos de pasajeros domésticos. Los trabajos de Brander y Zhang (1990, 1993), Oum et al. (1993) y Fischer y Kamerschen (2003) para Estados Unidos. Estos trabajos reportan una conducta promedio para las firmas consistente con el modelo de Cournot. Por otra parte Fageda (2006) reporta evidencia para el mercado aeronáutico doméstico de pasajeros en España de comportamiento aún menos competitivo que en el escenario Cournotiano, pero más competitivo que el caso de maximización conjunta de beneficios (cartel).

A la luz de estos resultados, es posible postular que los resultados expuestos en el presente trabajo proveen evidencia que el mercado aeronáutico doméstico de pasajeros en Chile es más competitivo que los mercados aeronáuticos domésticos de pasajeros estudiados a la fecha en la literatura empírica de la Organización Industrial (llámesese Estados Unidos y España).

En consecuencia, surge en forma natural la pregunta de por qué Lan no ejerce poder de mercado en forma consistente con la firma Cournotiana. La reducción de los costos operativos de Lan a raíz del nuevo modelo de negocios implantado para el mercado de pasajeros nacional ha sido transferida en promedio en términos de menores tarifas a los consumidores, con objetivo de lograr un incremento en la participación de mercado. Uno de los posibles motivos para la implantación del nuevo modelo de negocios corresponde a la potencial amenaza de entrada de una LCC en el mercado aeronáutico nacional. Los resultados obtenidos en este trabajo hacen surgir como factible la hipótesis de que el mercado aeronáutico nacional esta caracterizado por cierto grado de contestabilidad, mediante la cual la conducta de Lan estaría influenciada por la amenaza de entrada, y podría en forma deliberada limitar sus beneficios para disuadir la entrada. Para dilucidar la validez de esta conjectura se hace necesario realizar un análisis formal (econométrico) que testee la hipótesis de contestabilidad del mercado doméstico de pasajeros nacional, lo cual queda como una línea a seguir para futuros estudios en esta materia.



1. INTRODUCCIÓN

La política aerocomercial chilena está contenida en la ley de aviación comercial de 1979. Sus objetivos son contar con servicios aéreos de la mejor calidad, eficiencia y al menor costo. Para conseguir estos objetivos se establece libre ingreso a los mercados, libertad de precios y mínima intervención de la autoridad.

En el pasado, en la industria aeronáutica nacional han existido situaciones de conflicto respecto a las prácticas competitivas que se han desarrollado entre los agentes económicos insertos en ella, principalmente en los operadores residentes en el mercado. Dichos conflictos han debido ser dirimidos por la autoridad regulatoria y se han remitido principalmente a comportamientos monopolísticos por partes de la firma dominante, imposición de precios, existencia de barreras de entrada y una serie de acciones que dañarían la libre competencia.

En ese sentido, si bien la política chilena es de total apertura, existe una alta concentración en el mercado doméstico. Así es como antes de la fusión de Lan Chile y Ladeco, estas empresas tenían una participación cercana al 85% del mercado nacional repartido casi equitativamente, razón por la cual la fusión fue cuestionada pues ese gran porcentaje del mercado quedaría en manos de un solo conglomerado. Por tal motivo la fusión fue aprobada junto a un plan de autorregulación tarifaria propuesto por las empresas involucradas (Octubre de 1997). El objetivo del plan de autorregulación es impedir que las empresas autorreguladas cobren tarifas excesivas en las rutas caracterizadas por un único oferente.

Dentro de este contexto, el objetivo general del estudio se define como “analizar el nivel de eficiencia del mercado aéreo”. Los objetivos específicos son:

- a) Realizar una revisión de la literatura que dé cuenta de estudios similares, tanto en el mercado aeronáutico así como en otros mercados altamente concentrados.
- b) Realizar una caracterización de la industria aeronáutica en Chile, que permita sentar las bases para la determinación del poder de mercado.



- c) Plantear un modelo que permita determinar econométricamente los niveles de poder de mercado de la firma dominante en el mercado aeronáutico nacional.
- d) Determinar si los grados de concentración presentes en las distintas rutas afectan negativamente el nivel de precios.
- e) Emitir conclusiones respecto a los niveles de eficiencia del mercado aeronáutico nacional.

En resumen, el objetivo del trabajo es determinar econométricamente el grado de poder de mercado que ejerce Lan Chile en un mercado caracterizado por un oligopolio asimétrico. Para lograr esto se plantean modelos econométricos ad hoc para la industria aeronáutica derivados de los trabajos de Brander y Zhang (1990), Oum et al. (1993), y Fageda (2006). Estos trabajos tienen su marco teórico en modelos estructurales en el espíritu de la New Empirical Industrial Organization (NEIO), disciplina que provee de metodologías para estimar econométricamente el grado de poder de mercado en mercados caracterizados por competencia imperfecta.

Algunos hechos respecto del mercado aeronáutico doméstico de pasajeros son importantes de destacar. En primer lugar, actualmente la industria está caracterizada principalmente por un duopolio asimétrico (Lan Chile y Sky Airlines), con Lan Chile obteniendo para el 2009 un 80% de participación en el tráfico aéreo nacional, seguido por Sky Airlines, que posee 18.5%¹. En segundo lugar, a inicios del 2007 Lan Chile comenzó la instauración de un nuevo plan de negocios para el mercado aeronáutico doméstico de pasajeros incorporando elementos de las aerolíneas LCC (low cost-carriers), cuyas implicancias para el período 2006-2008 se traducen en un círculo virtuoso caracterizado por la reducción de un 30% en los costos por asiento-kilómetro ex combustible, un decremento de un 20% en la tarifa promedio (e incluso del 40% en las tarifas piso), un incremento del 40% de pasajeros, y un incremento del 20% en la oferta de asientos². Lo anterior se ha logrado mediante una serie de cambios, por ejemplo, en la adquisición de la flota de aviones Boeing 320 y en los servicios ofrecidos a bordo. Lan Chile

¹ En este trabajo, el punto denota el separador decimal, mientras que la coma denota el separador de miles.

² Presentación de Enrique Cueto, Vicepresidente Ejecutivo de Lan, en 6to Congreso de Innovación y Emprendimiento ICARE, disponible en http://icareinnovacion.cl/documentos/congreso2007/presentaciones/enrique_cueto_icare07_se_puede_volar_mas_alto.pdf.



también amplió los horarios de los vuelos para hacer un mejor uso de la flota, incrementó los viajes sin escalas e incentivó el uso de internet para las ventas de boletos y para el chequeo.

Los resultados de la implantación de dicho modelo son evidentes. Para fines del 2009, los 2,6 millones de pasajeros que la firma transportó en Chile el 2006 se incrementaron a 4,1 millones para el 2009. Durante el período 2006-2009, la tarifa promedio de la compañía bajó de 150 mil \$Ch a \$100 mil \$Ch, mientras que las tarifas piso, las más baratas, descendieron a la mitad, de 90 mil \$Ch a 45 mil \$Ch³. Para dimensionar la magnitud en la reducción de las tarifas, cabe mencionar que en el mercado doméstico de Estados Unidos y Europa la reducción del 20% en las tarifas promedio tomó 10 años⁴.

El incremento en la participación de mercado de Lan Chile ha implicado considerable atención y preocupación por parte de las instituciones reguladoras, dada la presumible posibilidad de ejercitar poder de mercado, fijando precios muy por sobre el costo marginal.

La implantación de dicho modelo podría explicarse en parte importante por la potencial amenaza de una LCC en el mercado aeronáutico nacional percibida por parte del directorio de Lan⁵, tal como ocurrió con la quasi entrada de GOL al mercado aeronáutico chileno hace algunos años. Heurísticamente, la potencial amenaza de entrada afirmaría la hipótesis bajo la cual el mercado nacional podría concebirse (presumiblemente en forma parcial) como un mercado contestable (Baumol et al. (1982), Stigler (1987)).

En Organización Industrial, un mercado contestable es un mercado caracterizado por un número pequeño de firmas, pero en el cual se observa una fijación de precios competitiva debido a la existencia de potenciales firmas entrantes en el corto plazo. Un mercado contestable se caracteriza por bajas barreras de entrada y salida. Heurísticamente, en un mercado sin barreras de entrada y salida si una firma incrementa precios sobre el costo medio y de forma de obtener rentas supra normales, los potenciales rivales entrarán al mercado atraídos por la posibilidad de capturar parte de dichas rentas. Luego, el entrante responde

³ Información disponible en <http://www.lacomuna.cl/2009/10/16/lan-estima-que-sus-tarifas-aereas-en-chile-cayeron-30-en-ultimos-tres-anos/>.

⁴ Ídem nota al pie 2.

⁵ Ídem nota al pie 2.



bajando los precios a nivel de rentas normales, las nuevas firmas salen del mercado (o son disuadidas de entrar). De esta forma, un único oferente (o pequeño grupo de ellos) puede mostrar un comportamiento competitivo.

En consecuencia, la teoría de mercados contestables enseña que la observación de un mercado altamente concentrado o un monopolio no necesariamente implica un elevado poder de mercado en el cual la firma fija precios consistentes con las rentas supra normales. Frecuentemente las LCC se proponen como un ejemplo de mercado contestable. Sin embargo, también pueden existir barreras de entrada en un mercado caracterizado por precios predatores por parte del incumbente, señalizados por ejemplo mediante sobrecapacidad.

En consecuencia, es de sumo interés poner en evidencia la hipótesis bajo la cual el grado de concentración en el mercado aeronáutico de pasajeros chileno es consistente o no con un mayor ejercicio de poder de mercado.

El presente trabajo se organiza como sigue. El capítulo 2 discute los antecedentes relevantes del mercado aeronáutico doméstico de pasajeros en Chile, de forma de colocar en contexto el objetivo del estudio. En el capítulo 3 se revisa la literatura de medición de poder de mercado en general, y se discuten los estudios de medición de poder de mercado conducidos en particular para mercados aeronáuticos domésticos de pasajeros. En el capítulo 4 se expone el marco teórico general y la metodología estadística y econométrica empleada en el estudio. En el capítulo 5 se exponen y discuten los resultados obtenidos. Finalmente, en el capítulo 6 se resumen los resultados y se exponen las conclusiones finales.



2. ANTECEDENTES

En el presente capítulo se describen los hechos más relevantes del mercado aeronáutico chileno de pasajeros. El objetivo consiste en proveer el contexto empírico para el estudio econométrico de poder de mercado que se conduce más adelante. De esta forma, se provee evidencia heurística que respalda el hecho que, a diferencia de los mercados aeronáuticos para el mercado doméstico de Estados Unidos analizados por Brander y Zhang (1990) y Oum et al. (1993) los cuales están caracterizados por un duopolio simétrico en cuanto a participación de mercado (por lo que es razonable postular la posibilidad de competencia Cournotiana), el mercado aeronáutico de pasajeros en Chile está caracterizado principalmente por un duopolio asimétrico, con Lan Chile obteniendo aproximadamente el 80% del mercado para el año 2009 y presentando una agresiva reducción en costos, transfiriendo parte de dicha reducción a los consumidores en términos de menores tarifas.

Lo anterior sumado a la evidencia anecdótica de amenaza de entrada por parte de operadores LCC, hace pensar que no necesariamente la conjetura de Cournot será un buen modelo para el caso del mercado chileno. En el sentido de que se analiza un duopolio asimétrico, el presente trabajo guarda mayor relación con el de Fageda (2006).

2.1 Operadores

Actualmente en nuestro país operan tres aerolíneas en el transporte de pasajeros: Lan Chile, Sky Airline y Aerolíneas Principal (PAL).

LAN

Lan Chile nace en el año 1929 como una compañía estatal. Durante el año 1989 Lan Chile pasó a manos de privados. Durante la década de los años '90 la compañía comienza un proceso de modernización, consolidando su posición en el mercado nacional. En 1994 la compañía adquiere el 99.41% de las acciones de Ladeco, logrando la cobertura total del servicio aéreo de transportes en Chile.



En el año 1999 Lan funda su primera filial en Latinoamérica, Lan Perú, comenzando el proceso de internacionalización de la compañía, el cual ha transformado a Lan en una de las principales aerolíneas a nivel latinoamericano.

Actualmente LAN es la principal aerolínea a nivel nacional, tanto en vuelos domésticos como internacionales. A nivel doméstico actualmente opera a los siguientes destinos: Antofagasta, Arica, Balmaceda, Copiapó, El Salvador, Concepción, Iquique, La Serena, Osorno, Pucón, Puerto Montt, Punta Arenas, Temuco, Valdivia, Santiago e Isla de Pascua.

SKY

Empresa chilena nacida en el año 2002, cuyo principal accionista es el señor Jurgen Paulmann. Presta el servicio de transporte aéreo de pasajeros y carga. A nivel doméstico actualmente opera a los siguientes destinos: Arica, Iquique, Calama, Antofagasta, El Salvador, Copiapó, Santiago, Concepción, Temuco, Puerto Montt, Balmaceda y Punta Arenas. Su flota está compuesta por 16 Boeing 737-200.

PAL

Empresa fundada el año 2003, de propiedad del Grupo *Musiet*. El día 11 de Enero de 2007, Principal Airlines realizó su primer vuelo oficial, enfocándose principalmente al servicio de charters y en temporada de verano, a destinos nacionales e internacionales. A partir del 18 de junio de 2009, Aerolíneas Principal participa del mercado aéreo nacional de manera regular con vuelos desde Santiago hacia el norte de Chile (Antofagasta, Iquique y Calama).

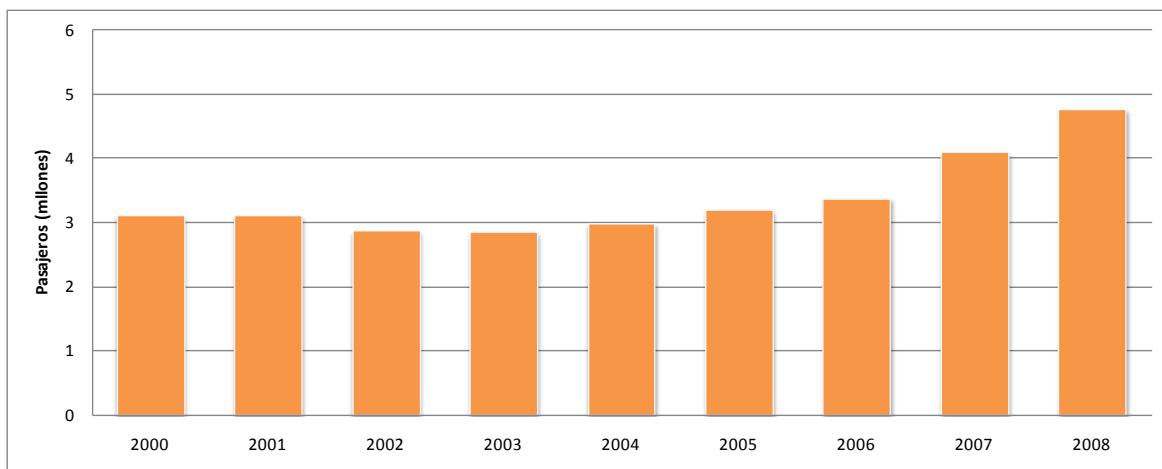
Actualmente Aerolíneas Principal opera rutas hacia y desde Santiago, Iquique y Antofagasta, además de destinos internacionales por medio de vuelos charters a los siguientes destinos internacionales: Bariloche (Argentina), Florianópolis, Río de Janeiro y Puerto Seguro (Brasil) e Isla Margarita (Venezuela).



2.2 Evolución del Tráfico Doméstico de Pasajeros

Durante el año 2008, el tránsito doméstico de pasajeros totalizó un total de 4.77 millones de pasajeros transportados, lo que implicó un crecimiento cercano al 17.5% con respecto al año 2007. La evolución de la cantidad de pasajeros transportados desde el año 2000 se presenta en el Gráfico 1. Como se aprecia en dicho gráfico, a partir del año 2007 comienza un marcado crecimiento del tráfico doméstico de pasajeros, pasando de un poco más de tres millones de pasajeros transportados a casi cinco millones el año 2008.

Gráfico 2: Evolución del tráfico de pasajeros en el mercado doméstico (2000-2008).



Fuente: Elaboración propia en base a estadísticas de la JAC.

Para el año 2009 las cifras no variarían, considerando que durante el acumulado enero-agosto de 2009, el tráfico aumentó en un 3.3%, alcanzando 3,233,169 pasajeros transportados con 104,607 pasajeros más que en el mismo período del año anterior.

Considerando la evolución de las participaciones de mercado de cada línea aérea, se puede advertir, de acuerdo a lo presentado en el Gráfico 2, que Lan es la línea aérea que transporta la mayor proporción de pasajeros durante todo el periodo 2000-2008.

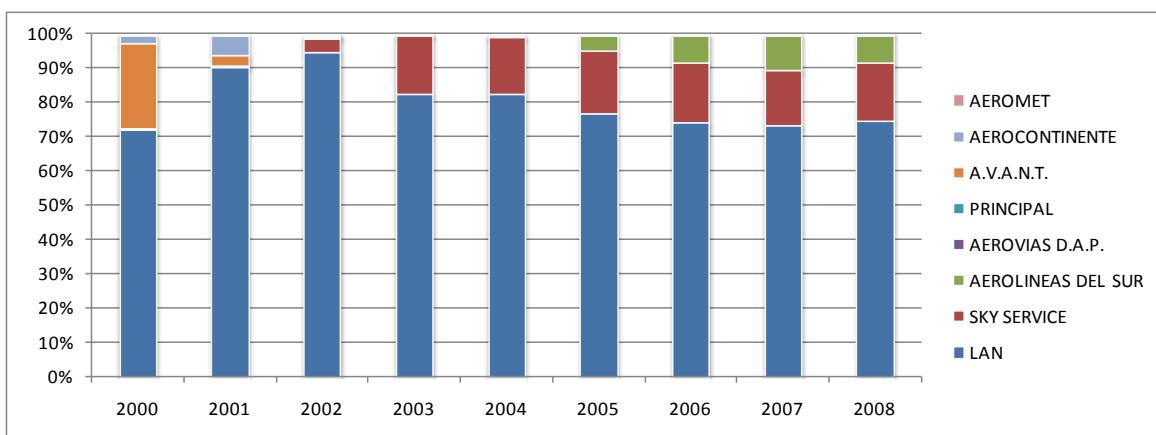
Como se aprecia dicho gráfico, a partir del año 2003 Lan ha bajado su participación de mercado, que en 2002 alcanzó un 95%, debido a la aparición de Sky Airlines y a partir de 2005 de Aerolíneas del Sur. No obstante, con la desaparición de esta última empresa del



mercado los porcentajes de participación de Lan han repuntado para el 2008 y 2009. En este contexto, es importante mencionar que en relación a las 11 rutas que explican la mayor parte del tráfico de pasajeros (aproximadamente el 80% en el período 2005-2009), esto es, Santiago con las siguientes rutas (ordenadas en forma alfabética): Antofagasta, Arica, Calama, Concepción, Copiapó, Iquique, La Serena, Puerto Montt, Punta Arenas, Temuco; y la ruta Puerto Montt con Puerto Varas, aproximadamente el 90% del mercado se reparte entre Lan y Sky en el período 2005-2009. En términos de la participación de mercado de dichas empresas, la participación de Lan en dichas rutas corresponde a 75.25%, 72.93%, 73.39%, 77.76%, y 82.75% para el período 2005-2009 respectivamente, mientras que la participación de Sky en dichas rutas corresponde a 19.28%, 18.50%, 15.71%, 14.35%, y 16.70% en dicho período respectivamente.

El crecimiento en la participación de mercado de Lan, que ha entregado motivos de preocupación entre las autoridades reguladoras, responde a una estrategia agresiva en reducción de costos orientada a incrementar la cantidad demandada mediante un traspaso de dicha reducción en forma de tarifas promedio y tarifas base (las más económicas) a los consumidores. Estos antecedentes se discuten en forma detallada más adelante.

Gráfico 2: Evolución de la participación de mercado del tráfico de pasajeros (2000-2008).



Fuente: Elaboración propia en base a estadísticas de la JAC.



2.3 Principales Rutas

Las principales rutas, en cuanto a sus niveles de tráfico en los últimos tres años, se presentan en la Tabla 1. En este contexto, son once las rutas las que explican el 80% del tráfico aéreo doméstico nacional, involucrando casi todas a la capital, Santiago. La única ruta regional presente dentro de las más importantes es aquella entre Puerto Montt y Punta Arenas. Las rutas entre Santiago y Antofagasta, Concepción y Puerto Montt, en ese orden, concentran cerca del 35% del mercado nacional.

Tabla 1: Principales rutas domésticas en transporte de pasajeros (período 2006-2008)

RUTA	Pax 2006-2008	Participación	Acumulado	Nº de operadores actuales
Santiago-Antofagasta	1,551,455	13%	13%	3
Santiago-Concepción	1,387,727	11%	24%	2
Santiago-Puerto Montt	1,286,500	11%	35%	2
Santiago-Iquique	1,138,996	9%	44%	3
Santiago-Calama	1,008,069	8%	52%	3
Santiago-Punta Arenas	906,199	7%	59%	2
Santiago-Temuco	677,009	6%	65%	2
Santiago-Arica	565,730	5%	70%	2
Santiago-La Serena	530,164	4%	74%	1
Santiago-Copiapó	385,078	3%	77%	2
Puerto Montt-Punta Arenas	347,479	3%	80%	2

Fuente: Elaboración propia en base a estadísticas de la JAC.

2.4 Estacionalidad de la Demanda

Con fin de examinar la estacionalidad en la demanda por tickets aéreos domésticos, en el Gráfico 3 se presenta la información trimestral del tráfico, desde Enero de 2000 a Junio de 2009. De este gráfico es posible apreciar la estacionalidad del tráfico, a través de alzas en la demanda durante el periodo estival. No obstante lo anterior, estas alzas no resultan ser tan



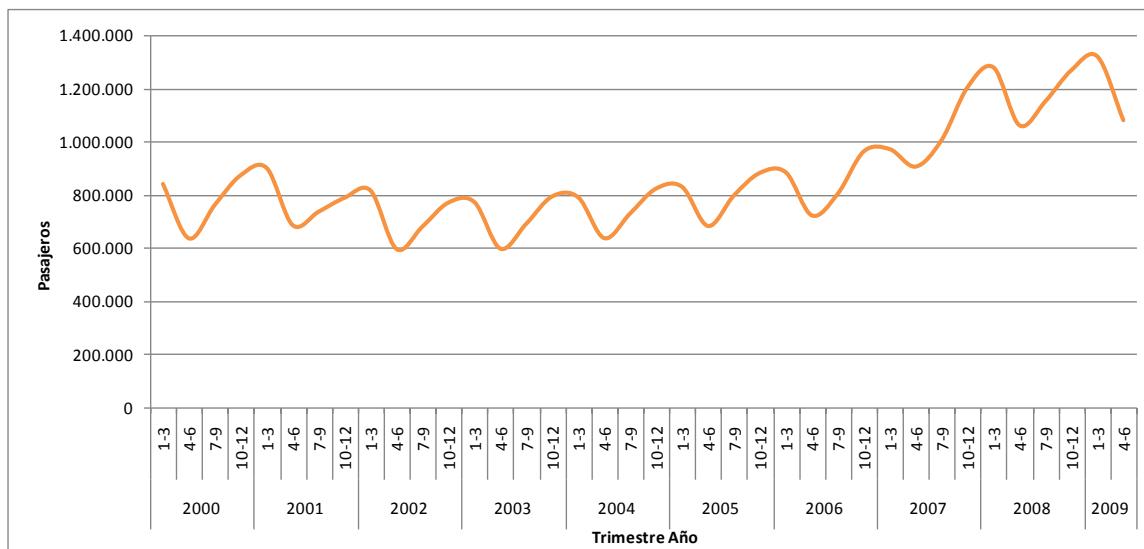
significativas. Durante los últimos tres años, en promedio, los porcentajes del tráfico anual de cada trimestre fueron, en orden temporal, de 26%, 22%, 24% y 28%. Es decir, la demanda cae en los meses invernales, pero no a un nivel tan marcado.

Considerando el mismo análisis para las principales rutas, podemos observar que la estacionalidad de la demanda no homogénea a través de las rutas, sino que varía entre ellas, como lo sugiere el Gráfico 4.

La observación de los gráficos permite advertir que sólo en las rutas Santiago – Punta Arenas y Santiago – Puerto Montt se aprecia una estacionalidad marcada e importante en la demanda. Por el contrario, en las demás rutas analizadas no se aprecia una tendencia estacional, incluso en destinos turísticos como Iquique, en que si bien existe un alza del tráfico en la temporada de vacaciones de verano, el aumento es menor que en los casos mencionados anteriormente. El caso contrario es el de la ruta Santiago – Concepción, en que por lo general el mínimo se registra en el primer trimestre, al no ser destino turístico.

En general en todas estas rutas predomina una pendiente positiva en las series de tráfico, la cual se ha incrementado durante los últimos años.

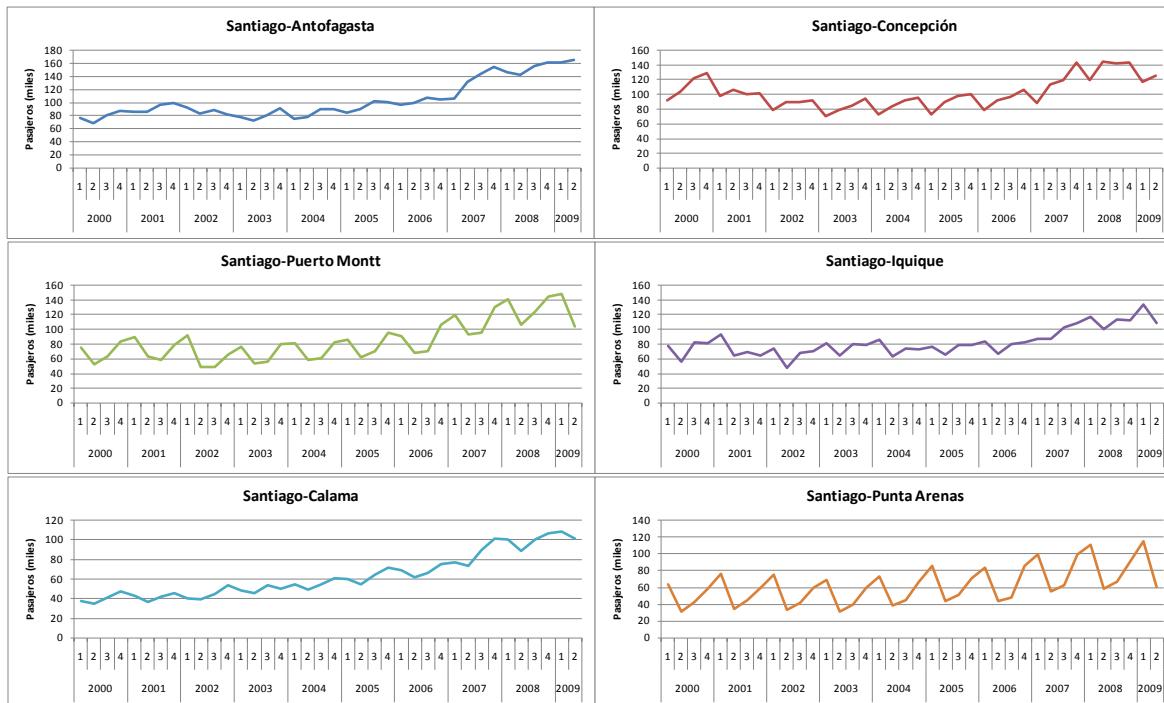
Gráfico 3: Evolución trimestral del tráfico en el mercado doméstico, período 2000-2009



Fuente: Elaboración propia en base a estadísticas de la JAC.



Gráfico 4: Evolución trimestral del tráfico de pasajeros en las principales rutas, período 2000-2009



Fuente: Elaboración propia en base a estadísticas de la JAC.

2.5 El Nuevo Modelo de Negocios de Lan

En las rutas domésticas dentro de Chile Lan sirve 15 destinos, cubriendo las principales ciudades de norte a sur, además de la ruta Santiago-Isla de Pascua. Durante diciembre del 2008 su participación de mercado alcanzó el 84%, siendo Sky Airlines su principal competidor, y manteniendo una participación del orden del 80% durante el año 2009, seguida por Sky Airlines, con una participación del 18.5%.

En lo que respecta al mercado de pasajeros doméstico, Lan implementó a inicios del año 2007 un nuevo modelo de negocios que incorpora elementos de los modelos de aerolíneas de bajo costo (LCC) exitosas, como Southwest, EasyJet, y Ryanair.

La adaptación por parte de LAN del modelo de las LCC al mercado nacional se basa un círculo virtuoso en el cual, para el período 2006-2008, (1) se incrementó en un 20% la oferta de asientos mediante la incorporación de aviones nuevos de la familia Airbus A320, un



incremento en los vuelos directos (pasando de un 30% a un 70% aproximadamente), incrementando las horas promedio de vuelo (de 9 horas a 12 horas), e incrementando la frecuencia de vuelo; (2) se redujeron los costos por asiento kilómetro ex combustible de 5.65 centavos USD para un largo promedio de vuelo para el mercado doméstico de 1061.93 kilómetros, lo cual para el año 2006 es levemente superior al promedio de la industria para empresas con largo de vuelo promedio similar, en un 30% aproximadamente, alcanzando los 3.99 centavos USD para un largo promedio de vuelo para el mercado doméstico de 1090.98 kilómetros. También se redujeron en un 16% los costos de mantenimiento debido a la incorporación de la familia común A320. Luego, (3) se estimuló la demanda hasta alcanzar un incremento del 40% mediante la reducción de un 20% en la tarifa promedio y hasta un 40% las tarifas más económicas, y la simplificación de la tabla de tarifas. Además, el sitio web LAN.com ha sido importante en este crecimiento, mediante la compra de pasajes directamente por Internet (se alcanzó una penetración de este canal de venta del 67% al 2008), y la posibilidad de realizar el chequeo⁶, ⁷.

Previo a la instauración del nuevo modelo, la forma tradicional del modelo de mercados de pasajeros en Chile tenía como paradigma una priorización de los horarios de negocios, el uso de aviones con años de uso mayor, una baja utilización diaria de los aviones, mercado aeronáutico nacional pequeño y de menor crecimiento, la percepción de demanda de viajes inelástica⁸, bajos factores de utilización (durante los años 2005 y 2006 el factor de ocupación para el mercado doméstico de Lan es del 67.9% y del 66.6% respectivamente, lo cual es bajo para estándares internacionales), unidireccionalidad de los tráficos, riesgo de dilución de pasajeros de negocios debido a bajas en las tarifas promedio, percepción de la no existencia de amenaza de entrada por parte de una LCC en mercados nacionales, inexistencia de nicho de mercado para vuelos nocturnos, y que Internet nunca sería el principal canal de venta⁹.

⁶ Ídem nota al pie 2.

⁷ Información presentada en conferencia Santander Investment Chile Conference, Septiembre del 2006.

⁸ Informalmente, la elasticidad-precio de la demanda (positiva) se define como el valor absoluto de la razón entre la variación porcentual de la cantidad demandada y la variación porcentual del precio. Se dice que la demanda es inelástica cuando dicha razón es igual a 1, esto es, un incremento (decremento) de un tanto por ciento en los precios implica un decremento (incremento) del tanto por ciento. En secciones posteriores se definirá este concepto en forma precisa.

⁹ Ídem nota al pie 2.



Los resultados de la implantación de dicho modelo son sorprendentes. Para fines del 2009, los 2.6 millones de pasajeros que Lan transportó en Chile el 2006 se incrementaron a 4.1 millones para el 2009. Durante el período 2006-2009, la tarifa promedio de la compañía bajó de 150 mil \$Ch a \$100 mil \$Ch, mientras que las tarifas piso, las más baratas, descendieron a la mitad, de 90 mil \$Ch a 45 mil \$Ch. Para dimensionar la magnitud en la reducción de las tarifas, cabe mencionar que en el mercado doméstico de Estados Unidos y Europa la reducción del 20% en las tarifas promedio tomó 10 años¹⁰.

¹⁰ Idem nota al pie 2.



3. REVISIÓN Y ANÁLISIS DE LA LITERATURA

En el presente capítulo se expone una revisión y análisis de la literatura de la Organización Industrial Empírica relacionada con la identificación y estimación del poder de mercado en mercados caracterizados por competencia imperfecta. Luego, se revisan y discuten los resultados de los pocos estudios empíricos existentes que han identificado y estimado el nivel de poder de mercado en el mercado aeronáutico de pasajeros doméstico de Estados Unidos (Brander y Zhang (1990), (1993), Oum et al. (1993), y Fischer y Kamerschen (2003b)), y para el mercado doméstico español (Fageda (2006)). En el caso de los trabajos conducidos para el mercado doméstico de Estados Unidos, el escenario competitivo se caracteriza por duopolios simétricos. Estos estudios proveen evidencia que la competencia aeronáutica puede ser explicada, en promedio, por el modelo tradicional de Cournot, lo cual no es sorprendente dado el escenario competitivo que caracteriza dichos mercados.

3.1 La Medición Empírica del Poder de Mercado

La teoría económica sugiere que el grado de competencia en una industria puede ser inferido directamente mediante el cálculo de la diferencia porcentual del precio sobre el costo marginal (Lerner (1934)). Sin embargo, en la práctica esta medida es frecuentemente difícil o decididamente imposible de implementar dada la ausencia de información detallada de los costos y precios de los productos de la industria. En consecuencia, la literatura empírica de la Organización Industrial ha desarrollado métodos indirectos para estimar la conducta y nivel de competencia en una industria¹¹. Entre las primeras aproximaciones se considera el paradigma de estructura-conducta-desempeño (structure-conduct-performance, SCP) y la hipótesis de eficiencia (efficiency-hypothesis, EH).

El paradigma SCP, debido a Mason (1939) y Bain (1951), investiga si mayores niveles de concentración del mercado actúa como facilitador de un comportamiento de cartel o de naturaleza no competitiva entre las firmas. En este contexto, un proxy utilizado para medir el

¹¹ Los lectores interesados pueden referirse a Bikker (2004).



nivel de concentración es el índice de Herfindahl-Hirschman (HHI)¹². Sin embargo, la literatura empírica en la industria bancaria ha demostrado que la medida de concentración es generalmente un pobre indicador del poder de mercado; por ejemplo, ver Shaffer (1993), (1999), Shaffer y DiSalvo (1994), y Claessens and Laeven (2004). Algunos de estos estudios muestran que la conducta es más competitiva que la sugerida por la estructura de mercado, mientras que otros muestran mayor poder de mercado que el sugerido por la estructura de mercado. Dada esta divergencia, el nivel de concentración puede no ser una medida muy fidedigna del poder de mercado (Bikker et al. (2009)). Esto es especialmente cierto en el caso de mercados contestables (Baumol et al. (1982), Stigler (1987)).

Por otra parte, la aproximación de EH, debida a Demsetz (1973) y Peltzman (1977), postula que las mayores participaciones de mercado resultan de diferencias de eficiencia en las firmas que se traducen, al incrementarse el nivel de producción, en mayores beneficios y mayores niveles de concentración de la industria. Luego, de acuerdo a esta teoría la asociación positiva entre concentración y la rentabilidad de las firmas refleja solamente la habilidad de algunas firmas de operar en forma más eficiente que otras.

En respuesta a los problemas teóricos y empíricos que presentan estas aproximaciones, y especialmente a la necesidad de endogeneizar la estructura de mercado, en términos generales tres modelos de conducta han sido desarrollados bajo el alero de la literatura de la Nueva Organización Industrial Empírica (New Empirical Industrial Organization, NEIO), la cual tiene como objetivo identificar y estimar el grado de poder de mercado, especificar y estimar las ecuaciones de comportamiento que describen el precio y la cantidad, y frecuentemente infiere los costos marginales y medidas de poder de mercado en forma indirecta. Uno de los mayores avances del marco teórico de la NEIO consiste en proveer técnicas econométricas para estimar la conducta y parámetros de costos de las firmas, incluso cuando información completa de los costos no está disponible (Bresnahan, 1989). Además, la investigación de la NEIO coloca énfasis en industrias individuales, dado que las circunstancias institucionales hacen que los estudios de tipo corte transversal a través de las industrias sean

¹² El índice de Herfindahl-Hirschman es una medida del grado de concentración de las firmas, y se obtiene sumando el cuadrado de las participaciones de mercado de las firmas.



de valor limitado (Fischer y Kamerschen (2003a)). La NEIO provee de técnicas para ejecutar estudios acerca de la conducta y poder de mercado de industrias individuales mediante la estimación econométrica de parámetros de conducta que identifican modelos teóricos bien definidos de oligopolio. Los parámetros que han sido estimados en la literatura empírica así como los que se pretenden estimar en el presente estudio cubren un amplio espectro de la conducta de las firmas, desde el caso de fijación competitiva de precios (Bertrand) en un extremo hasta el escenario de maximización conjunta de beneficios (cartel, colusión), pasando a medio camino por el clásico modelo de oligopolio Cournotiano. Luego, los parámetros proveen un equivalente numérico de la conducta del oligopolio desde el caso de competencia perfecta hasta el caso de monopolio.

En el marco de la NEIO, existen tres modelos que han servido como soporte metodológico para el estudio empírico del poder de mercado. Estos modelos se deben a Iwata (1974), Bresnahan y Lau (Bresnahan (1982), (1989); Lau, (1982)) y Panzar y Rosse (Rosse y Panzar, (1977); Panzar y Rosse (1982), (1987)). Estos modelos tienen en común que miden el nivel de competencia mediante la desviación de la fijación competitiva de precios, y que son formalmente derivados de las condiciones de equilibrio de maximización de las firmas, lo cual constituye su mayor ventaja sobre otras aproximaciones heurísticas. Tal como expone Shaffer (1983a, b), los estadísticos de dichos métodos están relacionados entre ellos, así como con medidas alternativas de competencia como el índice de Lerner (Lerner (1934)).

El modelo de Iwata consiste en la estimación econométrica del parámetro de conjeturas variacionales para firmas individuales que ofrecen un producto homogéneo en un mercado oligopolístico. Por otra parte, el modelo de Bresnahan-Lau considera la estimación de un sistema de ecuaciones simultáneas donde el parámetro que representa el grado de poder de mercado es incluido. Ambos modelos han sido aplicados con muy baja frecuencia para propósitos empíricos. El problema de los modelos de Iwata y de Bresnahan-Lau se basa en los altos niveles de requerimientos en términos de los datos para la calibración. En el contexto de la industria bancaria, donde se observa por lejos el mayor número de estudios empíricos orientados a estimar el poder de mercado, sólo Shaffer y DiSalvo (1994) utilizan este método, mientras que en el contexto de la industria aeronáutica doméstica de pasajeros en Estados



Unidos, la estimación empírica del parámetro de conjeturas variacionales ha sido conducido por Brander y Zhang (1990), Oum et al. (1993) y Fischer y Kamerschen (2003b). Ambos estudios proveen evidencia de la existencia de niveles de poder de mercado promedio consistentes con el modelo de oligopolio de Cournot.

En contraste, el modelo de Panzar-Rosse ha tenido una aceptación amplia por la comunidad académica. En forma heurística, la prueba de la estructura competitiva de Panzar y Rosse se basa en el siguiente argumento: bajo competencia perfecta y equilibrio de largo plazo, un incremento en el precio genera un incremento en los costos marginales y en el ingreso total de igual magnitud. Sin embargo, si el mercado es dominado por un monopolio, un incremento en el precio hará que el ingreso total disminuya, dado que los monopolios operan en la parte elástica de la curva de demanda. De este modo, Panzar y Rosse miden el nivel de competencia basándose en el impacto de un incremento en los costos sobre el ingreso total. La prueba de Panzar y Rosse es por lo tanto una aproximación no paramétrica o de forma reducida, dado que se basa en un ejercicio de estática comparativa en lugar de estimar un modelo estructural a la Iwata o Bresnahan-Lau. El problema de la prueba de Panzar y Rosse se basa en que ante un mismo resultado múltiples modelos de competencia imperfecta son coherentes, y que en general el valor del estadístico no constituye una medida ordinal del grado de poder de mercado, a diferencia de las aproximaciones de Iwata y Bresnahan-Lau.

Aunque el estadístico de Panzar y Rosee ha sido aplicado con mayor frecuencia en la industria bancaria sobre cualquier otro sector industrial, la aplicabilidad del modelo es totalmente amplia y no está confinada al análisis de mercados bancarios. Por ejemplo, para otras aplicaciones del estadístico ver para la industria de diarios (Rosse y Panzar, (1977)), en la industria de cigarrillos (Sullivan (1985); Ashenfelter y Sullivan (1987)), en la industria bancaria (Shaffer y DiSalvo (1994)), en la industria aeronáutica en Estados Unidos (Fischer and Kamerschen (2003a)), y en la industria japonesa de valores (Tsutsui y Kamesaka (2005)).

Para efectos del presente trabajo se cuenta con los datos requeridos para implementar la estimación econométrica de un modelo estructural, a la Iwata y Bresnahan-Lau, por lo que se prefiere dicha aproximación a la de Panzar y Rosse. Si bien el modelo no paramétrico podría



permitir evitar errores de especificación del modelo estructural, su mayor limitación consiste en determinar qué estructura de mercado o grado de monopolio para el mercado bajo estudio no es en lugar de sugerir qué es.

Tal como se mencionó, la aproximación de Iwata y Bresnahan-Lau es estructural dado que se utiliza la teoría en la especificación de las ecuaciones que gobiernan la estructura de la demanda y oferta, y de ellas se estima económetricamente la conducta de las firmas.

3.2 Poder de Mercado en la Industria Aeronáutica

Existen muy pocos estudios que han estimado económetricamente la conducta de las firmas a nivel de ruta mediante un modelo estructural inspirado en la NEIO, y generalmente han sido conducidos en la industria aeronáutica doméstica de pasajeros de Estados Unidos, ver por ejemplo, los estudios de Brander y Zhang (1990), (1993) en el primer trabajo utilizando una muestra de corte transversal para 33 rutas basadas en Chicago para el tercer trimestre de 1985, Oum et al. (1993) usando 20 rutas basadas en Chicago en el período 1981-1988, y Fischer y Kamerschen (2003b) utilizando una muestra de 240 observaciones para los años 1991-1996 a través de múltiples rutas originadas en Atlanta. En estos trabajos el escenario competitivo a analizar se caracteriza por duopolios simétricos. En consecuencia, es razonable esperar la conclusión de que la conducta promedio del mercado es consistente con la hipótesis Cournotiana.

Por otra parte, el trabajo de Fageda (2006) tiene su interés en analizar la conducta promedio para el mercado aeronáutico de pasajeros doméstico de España, utilizando una muestra de 190 observaciones para el período 2001-2002. A diferencia de los trabajos conducidos en la industria aeronáutica de pasajeros de Estados Unidos, Fageda (2006) analiza un oligopolio asimétrico donde una firma (Iberia) tiene más del 60% de participación de mercado. En forma sorprendente, Fageda (2006) reporta una conducta promedio en rutas oligopolísticas menos competitivo que Cournot pero más que el escenario de cartel. Dado que el procedimiento de identificación de los parámetros de conducta en rutas oligopolísticas depende del parámetro de conducta en las rutas de único oferente (el cual está dado en forma exógena), este



resultado depende del supuesto que en las de un solo oferente la conducta es consistente con el comportamiento monopolista¹³.

¹³ Como quedará claro en el siguiente capítulo, en caso de no ser adecuado dicho supuesto, los resultados de Fageda (2006) podrían variar a favor de una conducta más competitiva que la reportada.



4. MARCO TEÓRICO Y METODOLOGÍA

En esta sección se presenta y discute en detalle el marco teórico general utilizado para identificar y estimar econométricamente el grado de poder de mercado en la industria aeronáutica de pasajeros nacional. El marco teórico postula que la inferencia del poder de mercado se basa en la estimación de la conducta de las firmas. En particular, este marco está basado en modelos estructurales en la línea de la aproximación de la NEIO (para una revisión, ver Bresnahan (1989)) para la determinación del poder de mercado. La aproximación de la NEIO involucra el desarrollo y la estimación de modelos económicos estructurales de competencia estratégica entre las firmas. Los modelos estructurales asumen que las elecciones de las firmas se basan en algún tipo de comportamiento optimizador del agente económico (usualmente maximización de beneficios). Dada la especificación que emana de la teoría para la estructura de las funciones de demanda y oferta, la conducta de las firmas (el grado en el cual el precio fijado excede el costo marginal) es identificada.

4.1 Marco Teórico

En lo que sigue se asume la disponibilidad de observaciones (datos) a través de un número de períodos para un mercado donde el producto (output) es homogéneo¹⁴. En particular, asumir que se dispone de las siguientes variables: precio de la industria; producción (output) de firma de la industria; el precio de sustitutos, ingreso de los consumidores, estacionalidad y otras variables que desplacen la curva de demanda. Además, se asume la disponibilidad de variables que afectan la curva de costos de las firmas, por ejemplo, los precios de factores de producción e índices de tecnología. En este contexto, es posible identificar y estimar el grado de poder de mercado mediante el uso de los datos para estimar económicamente en forma simultánea la elasticidad-precio de la demanda, los costos marginales, y la conducta de las firmas.

¹⁴ Bresnahan (1989) discute la estimación empírica modelos de oligopolio, tales como competencia en precios y modelo de líder-seguidor en cantidades (competencia a la Stackelberg). Los trabajos de estimación empírica de poder de mercado para la industria aeronáutica (Brander y Zhang (1990), (1993), Oum et al. (1996), Fischer y Kamerschen (2003b), y Fageda (2006)) asumen competencia en cantidades por un producto homogéneo.



Suponer un oligopolio de relativamente pocas firmas que compiten mediante un producto homogéneo vendido a un número infinito de consumidores, donde las barreras de entrada son elevadas¹⁵ de forma que no existe libre entrada de empresas. Se asume también que el nivel de producción (output) es la variable estratégica de decisión de las firmas. Se denota la cantidad demandada total para el producto por X , y el precio por p . La función de demanda inversa del mercado está dada por

$$(1) \quad p = p(X, y, \delta),$$

cuya derivada $\partial p / \partial X$ se asume negativa para cualquier X positivo. Además, la variable y representa un vector de variables que desplazan la curva de demanda (variables como ingreso, estacionalidad, y el precio de productos sustitutos), mientras que δ es un vector de parámetros desconocidos de la función de demanda que deben ser estimados. El número de firmas en la industria se denota por n y el nivel de producción de una firma individual i está dado por x_i . Luego, la oferta total $S = x_1 + x_2 + \dots + x_n$ debe igualar a X

$$(2) \quad X = x_1 + x_2 + \dots + x_n.$$

En forma similar a la función inversa de la demanda, la función de costos se denota por

$$(3) \quad C_i = C_i(x_i, w, \tau),$$

donde W es un vector de variables que desplaza la curva de costos (variables como los precios de factores, estacionalidad, o índice de tecnología disponible), mientras que τ corresponde a un vector de parámetros desconocidos de la función de costos que deben ser estimados.

En forma acorde con la teoría económica estándar, a continuación se asume que las firmas maximizan sus pagos individuales. Los pagos de la firma i están dados por

$$(4) \quad \pi_i \equiv p(X, y, \delta)x_i - C_i(x_i, w, \tau),$$

mientras que el costo marginal de producción de la firma i , denotado por c_i , es

¹⁵ Esto podría deberse a la existencia de economías de escala, patentes, acceso a tecnología de punta, o a las acciones estratégicas diseñadas por las firmas incumbentes para disuadir a los potenciales entrantes.



$$(5) \quad c_i(x_i, w, \tau) \equiv \frac{\partial C_i(x_i, w, \tau)}{\partial x_i}.$$

El ingreso marginal de la producción percibido o efectivo r_i de la firma i está dado por

$$(5) \quad r_i(X, x_i, y, \delta) \equiv p + \lambda_i \frac{\partial p}{\partial X} x_i,$$

donde dp/dX es la pendiente (negativa) de la curva de demanda del mercado, y λ_i es un parámetro que mide la conducta de la firma i . En este contexto, notar que la condición bajo la cual la expresión (5) corresponde a un comportamiento tomador de precios $r_i = p$ corresponde a $\lambda_i = 0$. Este caso podría darse, por ejemplo, si la firma i percibe que un incremento marginal en su nivel de producción no tiene impacto en el precio de mercado. Entonces, notar de (5) que a medida que el parámetro λ_i crece, el ingreso marginal de la producción decrece: a mayor λ_i , mayor es la pérdida percibida que se obtiene por una unidad marginal adicional de producción.

La condición de primer orden¹⁶ que caracteriza la cantidad óptima de la firma i en el corto plazo (asumida interior, dado en este contexto no interesan las soluciones de borde) es

$$(6) \quad p = c_i(x_i, w, \tau) - \lambda_i \frac{\partial p}{\partial X} x_i,$$

la cual corresponde a la condición de maximización de pagos de la firma i : el nivel de producción es tal que el ingreso marginal de la producción (compuesto por el efecto volumen (p), el cual es positivo, y el efecto precio $(\partial p / \partial X)x_i \lambda_i$, el cual es negativo)¹⁷ se iguala con el costo marginal de la producción c_i . La expresión (6) es comúnmente reconocida en la literatura como relación de oferta (supply relationship) de la firma i .

El conocimiento de la conducta de la firma es esencial para la discusión del poder de mercado. En particular, el interés en esta formulación recae en que el parámetro de conducta λ_i tiene

¹⁶ Aquí se asume que las condiciones de segundo orden se cumplen, y que el equilibrio es interior (dados que no interesan para efectos del estudio condiciones bajo las cuales las firmas deciden salir del mercado).

¹⁷ El efecto volumen corresponde al incremento en los ingresos $p x_i$ implicados por un incremento en la producción asumiendo que el precio p se mantiene constante, mientras que el efecto precio corresponde al decremento en los ingresos derivados por el menor precio asumiendo la producción x_i queda constante.



relación con el poder de mercado de la firma i , medido como el índice de Lerner L . Para apreciar esto claramente, notar que la expresión (6) puede ser rescrita

$$(7) \quad L_i \equiv \frac{p - c_i(x_i, w, \tau)}{p} = \frac{s_i \lambda_i}{\eta},$$

donde $s_i \equiv x_i/X$ es la participación de mercado de la firma i , y $\eta \equiv -(dX/dp)p/x$ es la elasticidad-precio de la demanda (positiva) del mercado. El lado derecho de la expresión (7) corresponde al índice de Lerner L_i de poder de mercado de la firma i (Lerner (1934)), el cual es una medida de poder de mercado, dado que mide el nivel de precios en relación al costo marginal de producción. En este contexto, notar que el rango del índice es de 0 a 1; si $L_i = 0$ entonces la firma i es competitiva (dado que en este caso el precio iguala al costo marginal de producción), mientras que si $L_i = 1$ entonces la firma ejerce máximo poder de mercado¹⁸. Notar de la expresión (7) que el índice de Lerner para la firma i depende de la elasticidad-precio de la demanda del mercado η , de la participación de mercado s_i , y del modo de conducta de la firma λ_i . Por otra parte, es claro que el índice de Lerner para la firma i es creciente en el parámetro de conducta λ_i .

Hasta el momento se ha derivado el índice de Lerner para una firma en particular. En ocasiones es útil agregar entre todas las firmas de la industria y considerar el índice de Lerner agregado de la industria. Esto se realiza mediante la construcción de un promedio ponderado de los índices específicos de cada firma donde la participación de mercado sirve como ponderación. En consecuencia, se define

$$(8) \quad L \equiv \sum_{i=1}^n s_i L_i = \frac{HHI + \sum_{i=1}^n (\lambda_i - 1) s_i^2}{\eta},$$

donde HHI es el índice de Herfindahl-Hirschman. La expresión (8) señala que el índice de Lerner de la industria depende del índice HHI , de los parámetros de conducta, y de la elasticidad-precio de la demanda del mercado.

¹⁸ Para ver esta afirmación, tomar el límite de L_i cuando el precio tiende a infinito.



En el contexto del marco teórico presentado es útil caracterizar como escenario de comparación el modelo de oligopolio de Cournot, donde se asume que $\lambda_i = 1$ para todas las firmas i . De acuerdo a la expresión (6) se tiene que el equilibrio de Nash¹⁹ del juego de cantidades está caracterizado por las siguientes condiciones de primer orden

$$(9) \quad p = c_i(x_i, w, \tau) - \frac{\partial p}{\partial X} x_i,$$

donde es inmediato notar de la expresión (9) que la solución de Nash-Cournot implica un margen precio-costo positivo: de la expresión (7) se tiene que para $\lambda_i = 1$ el índice de Lerner está dado por $L_i = s_i/\eta$. En el escenario que haya una única firma en el mercado, la expresión (9) corresponde a la condición de maximización de la firma monopolista.

Antes de exponer la metodología general empleada en la estimación del parámetro de conducta, se expondrá a continuación una interpretación distinta pero equivalente de dicho parámetro: el modelo de conjetura de variaciones (Iwata (1976), Bresnahan (1989)), el cual es utilizado frecuentemente en economía industrial empírica y que por lo tanto es necesario explicitarlo en su propio derecho. Este es el modelo que se ha empleado en general en los trabajos de medición de poder de mercado en la industria aeronáutica (Brander y Zhang (1990), Oum et al. (1993), y Fischer y Kamerschen (2003b)).

En el modelo de Cournot, un equilibrio está caracterizado por perfil estratégico en el cual ninguna firma tiene incentivos unilaterales a desviarse (escoge el nivel de producción que maximiza sus beneficios dada la cantidad de equilibrio de las otras firmas). La versión alternativa que corresponde al modelo de conjetura de variaciones asume que cada firma percibe la producción de las restantes firmas como una función de su propia producción. Bajo este supuesto, el ingreso marginal de la producción está dado por

$$(10) \quad r_i(X, x_i, y, \delta) = p + \frac{\partial p}{\partial X} x_i (1 + \gamma_i),$$

¹⁹ Un equilibrio de Nash es una configuración estratégica en la que para ninguno de los jugadores es conveniente desviarse de dicha estrategia ya que cualquier cambio implicaría una disminución en sus pagos, dado como fijo el perfil estratégico de los restantes jugadores.



donde

$$(11) \quad \gamma_i \equiv \frac{d}{dx_i} \left(\sum_{k \neq i} x_k \right).$$

El parámetro γ_i corresponde a la variación conjetural, el cual corresponde a la razón de la variación asumida por la firma i en la oferta de las restantes firmas competidoras que resulta ante un incremento marginal en la producción de la firma i . Conceptualmente, en el modelo de conjetura de variaciones, a diferencia del modelo de Cournot, la firma i al decidir su nivel de producción no asume que la producción de las restantes firmas quedará fija, sino que estas reaccionarán de acuerdo a una conjetura que tenga la firma i respecto de dicha respuesta. Luego, en el modelo de Cournot se asume $\gamma_1 = \dots = \gamma_n = 0$.

En este contexto, la condición de primer orden de la firma corresponde a

$$(12) \quad p = c_i(x_i, w, \tau) - \frac{\partial p}{\partial X} x_i (1 + \gamma_i),$$

mientras que la relación con el índice de Lerner está dada por

$$(13) \quad \frac{p - c_i(x_i, w, \tau)}{p} = \frac{s_i(1 + \gamma_i)}{\eta}.$$

Claramente, el parámetro de conducta λ_i está relacionado con el parámetro de conjetura de variaciones γ_i . Comparando las expresiones (6) y (12) se tiene que

$$(14) \quad \lambda_i = 1 + \gamma_i.$$

En la literatura de organización industrial, comúnmente el parámetro γ_i se interpreta como un índice del nivel de competencia (o de colusión) de la firma. En este contexto, a un mayor nivel de γ_i , mayor es la diferencia entre el precio y el costo marginal y por lo tanto la firma disfruta de un mayor poder de mercado. Desde el punto de vista empírico, el modelo de conjetura de variaciones provee un marco conceptual para establecer el poder de mercado subyacente en las decisiones de producción de las firmas.



Recordar que la solución de Cournot, que constituye un escenario de comparación válido para efectos del análisis del poder de mercado, corresponde a un parámetro de conducta $\lambda_i = 1$ (en forma equivalente una conjetura variacional $\gamma_i = 0$) por lo que una firma se comporta de forma más competitiva en relación al caso de Cournot si $\lambda_i < 1$ (en forma respectiva $\gamma_i < 0$), mientras que se comporta en forma menos competitiva en relación al caso de Nash-Cournot si $\lambda_i > 1$ (en forma respectiva $\gamma_i > 0$).

En consecuencia, distintos valores de λ_i y γ_i describen distintos supuestos en relación al comportamiento de las firmas. En un extremo, y continuando la caracterización de este hecho mediante escenarios de comparación interesantes, para el caso de un duopolio simétrico es directo de las expresiones (6) y (12) que la solución de fijación competitiva de precios en oligopolio (modelo de Bertrand con producto homogéneo) es consistente con si $\lambda_i = 0$ (en forma respectiva $\gamma_i = -1$). Esto implica que el modelo de Bertrand con producto homogéneo entrega el mismo resultado que el que se observa en un escenario de competencia perfecta, en el cual las firmas se comportan como tomadoras de precios dado que no disponen de la capacidad de modificar los precios o bien perciben que no disponen de dicha capacidad. En el otro extremo, si las firmas pueden coordinarse en forma tácita para maximizar sus beneficios conjuntos, la solución de cartel implicará, bajo el supuesto de duopolio con costos simétricos, $\lambda_i = 2$ (en forma respectiva $\gamma_i = 1$). Luego, las conductas intermedias entre ambos extremos teóricos se caracterizan, para el caso de duopolio simétrico, en el intervalo $0 < \lambda_i < 2$ (en forma respectiva $-1 < \gamma_i < 1$). La Tabla 2 resume para el escenario de un duopolio simétrico la relación entre el comportamiento observado, el parámetro de conducta λ , el parámetro de conjetura de variaciones γ , y el índice de Lerner del mercado.

En caso que existan n firmas en el mercado, entonces existirá una relación de oferta para cada firma. El equilibrio en la industria estará determinado por la solución simultánea de n relaciones de oferta descritas por (6), la función de demanda (1), y la identidad $X = x_1 + \dots + x_n$ (esto es una forma técnica de decir que el equilibrio estará dado por la interacción de todos los productores y consumidores). Las $n + 2$ variables determinadas por este sistema de $n + 2$ ecuaciones corresponden a la producción de cada firma x_i , la producción de la industria X , y el precio p . Estas corresponden a las variables endógenas. Por otra parte, las variables exógenas,



o predeterminadas, son los factores que desplazan las curvas de demanda y o la relación de oferta w .

Tabla 2: Relación entre el parámetro de conducta y de conjetura de variaciones para un duopolio simétrico

Comportamiento	λ	γ	Índice de Lerner mercado
Tomador de precios	0	-1	0
Cournotiano	1	0	$1/(2\eta)$
Cartel	2	1	$1/\eta$

El interés recae en estimar los parámetros de conducta de cada firma λ_i y/o del mercado λ , así como los parámetros de la función de demanda δ y de la función de costos τ . Dependiendo del interés del analista y la disponibilidad de los datos, es posible estimar la ecuación (1) y la expresión derivada de la suma de relaciones de oferta (6) a través de las firmas en caso de interés en analizar la conducta promedio del mercado (por ejemplo, ver Fageda (2006)), o bien estimar la expresión (1) en conjunto con la relación de oferta de una única firma, como se realiza en el presente informe. Típicamente el sistema de ecuaciones simultáneas se estima mediante las técnicas de estimación Three-Stage Least Squares (3SLS), Full Information Maximum Likelihood (FIML), y Generalized Method of Moments (GMM), las cuales no se discuten mayormente aquí.

4.2 Comentarios Respecto del Marco Teórico

Aquí se comentan algunas de las críticas del modelo de conjetura de variaciones, y exponer porqué es útil desde el punto de vista empírico (Bresnahan (1981), Perry (1982), Kamien y Schwartz (1993), Brander y Zhang (1990), (1993)). Frecuentemente se ha argumentado que el modelo de conjetura de variaciones, alemerger en un contexto estático, no puede ser considerado en forma literal como un modelo dinámico en el cual las firmas se forman expectativas respecto de la acciones de los competidores. Las nociones de expectativas y de conjetura de variaciones no están correctamente definidas en un modelo estático. Tal como



se ha modelado en Teoría de Juegos, si una firma interactúa en forma repetida con otras, es razonable asumir que sus estrategias dependerán del historial del juego (esto es, de los pagos y acciones observadas en el pasado) (Fudenberg y Tirole (1991)). El problema se puede ilustrar en el modelo de Cournot, el cual es un caso especial del modelo de conjetura de variaciones. Tal como se ha revisado, en este juego las firmas asumen que sus rivales no reaccionarán a cambios en su propia producción, cuando sus funciones de reacción indican lo contrario. Aunque la conjetura en la cual las firmas sea incorrecta, de acuerdo al modelo de Cournot estas no modificarán sus expectativas. Este argumento se puede extender al caso de conjeturas variacionales. Luego, un modelo estático falla en explicar el comportamiento dinámico.

Sin embargo, esto no implica que el modelo no tenga utilidad empírica. Siguiendo los argumentos de Brander y Zhang (1990) (1993), el modelo adquiere relevancia desde el punto de vista aplicado mediante una reinterpretación del parámetro de conducta γ_i . En lugar de interpretarlo como un índice que captura las expectativas de la firma respecto de la reacción de los competidores, el parámetro es interpretado como un índice que describe en forma razonable la conducta de mercado, en forma consistente con la relación discutida arriba entre los parámetros λ_i y γ_i . Tal se discutió, el parámetro γ_i es capaz de capturar el amplio espectro de conductas que pueden darse entre competencia perfecta y monopolio o cartel (en forma de colusión tácita). Los estudios que han utilizado esta metodología, tanto en la industria aeronáutica (Brander y Zhang (1990), (1993), Oum et al. (1993), Fischer y Kamerschen (2003b) como en otras (Iwata (1976)), Appelbaum (1982), y Spiller y Favaro (1984) han seguido esta interpretación del parámetro en su virtud de capturar la diferencia entre el precio y el costo marginal, esto es, el poder de mercado.

El desarrollo del marco teórico presentado en la sección anterior considera competencia en cantidades por un producto homogéneo. En realidad, las aerolíneas disponen de múltiples productos, consistentes con las distintas categorías de tarifas y descuentos disponibles. Tal como señala Brander y Zhang (1990) y Oum et al. (1993), la multiplicidad de tarifas existentes debido al uso de sofisticados programas de “revenue management” por parte de las aerolíneas dificulta en demasía el estudio de la conducta de las firmas utilizando información de todas las



tarifas y volúmenes de venta para cada categoría. De hecho, dichos programas permiten la discriminación de precios dinámica a través del tiempo y del estado de reservas para los vuelos. En consecuencia, y dado que el interés del trabajo no consiste en estudiar el detalle del programa de revenue management sino que estimar la conducta general, promedio, en la industria aeronáutica, se estudia el modo de conducta de las firmas mediante información de la tarifa promedio, el cual es considerado el indicador más importante de la estrategia de precios en la industria aeronáutica²⁰. La tarifa promedio se define como el promedio ponderado de las tarifas en las categorías existentes, con ponderación dada por el número de pasajeros en cada categoría.

El supuesto de producto homogéneo es consistente con los trabajos conducidos en la industria aeronáutica de pasajeros por parte Brander y Zhang (1990), (1993), Oum et al. (1993), Fischer y Kamerschen (2003b), y Fageda (2006). Por otra parte, siguiendo los trabajos para la industria aeronáutica de pasajeros citados anteriormente, se define como “un mercado” cada ruta. En consecuencia, el marco teórico presentado en la sección anterior es para una sola ruta. Un análisis conceptual para esta definición particular de mercado para la industria aeronáutica de pasajeros se encuentra en el trabajo de Agostini (2008).

4.3 Metodología Estadística y Modelos Econométricos

En la sección anterior se discutió en detalle el marco teórico general, basado en la NEIO, bajo el cual se desarrolla la identificación y la estimación de los parámetros de conducta para el mercado de pasajeros aeronáutico chileno. Aquí se expone la metodología estadística y los modelos particulares que son utilizadas en la estimación empírica del parámetro de conducta para el mercado aeronáutico nacional. Específicamente, la metodología propuesta está basada en los trabajos de Brander y Zhang (1990), Oum et al. (1993), y Fageda (2006). El trabajo de Brander y Zhang (1990) provee una metodología para conducir un ejercicio exploratorio y de sensibilidad en el contexto de un mercado aeronáutico. La metodología de análisis de Brander

²⁰ En este sentido, es interesante mencionar que el sitio en Internet de la Bureau of Transportation Statistics (<http://www.bts.gov/>) entrega estadísticas e índices para la industria aeronáutica doméstica de Estados Unidos de las tarifas promedio por compañía, ruta, y trimestre, entre otras estadísticas operacionales, económicas, y contables relevantes.



y Zhang (1990) está motivada por las limitaciones de los datos disponibles (datos de corte transversal para el tercer trimestre del año 1985 para 33 rutas/observaciones basadas en Chicago). Por otra parte, los modelos de Oum et al. (1993) y Fageda (2006) disponen de datos con dimensión temporal²¹ y determinan econométricamente los parámetros de conducta, los parámetros de la función de demanda, y los parámetros de la función de costos. A diferencia del modelo de Brander y Zhang (1990), y de Oum et al. (1993), Fageda (2006), en el espíritu de la NEIO, no utiliza información contable para aproximar la función de costo marginal²². El interés en estimar la conducta bajo múltiples modelos responde a la necesidad de determinar la robustez de dichas estimaciones.

Dado que el análisis a la Brander y Zhang (1990) es el más simple y caracteriza el espectro de posibilidades de conducta que pueden darse bajo escenarios alternativos en términos de la elasticidad de la demanda y de la función de costos, se comienza con dicha metodología.

4.3.1 Metodología Estadística a la Brander y Zhang (1990)

El objetivo bajo la metodología de Brander y Zhang (1990) es estimar los parámetros de conducta para un conjunto de rutas y analizar si los resultados soportan las hipótesis de Bertrand, Cournot, o cartel. En este contexto, la expresión (6) puede ser reescrita como

$$(15) \quad \lambda_i^k = \gamma_i^k + 1 = (p^k - c_i^k) \eta_k(X) / (p^k s_i^k),$$

donde $\eta_k(X)$ es la elasticidad-precio de la demanda en la ruta k , y s_i^k es la participación de mercado de la firma i . Específicamente, se considera la expresión (15) como una ecuación determinística. En consecuencia, el parámetro de conducta puede ser estimado (para cada ruta) si se conoce la elasticidad-precio de la demanda al nivel de producción observado, la participación de mercado de la firma i , y el costo marginal (notar que este enfoque, a pesar de ser derivado desde un modelo estructural, no es consistente con el enfoque de la NEIO).

²¹ En el trabajo de Oum et al. (1993) se dispone de 20 rutas basadas en Chicago en el período 1981-1988 con unidad temporal trimestral, mientras que Fageda (2006) dispone de muestra de 190 observaciones en el período 2001-2002 en forma semestral para el mercado aeronáutico doméstico español.

²² Dado que los costos contables tienen como objetivo fines diferentes a revelar el verdadero desempeño económico como minimizar impuestos o atraer a inversionistas, en el marco de la NEIO se asume que los márgenes precio-costo y el índice de Lerner no son observables directamente, o bien que la observación directa, basada en datos contables, no es confiable.



El principal supuesto en este contexto consiste en que cada ruta de la muestra representa una situación estratégica similar. Luego de obtener mediante el uso de la expresión (15) los parámetros de conducta λ_i^k para cada firma i y cada ruta k , se asume que estos valores corresponden a observaciones generadas por el siguiente modelo estocástico

$$(16) \quad \lambda_i^k = \lambda_i + \epsilon_i^k,$$

donde λ_i^k es el valor calculado del parámetro de conducta de la firma i en la ruta k , λ_i es el valor esperado del parámetro de conducta de la firma i , y ϵ_i^k es un término de error con media igual a 0. El objetivo consiste en determinar el valor esperado y la desviación estándar del parámetro de conducta y contrastar las hipótesis de los modelos de Bertrand, Cournot, o cártel.

La utilización de la expresión (15) requiere del conocimiento de la elasticidad-precio de la demanda por ruta $\eta_k(X)$. En este contexto, Brander y Zhang (1990), haciendo referencia a estimaciones presentadas en el trabajo de Oum et al. (1993), asumen elasticidades-precio de la demanda $\eta(X)$ de 1.6, 1.2, y 2.0, siendo la primera la elasticidad del “caso base”.

La expresión (15) también requiere conocimiento de los costos marginales a nivel de ruta. Siguiendo a Brander y Zhang (1990), el costo marginal específico por ruta se modela mediante el uso de información contable, de acuerdo a la siguiente forma funcional

$$(17) \quad c_{it}^k = cpk_{it} (D^k / AFL_{it})^{-\theta} D^k$$

donde cpk_{it} es el costo por pasajero-kilómetro para el mercado doméstico chileno de la firma i , D^k corresponde a la distancia (unidireccional) en kilómetros de la ruta k , y AFL_{it} corresponde al largo de vuelo promedio (average flight lenght) de la firma para el mercado doméstico de pasajeros chileno. El parámetro a estimar θ se define como $\theta \equiv -(dcpk/dD)D/cpk$ esto es, la elasticidad-distancia del costo-pasajero kilómetro. Basados en evidencia de estudios previos, Brander y Zhang (1990) sugieren un valor base para este parámetro de $\theta = 0.5$, y conducen un análisis de sensibilidad sobre θ .

La expresión (15) es calculada en forma determinística para cada ruta en forma anual.



4.3.2 Modelo Econométrico a la Oum et al. (1993)

La aproximación para la especificación econométrica presentada en el trabajo de Oum et al. (1993) se embebe en el marco teórico general propuesto por Bresnahan (1989). Considerar el mercado o ruta k en la observación t -ésima. La condición de optimalidad (7) se traduce a la forma estocástica de acuerdo a la siguiente expresión

$$(17) \quad p_{it}^k = \frac{c_{it}^k \eta_k}{\eta_k - \lambda_i^k s_{it}^k} + \epsilon_{it}^k$$

donde i corresponde al índice de la firma (y que para nuestros propósitos corresponde sólo a la firma dominante), y ϵ_{it}^k es un término de error aleatorio. Estos errores permiten que se observen tarifas promedio diferentes a través de las firmas, aunque el modelo teórico asume un precio común en las condiciones de primer orden en (6). Notar de la ecuación (17) que conociendo el nivel de precios promedio p_{it}^k , los costos marginales por ruta c_{it}^k , la participación de mercado s_{it}^k , y las elasticidades por ruta η_k , es posible estimar el parámetro de conducta a nivel de ruta λ_i^k , el cual se asume homogéneo a través del tiempo.

En relación a la estimación de las elasticidades η_k , un camino empleado en la literatura (ver por ejemplo, Brander y Zhang (1990)) es simplemente utilizar resultados de estimaciones previas reportadas en la literatura, lo cual corresponde justamente al procedimiento utilizado en la sección anterior, cuyo valor reside más que todo en el desarrollo de un análisis exploratorio. Sin embargo, la utilización de estimaciones de otros estudios presenta potenciales problemas en el presente contexto. En primer lugar, las elasticidades reportadas en la mayoría de los estudios existentes utilizan datos previo a la regulación en Estados Unidos (ver por ejemplo, Oum et al. (1986), Mutti y Murai (1977)). En segundo lugar, nada indica que los resultados para el mercado doméstico de Estados Unidos o de España en el caso del trabajo de Fageda (2006) en términos de elasticidades sean similares para el caso chileno. De ser este el caso, dicha aproximación potencialmente introduciría un grado de error que podría ser importante para la estimación de los parámetros de conducta.



La metodología que se realiza en esta sección (y que no está exenta de potenciales errores en términos de los datos disponibles, de acuerdo a la discusión en la aproximación utilizada para la obtención de las tarifas promedio por ruta) es estimar las elasticidades-precio de la demanda econométricamente categorizando las rutas de acuerdo a la potencial presencia de competencia en la forma de transporte terrestre (bus, automóvil). Es razonable esperar que la demanda por pasajes en avión sea menos sensible a las tarifas en rutas donde la oferta de otros modos de transporte en la cantidad y calidad adecuada no se encuentre disponible. Entonces, se define la variable dummy d_{inter} para competencia intermodal, la cual iguala 1 en rutas cuya distancia supera o iguala los 700 kilómetros²³. En este contexto, la función de demanda del mercado (el inverso de la expresión (1)) es modelada de acuerdo la siguiente forma funcional logarítmica de elasticidad constante

$$(18) \quad \log X_t^k = a_t^k - \eta_k \log p_{it}^k + \varepsilon_{it}^k,$$

donde a_t^k es el intercepto de la demanda (a estimar), η_k es la elasticidad-precio de la demanda (positiva), y ε_{it}^k es un término de error aleatorio. A diferencia de la metodología de Brander y Zhang (1990) presentada en la sección anterior, aquí se permite que las elasticidades-precio de la demanda varíen a través de las rutas de acuerdo a la variable dummy d_{inter} para competencia intermodal²⁴. En este contexto, se tiene para la expresión (18) que $\eta_k = \eta_a$ para rutas con distancia menor a 700 kilómetros ($d_{\text{inter}} = 0$) mientras que $\eta_k = \eta_b$ para rutas con distancia mayor o igual a 700 kilómetros ($d_{\text{inter}} = 1$). Por motivos que quedarán claros más adelante, también interesa determinar la elasticidad-precio de la demanda para las rutas de único oferente $\eta_k = \eta_M$, que consiste básicamente para el período 2006-2008 en la ruta Santiago-La Serena²⁵.

²³ Esta definición es arbitraria (por ejemplo, Fageda (2006) la define en base a 450 kilómetros para el mercado aeronáutico de pasajeros en España), y responde a que proporciona un buen ajuste.

²⁴ En el modelo original de Oum et al. (1993) las elasticidades se estiman en forma independiente para cada ruta. Esto es adecuado en caso de disponer de información certera respecto de las tarifas en cada ruta, lo cual no aplica para el presente trabajo. En el capítulo de Descripción de los Datos se discute la metodología y las limitaciones de los datos disponibles en términos de tarifas.

²⁵ En este trabajo, siguiendo a Oum et al. (1993), la definición de ruta "monopólica" corresponde a aquellas cuya participación de mercado en algún período de tiempo por parte de Lan iguala o supera el 90% (más adelante se discuten definiciones alternativas). De acuerdo a esta definición, para el período 2006-2008 de las 288 observaciones disponibles 40 corresponden a monopolio, con 36 de ellas pertenecientes a la ruta Santiago-La Serena. Notar que la definición de "monopolio" es figurativa dado que en estricto rigor, al existir fuerte



Por otra parte, el intercepto de la función de demanda (18) dado por a_t^k , corresponde a

$$(19) \quad a_t^k = a_0 + a_1 \log(cap_t^k) + a_2 \log(tur_t^k) + a_3 seas_t^k,$$

donde las variables que desplazan la curva de demanda están dadas por cap_t^k , que corresponde a la “captación” (catchment) que sirve como proxy para el tamaño o relevancia económica de la ruta (esta variable se define con precisión más adelante), mientras que tur_t^k es la intensidad turística para la ruta, y las variables $seas_t^k$ corresponden a dummies estacionales específicas para cada ruta, ingresadas para controlar por efectos estacionales.

La estimación de los parámetros de conducta requiere información del costo marginal de las firmas para cada ruta. En este contexto, el trabajo sigue el método propuesto por Brander y Zhang (1990), el cual ya fue presentado en la sección anterior, en el cual el costo marginal específico por ruta se modela de acuerdo a la siguiente forma funcional

$$(20) \quad c_{it}^k = cpk_{it} (D^k / AFL_{it})^{-\theta} D^k$$

donde tal como se expuso, cpk_{it} es el costo por pasajero-kilómetro para el mercado doméstico chileno de la firma i , D^k corresponde a la distancia en kilómetros de la ruta k , y AFL_{it} corresponde al largo de vuelo promedio de la firma para el mercado chileno. En la estimación del presente modelo se utilizan los mismos valores para las variables asociadas al costo marginal por ruta en (20) utilizados en el análisis a la Brander y Zhang (1990). Sin embargo, a diferencia de dicho análisis, aquí se estima econométricamente la elasticidad-distancia del costo θ .

En el presente trabajo, es de interés determinar el modo de conducta de la firma en rutas oligopolísticas de acuerdo a la presencia de competencia intermodal (λ_i^m con $m = a, b$) y para las rutas “monopólicas” o de un oferente, (λ_i^M). A diferencia del trabajo de Oum et al. (1993) y Fageda (2006), aquí no se impone la condición que las rutas de único oferente son consistentes con un comportamiento de monopolista, i.e. no imponemos la restricción $\lambda_i^M = 1$

competencia mediante transporte terrestre a dicha ruta (productos sustitutos), no se estaría en presencia de monopolio. En consecuencia, de aquí en adelante se usa el término “monopolio” y “único oferente” en forma indistinta.



para el parámetro de conducta en dichas rutas. En la sección de resultados se discute en detalle los motivos de dicha formulación. Por mientras, se dice que es razonable dejar sin restricción dicho parámetro en el contexto del plan de autorregulación tarifaria²⁶. Por lo tanto, en forma alternativa al trabajo de Oum et al. (1993), aquí se estiman desde los datos el modo de conducta también para las rutas monopólicas (ruta La Serena).

Insertando la expresión (20) en (17) se obtiene la relación de oferta de la firma i

$$(21) \quad p_{it}^k = \frac{cpk_{it}(D^k/AFL_{it})^{-\theta} D^k \eta_k}{\eta_k - \lambda_i^k s_{it}^k} + \epsilon_{it}^k,$$

cuyos parámetros se estiman en forma conjunta con aquellos de la función de demanda (18) mediante FIML (Full Information Maximum Likelihood).

4.3.3 **Modelo Econométrico a la Fageda (2006)**

En esta sección se presenta un sistema de ecuaciones de demanda y de relación de oferta tomando como base el modelo de Fageda (2006), el cual presenta bastantes similitudes en términos de la disponibilidad de datos y potenciales dificultades que pueden emanar de la metodología empleada en la estimación de tarifas promedio por ruta. Al igual que el modelo econométrico presentado en la sección anterior, se reconoce que la estimación de elasticidades-precio de la demanda a nivel individual de ruta puede implicar resultados engañosos dada la metodología empleada para estimar la tarifas promedio, que se expone en el siguiente capítulo. Luego, de forma de permitir un grado de flexibilidad razonable, se permite al igual que el modelo anterior la posibilidad que la elasticidad-precio de la demanda varíe de acuerdo a la potencial competencia intermodal, asumida en forma conveniente como función de la distancia. Sin embargo, a diferencia del modelo anterior y siguiendo el verdadero espíritu de la NEIO, el modelo econométrico que se expone aquí no utiliza información contable para la aproximación de los costos marginales.

²⁶ Muy resumidamente, el plan establece que la tarifa promedio mensual por kilómetro (yield) en los mercados no competitivos no puede ser superior a la tarifa promedio mensual por kilómetro en los mercados competitivos con distancias equivalentes.



Típicamente, en el espíritu del trabajo de Bresnahan (1989), la estimación de un sistema de demanda y oferta no permite la identificación de los parámetros de conducta y costos sin realizar supuestos adicionales. En este contexto, se sigue la metodología de identificación del estudio de Parker y Roller (1997) en la industria de telefonía móvil en Estados Unidos, acomodada en forma conveniente al caso de la industria aeronáutica chilena.

De acuerdo con Fageda (2006), aquí se asume que la forma funcional de la función de demanda (1) para la ruta k en el período t está dada por una función semi-logarítmica de acuerdo a la siguiente expresión

$$(22) \log X_t^k = a_t^k + \mu^k p_t^k$$

donde el intercepto de la función de demanda a_t^k incluye variables que desplazan la curva de demanda en forma similar al modelo discutido en la sección anterior, esto es la variable de captación (cap_t^k), la variable de intensidad de turismo (tur_t^k) las cuales aproximan el tamaño económico y la capacidad de generación de tráfico debido a actividades de turismo en la ciudad par de la ruta con Santiago, y las variables $seast_t^k$ son dummies utilizadas para controlar los efectos estacionales para cada ruta. En consecuencia, el intercepto de la función de demanda se expresa de la siguiente manera

$$(23) a_t^k = a_0 + a_1 \log(cap_t^k) + a_2 \log(tur_t^k) + a_3 seast_t^k.$$

En términos de la dependencia de la demanda con respecto a los precios, tal como el modelo a la Oum et al. (1993) adaptado a las bondades de los datos disponibles del presente estudio, se permite que la elasticidad-precio de la demanda varíe a través de las distintas rutas. En forma consistente con los resultados del modelo anterior, es plausible esperar que los pasajeros sean menos sensibles a variaciones en las tarifas en rutas donde no se dispone de modos de transporte alternativos. Luego, el componente de precio en la función de demanda (22) se expresa, en forma similar al modelo anterior, como sigue

$$(24) \mu^k p_t^k = \mu^0 p_t^k + \mu^1 d_{\text{inter}} p_t^k$$



donde la variable dummy d_{inter} es análoga a la definida en el modelo anterior, toma el valor de 1 en rutas cuya distancia supera o iguala los 700 kilómetros. Para la especificación semi-logarítmica, la elasticidad-precio de la demanda no es constante como en la especificación logarítmica: dado que $\mu^k = \partial \log X_t^k / \partial p_t^k$ y por lo tanto $\mu^k = (1/X_t^k) \partial X_t^k / \partial p_t^k$ dado que $\partial \log X_t^k = \partial X_t^k / X_t^k$, se tiene que la elasticidad-precio de la demanda es $\eta_k = \mu^k p_t^k$, la cual depende claramente del nivel de precios p_t^k .

Dada la forma funcional de la función inversa de la demanda, los ingresos marginales de la firma i están dados por

$$(25) \quad r_{it}^k = p_t^k + \lambda \frac{\partial p_t^k}{\partial X_{it}^k} X_{it}^k$$

donde $\lambda \equiv \partial X_t^k / \partial x_{it}^k$, de acuerdo a lo expuesto anteriormente, es un parámetro que puede ser interpretado como el comportamiento o conducta de la firma.

De acuerdo con Brander y Zhang (1990), en los mercados aeronáuticos los costos marginales pueden ser conceptualizados como el costo de desplazar un pasajero adicional para una capacidad dada más el costo de proveer capacidad adicional. El primer componente de este costo no varía con la densidad del tráfico de la ruta. Sin embargo, los costos de proveer capacidad adicional podrían ser decrecientes en caso que dicha capacidad adicional envuelva el uso de aviones más grandes o un mayor nivel de servicio en términos de frecuencias. Tal como argumenta Fageda (2006), la eficiencia generalmente se incrementa con el tamaño del avión, mientras que un incremento en las frecuencias permite incrementar la utilización de las naves y de la tripulación. Esta observación caracteriza la modelación de los costos marginales que se expone a seguir.

Bajo la interpretación que el costo marginal de transportar un pasajero adicional debe incluir el costo directo más una fracción aleatoria de los costos de entregar capacidad adicional, los costos marginales son equivalentes a los costos variables medios. Siguiendo a Fageda (2006), se asume una función de costo total cuadrática, lo cual implica que el costo marginal de la firma i en el mercado k durante el período t está dado por



$$(26) \quad c_{it}^k = b_0 + b_1 D^k + \beta x_{it}^k$$

donde el intercepto b_0 captura la colocación de costos a nivel de firma, el coeficiente b_1 explica el efecto de la distancia de la ruta en los costos marginales, mientras que el parámetro β determina el efecto del tráfico de la ruta en el costo marginal.

De acuerdo con la expresión (6) derivada del marco teórico general, la condición de equilibrio (interior) para cada firma en cada ruta y período resulta al igualar los ingresos marginales r_{it}^k con los costos marginales c_{it}^k , lo cual implica la relación de oferta

$$(27) \quad p_t^k + \lambda \frac{\partial p_t^k}{\partial x_{it}^k} x_{it}^k = b_k + \beta x_{it}^k$$

donde la expresión (27) se estima utilizando solamente información de Lan²⁷.

En consecuencia, la expresión (23) puede ser reescrita como sigue

$$(28) \quad p_t^k = b_k + \beta x_{it}^k - \lambda \frac{\partial p_t^k}{\partial X_t^k} X_t^k.$$

Recordando que la elasticidad-precio de la demanda en la especificación semi-logarítmica corresponde a $\eta_k = \mu^k p_t^k$, la expresión (28) puede ser escrita como sigue

$$(29) \quad p_t^k = c_t^k - \lambda(1/\mu^k)$$

donde los precios p_t^k son función del costo marginal c_t^k y de la diferencia sobre dicho costo $-\lambda(1/\mu^k)$, la cual tiene valor positivo en el caso usual en que el efecto de los precios sobre el logaritmo de la demanda μ^k sea negativo.

²⁷ Lan presenta participaciones de mercado muy superiores a las de sus rivales en las rutas oligopólicas bajo estudio. En particular, excluyendo la ruta La Serena, la firma dominante presenta participaciones de mercado globales para dichas rutas del 70.14%, 70.34%, y del 75.84% para los años 2006-2008 respectivamente. Adicionalmente, para dicho período las participaciones de mercado en las rutas oligopolísticas seleccionadas se encuentran en el rango de 62.86% (Antofagasta) y del 83.13% (Concepción).



La especificación empírica del modelo requiere, en el espíritu de la NEIO, la resolución simultánea del sistema de ecuaciones (22) y (29) dada la expresión (26). En consecuencia, el modelo a estimar corresponde a

$$(30) \log X_t^k = a_0 + a_1 \log(cap_t^k) + a_2 \log(tur_t^k) + a_3 seas_t^k + \mu^0 p_t^k + \mu^1 d_{\text{inter}} p_t^k + \varepsilon_t^k$$

$$(31) p_t^k = b_0 + b_1 D^k + \beta x_{it}^k - \lambda(1/\mu^k) + \varepsilon_t^k$$

donde ε_t^k y ε_t^k son términos de error aleatorios. Los principales parámetros a ser estimados corresponden a λ , que mide el comportamiento promedio de Lan, y β , que mide el grado de reducción (o incremento) del costo marginal en el incremento del tráfico de la ruta. De acuerdo con la discusión anterior, bajo el comportamiento Cournotiano, λ tomaría un valor igual a 1, mientras que un valor $\lambda = 0$ sugeriría una conducta promedio de fijación competitiva de precios.

El problema de si es posible determinar estimaciones para los parámetros de las funciones de demanda y de costo marginal, así como de la conducta se conoce en econometría como el problema de identificación. Siguiendo a Fageda (2006) el problema de identificación se resuelve entregando un valor en forma exógena al parámetro de conducta para rutas monopólicas λ^M . Para exponer dicho problema en el contexto del sistema a estimar, notar que la relación de oferta puede ser reescrita como sigue

$$(32) p_t^k = b_0 + b_1 D^k + \beta x_{it}^k - d_M \lambda^M(1/\mu^k) - d_{NM} \lambda^{NM}(1/\mu^k) + \varepsilon_t^k$$

donde d_M y d_{NM} son variables dummy para las rutas monopolísticas y oligopolísticas respectivamente. Notar que el intercepto de la expresión (32) denotado por c_0 para las rutas monopolísticas es $c_0^M = b_0 - d_M \lambda^M(1/\mu^k)$, mientras que corresponde a $c_0^{NM} = b_0$ en las rutas oligopolísticas. En consecuencia, el término $d_{NM} \lambda^{NM}(1/\mu^k)$ debe ser incluído en la expresión (32) para expresar en forma apropiada el intercepto

$$(33) p_t^k = b_0 + b_1 D^k + \beta x_{it}^k - d_M \lambda^M(1/\mu^k) - d_{NM} \lambda^{NM}(1/\mu^k) + d_{NM} \lambda^{NM}(1/\mu^k) + \varepsilon_t^k.$$

Factorizando términos, la relación de oferta (33) puede ser reescrita como



$$(34) \quad p_t^k = c_0 + b_1 D^k + \beta x_{it}^k + d_{NM} \gamma + \epsilon_t^k$$

donde los términos $c_0 = b_0 - d_{NM} \lambda^{NM} (1/\mu^k)$ y $\gamma = (1/\mu^k)(\lambda^M - \lambda^{NM})$ no pueden ser identificados. Notar que, dado un valor exógeno para λ^M , el parámetro λ^{NM} puede recuperarse mediante $\lambda^{NM} = \lambda^M - \gamma (1/\mu^k)$. Dado que el valor para μ^k dependerá de d_{inter} , dummy que indica los tipos de mercados definidos de acuerdo a la distancia (intermodal), de acuerdo a la expresión (24) se tendrá $\mu^k = \mu^0$ en rutas de distancia menor a 700 kilómetros (mercado *a*), y $\mu^k = \mu^0 + \mu^1$ en rutas de distancia mayor a 700 kilómetros (mercado *b*). Considerando que $\lambda^{NM} = \lambda^M - \gamma (1/\mu^k)$, el parámetro de conducta diferirá a través de ambos mercados. Luego, el parámetro λ toma la siguiente forma

$$(35) \quad \lambda = \begin{cases} \lambda^N & = \lambda^N \\ \lambda^{NM} & = \lambda_m^{NM}, \quad m = a, b \end{cases}$$

donde el parámetro λ^M está dado en forma exógena. Siguiendo a Oum et al. (1993) y a Fageda (2006), se analizan algunos determinantes del parámetro de conducta. Dichos determinantes podrían ser variables estructurales del mercado y características del mercado observables. Luego, el parámetro de conducta especificado en (35) podría especificarse como sigue

$$(36) \quad \lambda = \begin{cases} \lambda^N & = \lambda^N \\ \lambda_m^{NM} & = \lambda_{m0}^{NM} + \lambda_{m1}^{NM} HHI + \lambda_{m2}^{NM} tur, \end{cases}$$

donde HHI es el índice de Herfindahl-Hirschman a nivel de ruta y tur es la variable de intensidad de turismo definida con anterioridad (estas variables se discuten más adelante). Bajo la especificación (36) la relación de oferta es como sigue

$$(37) \quad p_t^k = c_0 + b_1 D^k + \beta x_{it}^k - d_{NM} (1/\mu^k) (\lambda_{m1}^{NM} HHI + \lambda_{m2}^{NM} tur) + \epsilon_t^k.$$

donde $c_0 = b_0 - (1/\mu^k)(d_M + d_{NM} \lambda_{m0}^{NM})$, por lo que no se puede identificar λ_{m0}^{NM} . Esto no es relevante dado que interesa analizar la influencia de los determinantes de la conducta y no la conducta promedio por sí misma. La expresión (38) puede ser reescrita como

$$(38) \quad p_t^k = c_0 + b_1 D^k + \beta x_{it}^k + d_{NM} \gamma_{m1}^{NM} HHI + d_{NM} \gamma_{m2}^{NM} tur + \epsilon_t^k$$



donde $\gamma_{m1}^{NM} = -(1/\mu^k)\lambda_{m1}^{NM}$, y en forma análoga $\gamma_{m2}^{NM} = -(1/\mu^k)\lambda_{m2}^{NM}$. En consecuencia, es posible recuperar los efectos de los determinantes de conducta. Dado que el valor de la elasticidad-precio de la demanda es negativo, el signo de λ_{m1}^{NM} y λ_{m2}^{NM} dependerá del signo de los parámetros a estimar, γ_{m1}^{NM} y γ_{m2}^{NM} . Dado que el efecto μ^k se estima para ambos tipos de mercados ($m = a, b$), se tendrán efectos de la concentración y la intensidad de turismo en la conducta de la firma en forma separada por tipo de ruta.

Notar que la formulación (37) presenta problemas de endogeneidad en caso que el índice de concentración a nivel de ruta esté influenciado por las decisiones de precio. De forma de aliviar este problema, en la expresión (37) se utiliza el índice de concentración de ruta del año anterior: por ejemplo, el índice de concentración de la ruta k para el mes de agosto del 2007 influencia la conducta en dicha ruta para el mes de agosto del 2008.

Finalmente, se estima primero en forma simultánea las ecuaciones (30) y (34) en el caso de estimación del parámetro de conducta, y luego en forma simultánea las ecuaciones (30) y (38) para el caso de los determinantes de conducta. La estimación se lleva a cabo mediante Three-Stage Least Squares (3SLS).



5. DESCRIPCIÓN DE LA BASE DE DATOS

En el presente capítulo se especifican los datos utilizados en el análisis empírico de los modelos adaptados de Brander y Zhang (1990), Oum et al. (1993), y Fageda (2006). En particular, se describen los datos en cuanto a la cantidad demandada en las rutas, las tarifas promedio en cada ruta, las variables de captación e intensidad de tráfico, así como la estimación de los costos por pasajero-kilómetro, información requerida en los modelos de Brander y Zhang (1990) y Oum et al. (1993). La base de datos considera observaciones en el período 2006-2008 con frecuencia mensual para ocho rutas con par Santiago.

5.1. Horizonte Temporal

La definición del período 2006-2008 responde a varios factores. En primer lugar, guarda relación con la no disponibilidad de datos e información para la estimación de tarifas y costos fuera de dicho período. Dado que sólo se tiene información para tarifas promedio y costos por pasajero-kilómetro para Lan, firma dominante en el mercado en participación de mercado (77% aproximadamente para el período 2006-2008), se dispone de 288 observaciones. En consecuencia, en la estimación del sistema simultáneo de ecuación de demanda y relación de oferta, el sistema implica en conjunto 576 observaciones.

En forma adicional, previo al año 2005 la industria estaba marcada por la presencia de un duopolio simétrico (Lan y Ladeco). El período definido también responde al hecho que el interés del presente estudio no responde a analizar específicamente la relación entre la conducta de las firmas y los cambios estructurales, sino que en identificar y estimar la conducta para la estructura de mercado actual.

5.2. Selección de Rutas

Las rutas a analizar tienen base en Santiago. Existen 11 rutas que corresponden al 80% del tráfico aéreo de pasajeros domésticos en Chile para el período 2006-2008 (ordenados en participación decreciente): Santiago con Antofagasta, Concepción, Puerto Montt, Iquique,



Calama, Punta Arenas, Temuco, Arica, La Serena, Copiapó; y la ruta Puerto Montt con Punta Arenas. En este contexto, es natural seleccionaron las rutas con base Santiago, de forma de corregir efectos idiosincráticos a nivel de ruta (Brander y Zhang (1990), Oum et al (1993)). Las rutas Santiago-Puerto Varas y Santiago-Temuco (que explican en el período 2006-2008 el 7% y el 6% del tráfico total respectivamente) fueron excluidas por falta de estimación confiable para las tarifas promedio. Las ocho rutas seleccionadas representan el 65% del tráfico total de pasajeros en el período 2006-2008. Si bien en la ruta Santiago-La Serena el único operador es Lan, es útil su inclusión dado que entrega información para estimar los parámetros de la función de demanda, la elasticidad-precio de la demanda, la elasticidad-distancia del costo por pasajero. Además, tal como se discutió en el Capítulo 3, el parámetro de conducta de dicha ruta (estimado mediante el modelo adaptado de Oum et al. (1993)) permite identificar el parámetro de conducta en el modelo inspirado en Fageda (2006).

5.3. Cantidad Demandada

De acuerdo con la discusión del marco teórico en el Capítulo 3, la medida de cantidad para consiste en el tráfico de ida y vuelta (round-trip) entre ocho rutas con par Santiago. Dicho tráfico entre rutas fue aproximado mediante la información de pasajeros transportados entre rutas proporcionados en las estadísticas históricas disponibles en el sitio web de la Junta de Aeronáutica Civil (JAC)²⁸. Aquí se entregan los pasajeros transportados entre rutas desagregado por tráfico unidireccional, línea aérea, y frecuencia mensual. Esta base de datos no distingue entre tráfico de conexión y final, dado que el registro se realiza al momento de embarque y desembarque de pasajeros. En este trabajo, se asume que los datos obtenidos mediante dicho registro proporcionan una aproximación razonable a la cantidad demandada de viajes entre rutas²⁹. Luego, la demanda por viajes medida como tráfico de ida y vuelta es obtenido mediante el promedio entre el tráfico de salida y de llegada entre rutas reportado en

²⁸ http://www.jac-chile.cl/OpenSupport_EstadisticasVuelo/asp/pagDefault.asp?arginstancialID=48

²⁹ En general, se argumenta que servicios con puntos intermedios en un mercado de rutas short-haul presentan problemas en términos de demanda y mayores costos que los servicios sin parada (Fageda (2006)). Uno de los elementos del nuevo modelo de negocios de Lan consiste en un incremento importante de la proporción de vuelos directos (aproximadamente del 40%).



forma mensual en las estadísticas de la JAC³⁰. A modo de ejemplo, la producción de una ruta por firma y período temporal, por ejemplo para la ruta Santiago-Antofagasta, consistirá en el promedio entre los pasajeros que están reportados en las categorías de “salida” y “llegada” entre ambas rutas. La Tabla 3 expone la distancia y la participación de mercado promedio de la firma dominante para el período 2006-2008.

Tabla 3: Distancia y la participación de mercado promedio de la firma dominante, período 2006-2008

Ruta	Distancia	2006	2007	2008	Promedio
La Serena	389	1.00	1.00	1.00	1.00
Concepción	429	0.83	0.84	0.82	0.83
Copiapó	678	0.69	0.65	0.80	0.71
Puerto Montt	919	0.75	0.76	0.81	0.77
Antofagasta	1106	0.60	0.57	0.69	0.62
Calama	1225	0.71	0.64	0.69	0.68
Iquique	1430	0.64	0.69	0.76	0.70
Arica	1672	0.69	0.73	0.75	0.72

Fuente: Elaboración Propia en base a Estadísticas de la JAC (distancia en kilómetros).

Finalmente, para dimensionar el reciente crecimiento de Lan en términos de pasajeros transportados en el mercado doméstico, la Tabla 4 muestra la evolución del número total de pasajeros transportados (esto es, pasajeros con categoría “salida” más los categorizados como “llegada” en las estadísticas de la JAC) por dicha firma en el período 2006-2008.

Tabla 4: Distancia y evolución de total de pasajeros transportados por Lan (en miles), período 2006-2008

Ruta	Distancia	2006	2007	2008	Total
La Serena	389	126.319	172.490	231.237	530.046
Concepción	429	310.255	390.236	453.095	1153.586
Copiapó	678	59.067	83.892	138.327	281.286
Puerto Montt	919	248.173	335.655	416.269	1000.107
Antofagasta	1106	245.345	309.406	420.258	975.209
Calama	1225	191.931	217.765	272.150	681.846
Iquique	1430	198.415	267.900	336.658	802.973
Arica	1672	107.109	140.782	164.426	412.317

Fuente: Elaboración Propia en base a Estadísticas de la JAC (distancia en kilómetros).

³⁰ Considerando el total de pasajeros reportados para el período 2006-2008, la diferencia porcentual entre el tráfico total de “salida” y “llegada” de las rutas Santiago con: Antofagasta, Arica, Calama, Concepción, Copiapó, Iquique, La Serena, y Puerto Montt, es -0.46%, -0.71%, 0.25%, 0.19%, -0.54%, -0.94%, -0.99%, y 12.44% resp.



Dada la disponibilidad del tráfico de pasajeros por línea aérea que entregan las estadísticas de la JAC, es posible diferenciar la demanda a nivel de firma de la demanda a nivel de mercado, en la estimación de los modelos a la Oum et al. (1993), y Fageda (2006).

5.4. Tarifas Promedio

De acuerdo a lo discutido en el Capítulo 3, se requiere información respecto de la tarifa promedio por ruta. Idealmente, la tarifa promedio se obtiene mediante el cálculo de valor medio de la distribución de pasajeros para las distintas clases de tarifas disponibles. Este es el método que se ha utilizado en los trabajos de Brander y Zhang (1990), Oum et al. (1993), y Fischer y Kamerschen (2003a), (2003b). La información requerida para estimar las tarifas promedio para el mercado de pasajeros doméstico de Estados Unidos se encuentra disponible al público en el sitio web de la Bureau of Transportation Statistics. Sin embargo, en Chile dicha información no está disponible y/o no se encuentra disponible públicamente³¹. Dada esta restricción, se procede en forma similar a lo expuesto en Fageda (2006) complementado con información de tarifas a nivel de sistema reportadas por Lan.

La JAC recibe por parte de las aerolíneas la tabla tarifaria para el mercado de pasajeros doméstico en forma regular, informando todos los cambios de tarifas que se producen a través de las distintas clases. Particularmente, la JAC dispone de datos con periodicidad mensual a nivel de ruta de la tarifa regular de ida, así como de las cinco tarifas de ida y vuelta en la categoría “fare basis” (las tarifas más económicas). Dichas tarifas se registran en valores nominales. En este contexto, la tarifa reportada como “fare basis” del tipo 1 presenta la mayor dispersión para cada ruta a través del tiempo, así como la mejor relación con el crecimiento de la demanda.

En forma adicional, de presentaciones reportadas por Lan³², se informa que como parte de la instauración del nuevo modelo de negocios para el mercado doméstico, se espera una

³¹ Más precisamente, Lan reporta a la JAC los yield (medida de la tarifa promedio por pasajero-kilómetro) por ruta para el mercado de pasajeros nacional. Esta información permite aproximar las tarifas promedio, pero actualmente no es información de dominio público.

³² Idem nota al pie 2.



reducción del 20% de la tarifa promedio de la compañía durante el período 2006-2009³³, y hasta del 40% en las tarifas piso (las más baratas). Más aún, una noticia publicada por la Tercera en Octubre del 2009 señala que la tarifa promedio de la compañía bajó de 150 mil \$Ch a 100 mil \$Ch durante el período 2006-2009³⁴, lo que implica una reducción del orden del 30%, mientras que las tarifas piso descendieron a la mitad, de 90 mil \$Ch a 45 mil \$Ch. En dicha noticia no se especifica si se trata de tarifas de ida y vuelta (round-trip) o ida (one-way), ni tampoco si se trata de tarifas deflactadas o nominales. De acuerdo a esta información, se procedió a ajustar un promedio ponderado entre de la tarifa regular de ida y la tarifa round-trip “fare basis” del tipo 1 de forma de obtener una tarifa nominal promedio de ida y vuelta (round-trip) para las ocho rutas seleccionadas en el estudio de 150 mil \$Ch, 135 mil \$Ch (90% de 150 mil), y de 120 mil \$Ch (80% de 150 mil), para los años 2006, 2007, y 2008 respectivamente. Este cálculo entrega yields (en RPK's, revenue per passenger kilometers) presumiblemente nominales para el conjunto de ocho rutas bajo estudio de 12.79 US cents, 11.45 US cents, y 10.53 US cents para el período 2006-2008, lo cual es a lo menos coherente con la información de yields agregados para el mercado doméstico reportada en la FORM 20 de Lan³⁵. El procedimiento asume que la distribución de ambas tarifas utilizadas en la aproximación de la tarifa promedio es homogénea a través de las rutas. En la situación que dicha distribución varíe en forma importante, los resultados del presente trabajo podrían verse afectados.

Dado que tanto en las fuentes para la información de tarifas no se especifica si se trata de tarifas nominales, los modelos presentados en el Capítulo 3 se estiman utilizando las tarifas promedio deflactadas de acuerdo al Índice de Precios al Consumidor (IPC) con base Diciembre del 2008 y las tarifas nominales tal como las registra la JAC. La Tabla 5 expone la evolución de

³³ De forma de dimensionar el plan de Lan en términos de reducción de tarifas, cabe destacar que dicha presentación señala que la reducción del 20% de las tarifas promedio tomó aproximadamente 10 años de realizar en el mercado doméstico de Estados Unidos y Europa.

³⁴ Ídem nota al pie 3.

³⁵ Más precisamente, el yield reportado por Lan para el mercado doméstico de pasajeros durante los años 2005, 2006, 2007, y 2008 corresponde a 11.89, 12.12, 11.16, y 12.29 respectivamente. Sin embargo, a partir del año 2006 el reporte de yields domésticos en la FORM 20 de Lan involucra también las operaciones domésticas en Perú y Argentina, lo que podría explicar el porqué dichos valores no reflejan necesariamente la reducción de tarifas promedio para el mercado chileno.



las tarifas promedio por ruta estimadas deflactadas, mientras que la Tabla 6 expone la evolución de las tarifas promedio por ruta nominales.

Finalmente, dado que no se dispone de información del dominio público en términos de tarifa promedio y/o de yields para derivar una tarifa promedio por ruta para Sky Airlines, en el presente trabajo se asume que las tarifas promedio estimadas para Lan proveen una adecuada aproximación a las tarifas promedio de la industria.

Tabla 5: Distancia y Estimación Tarifa Promedio de Ida y Vuelta en Miles de Ch\$ Reales a Diciembre 2008

Ruta	Distancia	2006	2007	2008	Promedio
La Serena	389	104.13	92.95	78.94	92.01
Concepción	429	110.70	97.05	79.02	95.59
Copiapó	678	142.65	123.05	99.35	121.67
Puerto Montt	919	163.94	136.33	112.36	137.54
Antofagasta	1106	206.24	176.41	149.30	177.32
Calama	1225	206.24	176.02	149.30	177.19
Iquique	1430	211.60	183.43	149.24	181.42
Arica	1672	214.27	187.47	151.97	184.57

Fuente: Elaboración Propia (distancia en kilómetros).

Tabla 6: Distancia y Estimación Tarifa Promedio de Ida y Vuelta en Miles de Ch\$ Nominales

Ruta	Distancia	2006	2007	2008	Promedio
La Serena	389	89.45	83.37	77.00	83.27
Concepción	429	95.14	87.01	77.07	86.40
Copiapó	678	122.59	110.24	96.93	109.92
Puerto Montt	919	140.89	122.21	109.61	124.24
Antofagasta	1106	177.24	158.11	145.71	160.35
Calama	1225	177.24	157.78	145.71	160.24
Iquique	1430	181.84	164.43	145.52	163.93
Arica	1672	184.14	168.01	148.19	166.78

Fuente: Elaboración Propia (distancia en kilómetros).

5.5. Costo por Pasajero-Kilómetro

La estructura teórica de los modelos de Brander y Zhang (1990) y Oum et al. (1993) requieren la especificación los costos marginales para determinar el parámetro de conducta. Para esto,



es necesario determinar el costo por pasajero-kilómetro cpk_{it} , la distancia (unidireccional) de la ruta D^k y el largo promedio de viaje para operaciones nacionales AFL_{it} . Siguiendo a Brander y Zhang (1990), se utilizan los costos por asiento-kilómetro disponibles (available seat-kilometers, ASK³⁶) para el mercado doméstico de pasajeros en Chile³⁷ para el período 2006-2008, datos contenidos en presentaciones para inversionistas entregadas en el sitio Internet de Lan³⁸. La información en dicho sitio presenta los costos por ASK ex combustible, por lo que debe estimarse la participación del combustible en el ASK. Por otra parte, Lan, como parte del nuevo modelo de negocios implantado en el mercado doméstico a inicios del 2007, redujo un 30% sus costos por ASK para el mercado nacional ex combustible, pasando de 5.65 US cents por ASK el año 2006 a 3.99 US cents por ASK el año 2008 (presumiblemente en valores nominales). Por otra parte, presentaciones de Lan³⁹ exponen el costo por ASK para el mercado doméstico de pasajeros en Chile incluyendo combustible para el año 2006. La estimación del costo por ASK para los años 2007 y 2008 se realiza utilizando el porcentaje que corresponde al ítem combustible en el costo operacional, el cual fue obtenido a partir del estado de resultados en la memoria anual de Lan del 2008⁴⁰. Estos porcentajes fueron estimados, a partir de la información de la memoria anual de la firma, en 27.97% para el 2006, 29.90% para el 2007, y 35.61% para el 2008.

Los costos por asiento-kilómetro disponible deben ser traducidos a costos por pasajero-kilómetro cpk_{it} , lo cual se obtiene dividiendo los ASK por el factor de ocupación⁴¹ para el mercado de pasajeros doméstico (incluidas operaciones en Argentina y Perú), el cual es obtenido en las estadísticas operacionales reportadas en la FORM 20 de Lan.

³⁶ El costo por asiento-kilómetro disponible en este contexto se calcula como el total de los costos operacionales relacionados con las operaciones domésticas en Chile de pasajeros dividido por el número total de asientos disponibles multiplicado por los kilómetros recorridos.

³⁷ Se hace la distinción de "mercado doméstico de pasajeros en Chile" dado que a partir del año 2006 Lan agrupa sus estadísticas operacionales de pasajeros domésticas considerando operaciones en Chile, Argentina, y Perú. Los datos que se exponen aquí son específicos del mercado de pasajeros doméstico con operaciones en Chile.

³⁸ Ver presentaciones Santander Investment Chile Conference (Septiembre 2006) y Larrain Vial Second Annual Investor Conference (Marzo 2008), disponibles en sitio web de Lan (www.lan.com) para inversionistas.

³⁹ Ídem pie de nota 38.

⁴⁰ Disponible en sitio web www.lan.com.

⁴¹ El factor de ocupación se define como los pasajeros-kilómetro rentados o revenue-passenger kilometers, RPK (número de pasajeros multiplicado por los kilómetros recorridos) expresado como un porcentaje de los asiento-kilómetro disponibles (ASK).



El largo de viaje promedio AFL_{it} para el mercado doméstico chileno fue estimado a partir de las estadísticas operacionales reportadas en la FORM 20 de Lan, mediante la división de los pasajeros totales transportados por los pasajeros-kilómetros rentados (RPK) para operaciones domésticas (incluidas las operaciones domésticas en Argentina y Perú). Es importante mencionar que las estimaciones del largo de vuelo promedio para el mercado doméstico en Chile son consistentes con los gráficos incluidos en presentaciones de Lan para inversionistas⁴². La Tabla 7 expone el costo por ASK, el factor de ocupación, el costo por RPK, y el largo de vuelo promedio estimados para el mercado doméstico de pasajeros chileno para el período 2006-2008.

Tabla 7: Estimación de variables para determinación de costos marginales a la Brander y Zhang (1990)

Ruta	2006	2007	2008	Promedio
Costo por ASK	7.38	7.01	6.62	7.00
Factor de Ocupación	0.67	0.75	0.76	0.72
Costo por RPK	11.08	9.40	8.71	9.72
Largo Vuelo Promedio	1061.93	1083.33	1090.96	1078.75

Fuente: Elaboración propia. Costos en US cents (potencialmente valores nominales). Distancias en kilómetros.

En forma similar a las tarifas promedio, los modelos a la Brander y Zhang (1990) y a la Oum et al. (1993) se estiman con los valores (presumiblemente) nominales y reales. En este sentido, los cpk_{it} son expresados en Ch\$ utilizando información del tipo de cambio a nivel mensual proporcionado por el Banco Central de Chile. Luego, para el caso de estimación con valores reales los costos se deflactan utilizando el índice de Precios al Consumidor de Chile a nivel mensual con base Diciembre del 2008.

Es interesante notar que, de acuerdo a lo expuesto en la Tabla 7, la reducción (en valores nominales) para los costos por pasajero-kilómetro cpk_{it} corresponde para el período 2006-2008 a un 21.41%, lo cual coincide con la reducción en las tarifas promedio nominales.

⁴² Idem pie de nota 38.



5.6. Relevancia Económica e Intensidad Turística

Las estimaciones de las funciones de demanda en los modelos de Oum et al. (1993) y Fageda (2006) requieren información respecto de las variables proxy para el tamaño o relevancia económica y de intensidad turística. Para la primera variable se sigue la especificación de Oum et al. (1993) y Fischer y Kamerschen (2003b) y se construye una variable de “captación” (catchment) que corresponde a la población urbana total de la provincia⁴³ (Fageda (2006)) de origen de la ciudad de la ruta par con Santiago multiplicada por el ingreso per cápita. La población se obtiene con periodicidad anual desde las estadísticas demográficas del Instituto Nacional de Estadísticas (INE), mientras que el ingreso es aproximado mediante el ingreso per cápita a paridad de poder de compra (PPC) en USD corrientes del 2008 de la región de la ciudad de destino de la ruta, reportado por un estudio del Instituto de Libertad y Desarrollo⁴⁴.

En relación a la intensidad de turismo, existen dos medidas estándar de medición de la actividad turística: la razón entre número de habitaciones (plazas) disponibles por la población total del área geográfica de interés, o la razón entre número de habitaciones disponibles por la superficie geográfica del área de interés. Dado que la introducción de la primera medida podría causar problemas de colinealidad con la variable de captación, se define la variable de intensidad turística como la capacidad de habitaciones-días a nivel de provincia dividida por la superficie (en metros cuadrados) de la provincia. La capacidad de habitaciones-días a nivel de provincia y año se reporta en estadísticas en el sitio web del Servicio Nacional de Turismo Chile (Sernatur), mientras que la superficie de la provincia se reporta en el sitio web del Instituto Nacional de Estadísticas (INE).

⁴³ Notar que las ciudades de las rutas pares con Santiago no comparten provincia entre ellas.

⁴⁴ <http://saladehistoria.com/wp/2009/11/07/pib-per-capita-de-chile/>



6. ESTIMACIÓN Y RESULTADOS EMPÍRICOS

En este capítulo se presentan las estimaciones econométricas y se discuten los resultados empíricos obtenidos de los modelos a la Brander y Zhang (1990), Oum et al. (1993), y Fageda (2006), adaptados a las características de los datos disponibles para el mercado aeronáutico de pasajeros chileno. Se presta especial énfasis a la discusión de los parámetros de conducta estimados. El capítulo se estructura como sigue. En la sección 5.1 se presentan y discuten los resultados de acuerdo a la metodología de Brander y Zhang (1990). Luego, en la sección 5.2 se discuten los resultados empíricos del modelo basado en el trabajo de Oum et al. (1993), y finalmente en la sección 5.3 se discuten los resultados del modelo adaptado de Fageda (2006).

6.1. Resultados Modelo a la Brander y Zhang (1990)

El primer grupo de resultados corresponde al cálculo de los parámetros de conducta específicos por ruta obtenidos mediante la expresión (15). La Tabla 8, Tabla 9, y Tabla 10 reportan los costos promedio por pasajero estimados para viaje ida y vuelta (round-trip) medidos en forma nominal y real, el margen precio-costo promedio, y los parámetros de conducta⁴⁵ promedios para el escenario base $\eta(X) = 1.6$ y $\theta = 0.5$, para los años 2006, 2007, y 2008, respectivamente. Las rutas están listadas en orden de distancia creciente.

Una revisión informal de las Tablas 8 a 10 sugiere que el parámetro de conducta de la firma dominante es inconsistente con la hipótesis de Bertrand en las rutas duopólicas, y que existe un moderado ejercicio de poder de mercado (estas conjeturas luego serán analizadas mediante pruebas estadísticas formales). Más aún, de las Tablas 8 a 10 se desprende que los mayores márgenes se obtienen en las rutas de distancia intermedia, y que la conducta de la firma dominante es más competitiva (i.e., el parámetro de conducta es más cercano a cero) en las rutas de menor y mayor distancia en relación a las rutas de distancia intermedia. Esto es contrastante con los resultados obtenidos por Brander y Zhang (1990) mediante el cual las rutas de mayor distancia son más competitivas que las de menor distancia. En el caso de

⁴⁵ De acuerdo con la ecuación (6), en este caso los márgenes precio-costo marginal son invariantes bajo el supuesto de precios y costos por pasajero kilómetro nominales o reales (deflactados), por lo que los resultados que se presentan aquí son invariantes ante ambas formulaciones.



Brander y Zhang (1990) dicho resultado podría deberse a que dado que las elasticidades-precio de la demanda son asumidas homogéneas a través de las rutas, los márgenes precio-costo son menores en las rutas más largas. En el caso de los resultados obtenidos aquí, se tiene en forma adicional al supuesto de elasticidad-precio de la demanda homogénea, los efectos derivados de la metodología de construcción de los precios (proporción de tipos de tarifas constante a través de las rutas). Sin embargo, el resultado que las distancias de menor longitud sean más competitivas que las de largo intermedio puede explicarse por la existencia de sustitutos como el transporte interurbano.

Tabla 8: Costos (en miles de \$Ch) y Parámetros de Conducta Año 2006 para Escenario $\eta(X) = 1.6$ y $\theta = 0.5$

Ruta	Costo Nominal	Costo Real	Margen Promedio	Parámetro Conducta
LA SERENA	75.53	87.89	0.14	0.22
CONCEPCION	79.32	92.29	0.17	0.32
COPIAPO	99.72	116.03	0.19	0.44
PUERTO MONTT	115.91	134.86	0.18	0.39
ANTOFAGASTA	127.36	148.19	0.28	0.75
CALAMA	134.04	155.96	0.24	0.55
IQUIQUE	144.82	168.50	0.20	0.51
ARICA	156.60	182.21	0.15	0.35

Tabla 9: Costos (en miles de Ch\$) y Parámetros de Conducta Año 2007 para Escenario $\eta(X) = 1.6$ y $\theta = 0.5$

Ruta	Costo Nominal	Costo Real	Margen Promedio	Parámetro Conducta
LA SERENA	63.73	71.12	0.24	0.38
CONCEPCION	66.93	74.69	0.23	0.44
COPIAPO	84.14	93.89	0.24	0.59
PUERTO MONTT	97.80	109.13	0.20	0.42
ANTOFAGASTA	107.46	119.92	0.32	0.89
CALAMA	113.09	126.21	0.28	0.71
IQUIQUE	122.19	136.36	0.26	0.59
ARICA	132.13	147.44	0.21	0.47

Estos resultados (conducta menos competitiva que la situación de Bertrand pero más competitiva que el modelo de Cournot, y menor competitividad en rutas intermedias) son



sensibles a variaciones en el valor de la elasticidad-costo de la distancia θ . Si bien más adelante se proporciona un análisis estadístico formal, es conveniente adelantar algunos resultados a continuación. Por ejemplo, para un caso de relativamente baja elasticidad-distancia del costo por pasajero $\theta = 0.25$ se tiene un comportamiento del parámetro de conducta decreciente en la distancia (coeficientes de correlación lineal de Pearson de -0.69, -0.62, y -0.72, para los años 2006 a 2008 respectivamente) mientras que en el caso de relativamente alta elasticidad-distancia del costo por pasajero, por ejemplo fijando $\theta = 0.75$, se tienen coeficientes de correlación lineal de Pearson de 0.87, 0.83, y 0.84.

Tabla 10: Costos Ida y Vuelta (en miles de Ch\$) y Parámetros de Conducta Año 2008 para $\eta(X) = 1.6$ y $\theta = 0.5$

Ruta	Costo Nominal	Costo Real	Margen Promedio	Parámetro Conducta
LA SERENA	59.28	60.61	0.23	0.37
CONCEPCION	62.25	63.65	0.19	0.39
TEMUCO	74.84	76.52	0.23	0.51
COPIAPO	78.26	80.02	0.20	0.41
PUERTO MONTT	90.97	93.01	0.17	0.36
ANTOFAGASTA	99.96	102.20	0.32	0.75
CALAMA	105.20	107.56	0.28	0.66
IQUIQUE	113.66	116.21	0.22	0.48
ARICA	122.90	125.66	0.17	0.38

Finalmente, es importante exponer en relación a las Tablas 8 a 10 que la gran mayoría de los parámetros de conducta estimados para el caso base $\eta(X) = 1.6$ y $\theta = 0.5$ se encuentran en el rango razonable de 0 a 2 (285 observaciones de 288, esto es el 98.96%). Esto sugiere informalmente que los órdenes de magnitud y el método inicial utilizado para obtener los parámetros de conducta es razonable, dado que desde el punto de vista de cómputo los parámetros podrían perfectamente ser números positivos o negativos fuera del rango de 0 a 2. Es importante reiterar que se ha asumido que la elasticidad-precio de la demanda es independiente de la distancia de la ruta, lo cual puede implicar errores importantes si dicha relación es significativa. En los modelos económicos de las siguientes secciones este supuesto se relaja, permitiendo que la elasticidad-precio de la demanda varíe por tipo de ruta.



Tabla 11: Parámetros de Conducta Medios Estimados: Escenario Base $\eta(X) = 1.6$ y $\theta = 0.5$

Período	Media	Error estándar	IC al 95%	IC al 99%
2006	0.44	0.018	(0.40, 0.48)	(0.39, 0.49)
2007	0.56	0.019	(0.52, 0.60)	(0.51, 0.61)
2008	0.47	0.024	(0.43, 0.52)	(0.41, 0.54)

La Tabla 11 muestra el valor medio estimado para los parámetros de conducta a través de los años 2005 a 2008 para el escenario base $\eta(X) = 1.6$ y $\theta = 0.5$. De forma remarcable, la aplicación de pruebas de hipótesis estadísticas clásicas rechazan incluso a un nivel del 1% las hipótesis nulas de fijación de precios competitivos ($\lambda = 0$) y de cartel ($\lambda = 2$) para todos los períodos considerados. En forma adicional, la hipótesis nula de conducta Cournotiana ($\lambda = 1$) es rechazada a los niveles corrientes de significancia estadística; este resultado en particular es contrastante con los resultados reportados por Brander y Zhang (1990) bajo los mismos valores $\eta(X) = 1.6$ y $\theta = 0.5$. Esto sugiere que, de ser correcto el modelo de conducta planteado, así como la especificación de la elasticidad-precio de la demanda y la función de costos, la conducta en el mercado aeronáutico chileno de la firma dominante sería más competitivo que en el caso americano y europeo (Brander y Zhang (1990), Oum et al. (1993), Fischer y Kamerschen (2003b), Fagueda (2006)). Dicha conjetura será contrastada mediante los modelos econométricos que se plantean en las secciones posteriores.

Luego de la discusión anterior, cabe preguntarse qué tan sensibles son los resultados a la especificación de la elasticidad-precio de la demanda $\eta(X)$ y a la elasticidad-distancia del costo θ . En forma ideal, lo óptimo sería conocer el error asociado a las estimaciones de la elasticidad de la demanda y de los parámetros de la función de costos, e incorporarlos en el cómputo de los errores estándares y los intervalos de confianza. Dada la imposibilidad de realizar dicho procedimiento, y bajo el contexto del análisis de esta sección donde se pone en duda la capacidad de estimar en forma adecuada la elasticidad-precio de la demanda desde los datos, una alternativa adecuada es conducir un análisis de sensibilidad.

Siguiendo a Brander y Zhang (1990), el análisis de sensibilidad conducido en este trabajo involucra los parámetros $\eta(X)$ y θ . En particular, los valores de $\eta(X)$ considerados son 1.2, 1.6, y 2.0, mientras que los valores para θ corresponden a 0.25, 0.5, y 0.75. Por lo tanto, se dispone



de nueve combinaciones de resultados para cada año. Los resultados del análisis se exponen en la Tabla 2 para el período 2008, el cual es el más reciente de los disponibles en el estudio, y dado que los resultados siguen siendo válidos en forma cualitativa para los años 2006 y 2007. En particular, la Tabla 3 reporta el valor medio estimado y el intervalo de confianza clásico al 95% asociado a cada par elasticidad-precio de la demanda y elasticidad-distancia del costo.

Tabla 12: Análisis de Sensibilidad Parámetro de Conducta, Año 2008 (IC Clásico al 95% en Paréntesis)

	$\theta = 0.25$	$\theta = 0.5$	$\theta = 0.75$
$\eta(X) = 1.2$	0.40 (0.36, 0.44)	0.36 (0.32, 0.39)	0.29 (0.24, 0.34)
$\eta(X) = 1.6$	0.53 (0.48, 0.59)	0.47 (0.43, 0.52)	0.38 (0.31, 0.46)
$\eta(X) = 2.0$	0.67 (0.60, 0.73)	0.59 (0.53, 0.65)	0.48 (0.39, 0.57)

El aspecto más interesante reportado en la Tabla 12 corresponde al hecho que ninguno de los parámetros de conducta estimados es consistente con la hipótesis de Bertrand o con la hipótesis de cártel. Más precisamente, las hipótesis nulas mediante las cuales $\lambda = 0$ y $\lambda = 2$ son rechazadas a cualquier nivel estándar de significancia estadística. Más aún, la hipótesis nula de conducta Cournotiana ($\lambda = 1$) es rechazada en todos los casos a cualquier nivel de significancia estadística estándar. En forma cualitativa, la Tabla 12 sugiere que el resultado en el cual el comportamiento de la firma dominante se encuentra entre los escenarios de comparación teóricos de Bertrand y Cournot es robusto a la especificación de la elasticidad-precio de la demanda $\eta(X)$ (asumida homogéneas a través de las rutas) y a la especificación de la elasticidad del costo por pasajero kilómetro a la distancia θ .

En forma esperable con la expresión (15), el parámetro de conducta es creciente en la elasticidad-precio de la demanda. En caso que dicha elasticidad sea mayor que la asumida en el caso base, un margen de precio-costo dado es explicado por un comportamiento menos competitivo (i.e. un mayor valor del parámetro de conducta). Informalmente, de acuerdo a lo expuesto en la Tabla 12, un incremento en la elasticidad de la demanda asumida de 0.4 tiene un efecto de incremento promedio de aproximadamente 0.11 en el parámetro de conducta promedio (dado el margen precio-costo). Dado que variaciones de 0.4 en lo que respecta a la elasticidad de la demanda son sustanciales, la sensibilidad del parámetro de conducta a la elasticidad de la demanda no parece ser relevante en el presente contexto. En relación al



parámetro θ , un incremento del 0.25 implica (en promedio) un decremento en el parámetro de conducta de aproximadamente 0.05. Este resultado contrasta con los resultados de Brander y Zhang (1990), bajo el cual en un análisis similar el comportamiento es menos competitivo a medida que el parámetro θ crece. Dado que un incremento en el parámetro θ reduce (respectivamente, incrementa) el margen precio-costo (dado un nivel de precios y elasticidad de la demanda) de aquellas rutas con distancia menor (respectivamente, mayor) en relación al largo promedio de vuelo *AFL* y por lo tanto disminuye (respectivamente, incrementa) el parámetro de conducta asociado a la ruta, esta diferencia se explica por el hecho que para la muestra utilizada en el presente análisis el primer efecto más que compensa el segundo en el agregado. Es importante notar que si bien los resultados del análisis sugieren que las variaciones de 0.25 del parámetro θ no modifican en forma importante la conducta de la firma al nivel promedio o agregado, estas si tienen efectos importantes a nivel de ruta. Por ejemplo, la conducta promedio para el año 2008 en la ruta La Serena corresponde para $\eta(X) = 1.6$ con valores para θ de 0.25, 0.5, y 0.75 a 0.38, 0.2, y -0.04 respectivamente; mientras que para el caso de la ruta Arica se tienen un parámetros de 0.18, 0.38, y 0.55 respectivamente. Entonces, queda en evidencia la necesidad de estimar econométricamente el parámetro θ en caso de realizarse un análisis a nivel de ruta o tipo de ruta, lo cual se realiza en las secciones posteriores.

En el análisis de Brander y Zhang (1993) se discute además un análisis de sensibilidad con respecto a los costos por pasajero kilómetro estimados, donde exponen la elevada sensibilidad del parámetro de conducta en relación al costo por pasajero milla estimado⁴⁶, argumentando que errores mayores en la estimación de esta variable podría afectar fuertemente los resultados). En relación al presente trabajo, cabe recordar que tanto los costos por asiento kilómetro disponible y el factor de ocupación promedio (parámetros requeridos para la estimación del costo por pasajero kilómetro) para el mercado aeronáutico nacional fueron derivados mediante información específica publicada por la firma dominante para el mercado chileno, en lugar de obtenerla desde los reportes contables genéricos (por

⁴⁶ Más precisamente, se expone que una reducción del costo por pasajero milla del 5% implica un incremento (dado el nivel de precios dado y parámetros $\eta(X) = 1.6$ y $\theta = 0.5$) del parámetro de conjeturas variacionales de 0.06 hasta 0.20 (1.06 a 1.20 en nuestro marco teórico).



ejemplo, la ficha FECU) que agrupan las operaciones nacionales, internacionales; y de operaciones de pasajeros y de carga (que como se revisó en la sección correspondiente, los parámetros reportados para el mercado nacional e internacional son marcadamente distintos). En este sentido, se espera un nivel de precisión en la estimación de los costos por pasajero kilómetro mayor al obtenido por Brander y Zhang (1990). En cualquier caso, recordar que los costos están estimados en base a los costos operacionales promedio por pasajero kilómetro. Siguiendo a Brander y Zhang (1990), es de esperar que los costos marginales no superen los costos operacionales promedio en la industria aeronáutica nacional, sugiriendo que formas alternativas de medición del costo marginal implicarán posiblemente conductas menos competitivas (i.e. un parámetro de conducta mayor) que las reportadas aquí, asegurando una cota inferior al parámetro de conducta (i.e., una cota inferior a la conducta competitiva). Por supuesto, esto dependerá de cuán buena sea la estimación de las tarifas promedio por ruta utilizadas en este trabajo. Cabe notar además que en el modelo econométrico final basado en el trabajo de Fageda (2006), a presentarse más adelante, en el espíritu de la NEIO se asumirá que no es posible estimar de forma adecuada los costos marginales dada la no disponibilidad de medidas observables relacionadas con los costos marginales que sean significativas.

Finalmente, de forma de analizar la factibilidad empírica del ejercicio realizado, es de interés comparar los márgenes operacionales con los reportados por la firma dominante. El margen operacional por ruta para la firma i puede ser definido como $M_i = (p_i - cpo_i)x_i/(p_i x_i)$, donde cpo_i corresponde al costo operacional promedio. En caso que el costo marginal iguale al costo promedio, la expresión (15) implica $M_i = s_i \lambda_i / \eta$. Por ejemplo, para los cuatro trimestres y el año completo del 2008, de acuerdo al reporte de estadísticas históricas entregado por Lan se tiene que el margen operacional para el sistema (i.e., considerando operaciones domésticas, internacionales, y de pasajeros y carga) corresponde a 14.5%, 8.5%, 15.1%, y 19.2% para los trimestres 1 a 4, mientras que el margen operacional global del 2008 corresponde a 14.5%, mientras que el margen operacional estimado según los parámetros $\eta(X) = 1.6$ y $\theta = 0.5$ y los parámetros de conducta estimados para el mercado nacional corresponden a 28.68%, 28.45%, 22.62%, y 9.53% para los trimestres 1 a 4, mientras que el margen operacional del 2008 es 22.32%. Aunque no se dispone de información de los márgenes operacionales para el



mercado nacional, es razonable descartar que los márgenes implicados por (15) estén subestimados, lo cual favorece, asumiendo un valor correcto para la elasticidad real de la demanda y que el costo marginal sea correctamente aproximado por el costo operacional promedio, la hipótesis de un comportamiento de fijación de precios competitivo.

Finalmente, cabe destacar que Brander y Zhang (1990) sólo disponían de una base de datos de corte transversal, cuyo tamaño (33 observaciones) imposibilitaba la estimación de elasticidades-precio de la demanda a nivel de ruta, de la elasticidad-distancia del costo, y por tanto de los parámetros de conducta a nivel de ruta. Para el presente trabajo se dispone de una base de datos longitudinal o panel, cuya deficiencia en relación a la base utilizada por Brander y Zhang (1990) consiste en que las tarifas por ruta son aproximadas de acuerdo a una restricción global y que la demanda de pasajeros es aproximada dados los errores que pudieran introducirse mediante la existencia de escala de pasajeros. Con todo y reconociendo dichas dificultades, en la siguiente sección se estima el modelo econométrico propuesto por Oum et al. (1993), el cual asume la posibilidad de estimar la elasticidad-precio de la demanda $\eta(X)$ a nivel de tipo de ruta, la elasticidad-distancia del costo θ , y por tanto la conducta de la firma dominante a nivel de ruta.

6.2. Resultados Modelo Econométrico a la Oum et al. (1993)

Dos hipótesis son testeadas en relación a la conducta de la firma dominante. En primer lugar, se prueba la hipótesis de comportamiento homogéneo a través de los tipos de rutas, esto es $\lambda_i^M = \lambda_i^m$ para $m = a, b$ (2 grados de libertad). En segundo lugar, se prueba para cada ruta por separado la hipótesis de conducta consistente con los modelos de fijación competitiva de precios $\lambda_i^k = 0$, y del modelo Cournotiano $\lambda_i^k = 1$ (cada prueba con 1 grado de libertad). En el caso de la ruta La Serena, al tratarse de una ruta donde existe un único oferente, se tiene que la hipótesis $\lambda_i^k = 1$ corresponde a comportamiento monopolístico. Estas hipótesis son testeadas mediante likelihood ratio tests. Las dos hipótesis referentes al modo de conducta de la firma dominante son rechazadas incluso a un nivel de significancia del 1%⁴⁷. En

⁴⁷ Estas pruebas se desarrollan como sigue: el estadístico de prueba para la hipótesis de parámetros de conducta homogéneos a través de las rutas es $-2(L_0 - L_1) = 2(3041.50 - 3036.82) = 9.36$, donde L_0 es el logaritmo de la



consecuencia, en lo que sigue se discutirá solamente el modelo no restringido. Estos resultados sugieren que la conducta promedio de la firma dominante en rutas oligopolísticas con y sin presencia de competencia intermodal, así como en la rutas monopolísticas (i.e. La Serena), es significativamente menos competitiva que la consistente con el modelo de fijación de precios competitivo y significativamente más competitivo que la asociada al modelo de Cournot (y “monopolista” en la ruta La Serena) donde esto último puede explicarse por la presencia de fuerte oferta de otros modos de transporte como el bus, y por el efecto del plan de autorregulación tarifaria que restringe la posibilidad de fijar tarifas en forma de yield en mercados no competitivos, dado que de acuerdo al plan dicha tarifa no puede ser superior al yield mensual en los mercados competitivos con distancias equivalentes.

La Tabla 12 reporta los parámetros estimados mediante máxima verosimilitud para el modelo econométrico no restringido y sus errores estándar en paréntesis (la estimación de los parámetros de las variables dummy se omiten por motivos de espacio). Los parámetros estimados son robustos a la especificación de los valores iniciales para dichos parámetros, como se pudo comprobar en un ejercicio exploratorio mediante el cual se estimó el modelo mediante un conjunto diferente de valores iniciales.

La elasticidad-precio de la demanda del mercado $\eta(X)$ estimada para rutas oligopolísticas con y sin competencia intermodal y para aquellas monopolísticas corresponden a 1.39, 1.30, y 1.42 respectivamente. Es interesante notar que la elasticidad-precio de la demanda es efectivamente menor en las rutas en las cuales se espera mayor competencia con otros medios de transporte. Formalmente, la hipótesis nula en la cual las elasticidades de la demanda son iguales $\eta_a = \eta_b$ es rechazada a un nivel de significancia estadística del 1% de acuerdo a un likelihood ratio test. Este resultado, bastante esperable, es consistente con los reportados en el trabajo de Fageda (2006) donde también se provee evidencia en el contexto del mercado aeronáutico doméstico español que las rutas de menor distancia (y por tanto

función de máxima verosimilitud bajo la hipótesis nula y L_1 es logaritmo de la función de máxima verosimilitud para el modelo no restringido. Dado que el valor crítico de χ^2_2 a un nivel $\alpha = 0.01$ es 9.210, la hipótesis nula se rechaza a dicho nivel. Para la hipótesis nula de comportamiento competitivo en rutas oligopólicas de competencia intermodal $d_{\text{inter}} = 0$, se tiene que $-2(L_0 - L_1) = 2(3059.45 - 3036.82) = 45.25$. Dado que el valor crítico de χ^2_1 a un nivel $\alpha = 0.01$ es 6.63, la hipótesis nula se rechaza. Las pruebas restantes se construyen en forma análoga.



presumiblemente más susceptibles a competencia por parte de sustitutos terrestres como bus, automóvil, y tren) tienen elasticidad-precio de la demanda mayor que aquellas de distancia mayor. En forma adicional, la hipótesis nula en la cual las elasticidades de la demanda son homogéneas en las rutas oligopolísticas $\eta_m = \eta_M$ con ($m = a, b$) y en la ruta monopolística es rechazada también al 1%.

Tabla 12: Parámetros Estimados del Modelo Econométrico, Precios y Costos Deflactados y Nominales

	Precios y Costos Deflactados	Precios y Costos Nominales
Ecuación Demanda (variable dependiente: X)		
Elasticidad-precio η_m ($m = a$)	1.399 (0.057)**	1.774 (0.093)**
Elasticidad-precio η_m ($m = b$)	1.306 (0.054)**	1.665 (0.089)**
Elasticidad-precio η_M	1.421 (0.057)**	1.802 (0.094)**
Captación (cap)	0.722 (0.031)**	0.706 (0.031)**
Turismo (tur)	0.053 (0.011)**	0.037 (0.011)**
Intercepto	8.939 (1.031)**	13.54 (1.441)**
Relación de Oferta (variable dependiente: p)		
Elasticidad-distancia θ	0.530 (0.034)**	0.547 (0.032)**
Conducta λ^m ($m = a$)	0.318 (0.058)**	0.374 (0.075)**
Conducta λ^m ($m = b$)	0.417 (0.022)**	0.532 (0.033)**
Conducta λ^M	0.253 (0.085)**	0.296 (0.119)*+
Log-Likelihood	-3036.823	-3044.282
Akaike info criterion	21.256	21.308

Notas: Errores estándar en paréntesis. Significancia al 1% (**), 5% (*). Significante al 1.26% (+). Las variables dummy estacionales son omitidas por motivos de espacio.

Informalmente, las estimaciones puntuales para la elasticidad-precio de la demanda se encuentran entre los resultados reportados por Oum et al. (1986), (1993), Fischer y Kamerschen (2003b), y Fageda (2006). Oum et al. (1986) estimaron un sistema de demanda de dos etapas para el mercado aeronáutico doméstico de Estados Unidos, utilizando una muestra de corte transversal de 200 rutas en 1978 (período previo a la desregularización del mercado). En este trabajo las clases de tarifas fueron categorizadas en primera clase, económica estándar, y descuento. Las elasticidades para la clase de descuento se encuentran en el rango de 1.5 a 2.0, mientras que en la clase económica estándar se encuentran en el



rango de 1.2 a 1.4, los cuales son similares a las elasticidades de la demanda estimadas para el mercado aeronáutico chileno utilizando los precios y costos deflactados (Tabla 12). En un trabajo posterior, Oum et al. (1993) estimó la elasticidad para 20 rutas basadas en Chicago en el período 1981-1988, obteniendo elasticidades en el rango de 1.24 a 2.34, en el rango de 1.24 a 1.67 eliminando las dos rutas de mayor elasticidad, y con una elasticidad promedio para las 20 rutas de 1.58, similar las elasticidades para el caso chileno utilizando precios y costos nominales (Tabla 12). Por otra parte, las elasticidades estimadas en este trabajo son mayores a las reportadas en los trabajos de Fischer y Kamerschen (2003b), y Fageda (2006). En el primer trabajo las elasticidades por ruta se obtuvieron mediante una muestra de 240 observaciones para los años 1991-1996 a través de múltiples rutas originadas en Atlanta y múltiples firmas. Dependiendo de la ruta, las elasticidades estimadas varían entre 0.4 y 1.2, las cuales son significativamente menores a las reportadas en estudios previos para el mercado de Estados Unidos. Finalmente, Fageda (2006) utilizando una muestra de 190 observaciones en el período 2001-2002 para el mercado aeronáutico doméstico español, reporta elasticidades-precio de la demanda entre 1.2 y 0.93 evaluadas en las medias de la muestra⁴⁸, relativamente cercanas a las elasticidades reportadas en la Tabla 12. Finalmente, cabe destacar que las elasticidades-precio de la demanda de mercado reportadas en la Tabla 12 son plausibles de acuerdo a información contenida en presentaciones de Lan⁴⁹ en relación a las proyecciones del crecimiento de la cantidad demandada del mercado doméstico: a nivel agregado, se esperaba un incremento del 40% del número de pasajeros total como respuesta a una reducción del 20% en la tarifa promedio (esto es, una “elasticidad” de 2.0). Considerando que las elasticidades-precio de la demanda a nivel de firma son típicamente menores que a nivel de mercado⁵⁰, esto provee evidencia anecdótica que refuerza en forma cualitativa nuestros resultados.

De acuerdo a lo reportado en la Tabla 12, las variables de captación e intensidad turística son significativas incluso al 1% (excepto en el caso de estimación con valores nominales, donde la intensidad de turismo es significativa al 1.5%) y al tienen el signo esperado y son consistentes

⁴⁸ Dado que en el trabajo de Fageda (2006) se utilizó una especificación semi-translog para la función de demanda, las elasticidades-precio de la demanda dependen del nivel de precios.

⁴⁹ Ídem pie de nota 2.

⁵⁰ Ver por ejemplo, Oum et al. (1993).



con lo reportado en los trabajos de Oum et al. (1993) y Fageda (2006). No se discute mayormente dichos parámetros dado que sólo tienen como objetivo controlar.

La estimación para la elasticidad-distancia del costo θ corresponde a 0.53 con un error estándar de 0.03 para el modelo con precios y costos deflactados (Tabla 12), mientras que para el caso de precios y costos nominales corresponde a 0.55 con un error estándar de 0.04. En ambos casos, la hipótesis nula $\theta = 0$ en la cual los costos por pasajero son lineales con la distancia y la hipótesis nula $\theta = 1$ en la cual los costos no tienen relación alguna con la distancia, son rechazadas a cualquier nivel de significancia estándar mediante el uso de likelihood ratio tests. En forma adicional, la hipótesis nula $\theta = 0.5$, valor sugerido por Brander y Zhang (1990), (1993), y valor utilizado en el caso base del análisis exploratorio del presente trabajo, no puede ser rechazada incluso a un nivel de significancia del 40%. Este resultado confirma para el escenario doméstico la evidencia reportada en la literatura empírica de economía aeronáutica que los costos por pasajero son cóncavos en la distancia recorrida en lugar de lineales.

En relación a la Tabla 4, los parámetros de conducta estimados 0.32, 0.42, y 0.25 para las rutas oligopolísticas con y sin competencia intermodal y para la ruta monopólica en el caso del modelo con precios y costos deflactados, y de 0.37, 0.53, y 0.30 se encuentran en el rango razonable de 0 a 2, de acuerdo con el modelo planteado en el marco teórico general en el Capítulo 3. Tal como se discutió anteriormente, las hipótesis de conducta homogénea a través de los tipos de rutas definidos así como las hipótesis de fijación de precio competitivo (Bertrand) y de Cournot son rechazadas al 1% de acuerdo a los likelihood ratio tests para los modelos estimados tanto con precios y costos deflactados y nominales (Tabla 13). En consecuencia, y a diferencia de los resultados del modelo a la Brander y Zhang (1990), el modelo estimado provee evidencia más sólida (dado que las elasticidades-precio de la demanda las cuales se permite que varíen de acuerdo a la distancia, variables que desplazan la curva de demanda, y la elasticidad-distancia del costo fueron estimadas desde los datos) de un comportamiento competitivo de la firma dominante a medio camino entre la fijación de precios competitiva y el modelo Cournotiano.



El resultado más importante de la Tabla 13 corresponde a que la conducta estimada de Lan en los tres tipos de rutas no es consistente con el modelo de fijación de precios competitivo, pero tampoco con el modelo Cournotiano (y por extensión de los resultados expuestos en la Tabla 35 tampoco para el modelo de maximización conjunta o cartel). En particular, el modo de conducta en las tres rutas se encuentra a medio camino entre ambos modelos, lo que sugiere el ejercicio significativo de poder de mercado en la industria aeronáutica de pasajeros nacional, aunque menor a lo reportado en los trabajos de Brander y Zhang (1990, 1993), Oum et al. (1993), Fischer y Kamerschen (2003) y Fageda (2006).

Tabla 5: Parámetros de Conducta Estimados y Pruebas de Hipótesis

	Precios Deflactados	Precios Nominales
Parámetro de conducta λ^m ($m = a$)	0.318 (0.058)**	0.374 (0.075)**
Likelihood Ratio Test $\chi^2_{(1)}$		
Test Bertrand ($\lambda^a = 0$)	45.25**	38.10**
Test Cournot ($\lambda^a = 1$)	214.80**	108.87**
Parámetro Conducta λ^m ($m = b$)	0.417 (0.022)**	0.532 (0.033)**
Likelihood Ratio Test $\chi^2_{(1)}$		
Test Bertrand ($\lambda^b = 0$)	308.48**	321.93**
Test Cournot ($\lambda^b = 1$)	372.66**	176.70**
Parámetro Conducta λ^M	0.253 (0.085)**	0.296 (0.119)*+
Likelihood Ratio Test $\chi^2_{(1)}$		
Test Bertrand ($\lambda^M = 0$)	20.68**	16.87**
Test Cournot ($\lambda^M = 1$)	234.25**	117.13**
Likelihood Ratio Test $\chi^2_{(2)}$		
Homogéneos ($\lambda^a = \lambda^b = \lambda^M$)	9.36**	11.63**

Notas: Significancia al 1% (**), 5% (*). Significante al 1.26% (+)

En el caso del modelo estimado mediante precios y costos nominales los parámetros de conducta son más cercanos al modelo de Cournot debido a que la variación en los precios es mayor cuando estos están deflactados (notar que en nuestro caso los márgenes precio-costo son idénticos para el modelo estimado de ambas formas) lo cual explica las mayores elasticidades-precio de la demanda observadas en el modelo estimado con precios nominales.



En la medida que la información utilizada en la construcción de los precios discutida en el Capítulo 4 se refiera a precios reales en lugar de nominales, la estimación del modelo correspondiente tendrá mayor relevancia empírica que su contraparte estimada con precios deflactados.

Finalmente, es interesante notar que la conducta de Lan en la ruta La Serena es más competitiva que en ambas rutas oligopolísticas. A diferencia del trabajo de Oum et al. (1993) y Fageda (2006) quienes asumen un comportamiento consistente con $\lambda^M = 1$ en las rutas operadas por una firma única, en el presente trabajo se ha estimado dicho parámetro desde los datos. En el contexto del mercado aeronáutico chileno, la conducta relativamente más competitiva observada en el mercado de La Serena puede responder a dos elementos: en primer lugar, la ruta La Serena representa la ruta más corta en distancia de la muestra utilizada (389 kilómetros) y es la más corta en términos generales de las rutas que tienen como punto de origen-destino Santiago. En consecuencia, es presumible un alto nivel de competencia con modos de transporte terrestres, limitando la posibilidad de la firma dominante de ejercer mayor poder de mercado. En segundo lugar, la capacidad de fijación de precios en relación a las rutas oligopolísticas se ve limitado de acuerdo al plan de autorregulación tarifaria.

6.3. Modelo Econométrico a la Fageda (2006)

El procedimiento para identificar el parámetro de conducta para las rutas oligopolísticas depende del valor de λ^M fijado en forma exógena. Tanto en los trabajos de Oum et al. (1993) y de Fageda (2006), se impone un valor para el parámetro de conducta de 1 en dichas rutas, lo cual es consistente con el comportamiento de un monopolista. Más aún, Fageda (2006) proporciona evidencia indirecta que rechazaría la hipótesis de que el mercado aeronáutico español constituye un mercado contestable. Resultados de estudios empíricos para el mercado aeronáutico en Estados Unidos también proveen evidencia que rechaza dicha hipótesis (Morrison y Winston (1987), Whiston y Collins (1992)). Sin embargo, en el caso del mercado aeronáutico chileno la ruta La Serena, tal como se discutió en la sección anterior, presenta durante el período 2006-2008 36 observaciones mensuales con participación de la



firma dominante sobre el 90% (más precisamente, corresponden al 100%), mientras que en el mismo período el total de observaciones mensuales para las restantes rutas bajo estudio con participación sobre el 90% de la firma dominante corresponden a cuatro. El 90% de las observaciones en la categoría “monopólica” corresponden a las observadas en la ruta La Serena⁵¹. Si bien para el presente estudio no se dispone de información para determinar el número de “potenciales competidores” para cada período en cada ruta monopolística de forma de determinar el efecto que dicha variable en la estrategia de fijación de precios del monopolista⁵², es plausible argumentar que difícilmente la firma dominante presente una conducta en la ruta La Serena consistente con el “monopolista” puro, de acuerdo a dos factores ya discutidos anteriormente: (1) la capacidad de fijación de precios sobre el costo marginal en las rutas de único oferente se ve limitado debido al plan de autorregulación tarifaria, y (2) la presumible competencia con otros modos de transporte terrestres como el bus y automóvil, lo cual implicaría una redefinición en estricto rigor del término “monopolista” de la firma dominante en dicha ruta. Luego, en esta sección se toman los valores en cercanías de los resultados obtenidos del modelo adaptado a la Oum et al. (1993), en particular, se consideran los valores $\lambda^M = 0.25$ y $\lambda^M = 0.45$.

Los dos sistemas de ecuaciones definidos por la función de demanda (30) y las relaciones de oferta (34) y (38) por separado se estiman mediante Three Stage Least Squares (3SLS). La estimación de los parámetros de conducta mediante esta técnica presenta ventajas sobre la estimación en forma consecutiva, desarrollada por ejemplo en Fischer y Kamerschen (2003b). Para la estimación con precios deflactados, la Tabla 14 muestra los resultados del modelo de ecuaciones simultáneas y la Tabla 15 expone los parámetros estructurales, mientras que el equivalente para la estimación con precios nominales se expone en la Tabla 16 y Tabla 17. A continuación se discuten los resultados.

En la especificación descrita por el sistema (30) y (34) tiene como interés principal analizar el grado de poder de mercado. En este contexto, las variables explicativas asociadas a la función de demanda (30) son significativas y tienen el signo esperado. La variable de captación y la

⁵¹ Los resultados de esta sección y la anterior son robustos a la especificación del “monopolio” en base a una participación de Lan superior al 85% o al 95%.

⁵² Esto también implicaría disponer de la información precisa respecto de las tarifas promedio.



intensidad turística de la ruta tienen una influencia positiva en la demanda. La elasticidad-precio de la demanda (positiva) para las rutas con distancia menor a 700 kilómetros y mayor o igual a 700 kilómetros es 1.66 y 1.20, lo cual es consistente con los resultados expuestos en Oum et al. (1993), mientras que son mayores que las reportadas en los estudios de Fischer y Kamerschen (2003B), y Fageda (2006), quienes reportan elasticidades unitarias en promedio.

Tabla 14: Parámetros Estimados del Sistema de Ecuaciones (3SLQ) N=288 Precios Deflactados

	Modelo Base	Determinantes de Conducta
Ecuación de Demanda (variable dependiente: X)		
Precios (p)	-0.0161 (0.0006)**	-0.0160 (0.0006)**
Interacción ($d_{\text{inter}}p$)	0.0091 (0.0003)**	0.0091 (0.0003)**
Captación (cap)	0.744 (0.023)**	0.744 (0.023)**
Turismo (tur)	0.040 (0.010)**	0.034 (0.010)**
Intercepto	-12.92 (0.54)**	-12.92 (0.54)**
R ²	0.917	0.917
Estadístico F	172.58**	172.80**
Relación de Oferta (variable dependiente: p)		
Distancia (D)	0.082 (0.002)**	0.097 (0.002)**
Demanda (x)	0.987 (0.212)**	2.001 (0.205)**
Dnm (d_{NM})	1.462 (2.872)	-
HHI _{NM}	-	29.19 (4.58)**
Turismo _{NM} (tur)	-	-7.75 (0.73)**
Año2006	53.42 (2.23)**	57.41 (2.04)**
Año2007	27.45 (2.04)**	30.70 (1.84)**
Intercepto	27.30 (3.64)**	14.22 (3.56)**
R ²	0.899	0.917
Estadístico F	517.13**	548.42**

Notas: Errores Estándar en Paréntesis. Significancia al 1% (**), 5%(*), al 10% (+). Cantidad Demandada expresada en miles. Precios expresados en miles de Ch\$. Los coeficientes estimados para las variables dummy estacionales son omitidos por motivos de espacio.

En relación a la relación de oferta, de acuerdo a la Tabla 14 se confirman las economías de distancia, cuya elasticidad estimada de 0.55 es consistente con lo reportado en la sección anterior y con la propuesta de Brander y Zhang (1990), (1993). En relación a las economías de



tráfico, se encuentra evidencia de costo marginal creciente, luego de controlar potenciales efectos de cambio tecnológico mediante las dummy anuales (que implican un intercepto de la función de costos marginales decreciente en el tiempo).

Tabla 15: Parámetros Estructurales Estimados (evaluados en promedios de muestra) (Precios Deflactados)

	Modelo Base	Determinantes Conducta
Ecuación de Demanda		
Elasticidad-precio η_m ($m = a$)	-1.66 (0.067)**	-1.65 (0.066)**
Elasticidad-precio η_m ($m = b$)	-1.20 (0.065)**	-1.19 (0.064)**
Relación de Oferta		
Elasticidad-distancia η_{b_1}	0.55 (0.015)**	0.65 (0.015)**
Elasticidad tráfico η_β	0.07 (0.015)**	0.14 (0.014)**
Parámetro de conducta λ_m^{NM} ($m = a$)	0.27** / 0.47 (0.046)**	-
Test de Wald $\chi^2_{(1)}$		
Test Bertrand ($\lambda_a^{NM} = 0$)	35.17** / 105.43**	
Test Cournot ($\lambda_a^{NM} = 1$)	248.24** / 130.38**	
Parámetro Conducta λ_m^{NM} ($m = b$)	0.26** / 0.46 (0.020)**	-
Test de Wald $\chi^2_{(1)}$		
Test Betrand ($\lambda_b^{NM} = 0$)	167.97** / 525.40**	
Test Cournot ($\lambda_b^{NM} = 1$)	1357.60** / 722.77**	
Determinantes Conducta ($m = a$)	-	
$HHI_{NM} (\lambda_{a1}^{NM})$		0.47 (0.075)**
Turismo (λ_{a2}^{NM})		-0.12 (0.013)**
Determinantes Conducta ($m = b$)	-	
$HHI_{NM} (\lambda_{b1}^{NM})$		0.20 (0.033)**
Turismo (λ_{b2}^{NM})		-0.05 (0.006)**

Notas: Errores Estándar en Paréntesis. Significancia al 1% (**), 5%(*), al 10% (+). Cantidad Demandada expresada en miles. Precios expresados en miles de Ch\$. Los parámetros de conducta se estiman en base a una conducta en rutas de único oferente de $\lambda^M = 0.25$ y $\lambda^M = 0.45$.

De forma importante, la Tabla 15 expone los parámetros de conducta estimados para los casos en que el parámetro de conducta en rutas de único oferente toma los valores $\lambda^M = 0.25$ y $\lambda^M = 0.45$. De acuerdo con los resultados de las pruebas de Wald, las hipótesis de fijación de precios competitiva (Bertrand) y de conducta a la Cournot son rechazadas a cualquier nivel de



significancia estadística estándar. Estos resultados son consistentes con los reportados en las secciones anteriores para los modelos a la Brander y Zhang (1990) y Oum et al. (1993). El nivel de poder de mercado se encuentra a medio camino entre ambos benchmark teóricos, lo que sugiere que Lan ejerce poder de mercado en forma significativa, pero en menor medida que el reportado en la literatura (Brander y Zhang (1990), (1993), Oum et al. (1993), Fischer y Kamerschen (2003b), Fageda (2006)). Notar que, de acuerdo a lo expuesto los resultados del modelo base en la Tabla 15, que el coeficiente de (d_{NM}) es positivo aunque no significativo, incluso al 10%. Esto sugiere que el modelo refleja una conducta consistente con el marco regulatorio actual del proceso de autorregulación tarifaria, dado que la conducta en rutas equivalentes (mercado $m = a$) no es significativamente diferente a las de la ruta de único oferente.

La Tabla 15 también expone los resultados para el modelo de ecuaciones simultáneas (30) y (38), donde el interés recae en estudiar los determinantes de la conducta. Notar que los coeficientes asociados a la ecuación de demanda son similares al del modelo anterior. Por otra parte, la Tabla 15 muestra el coeficiente estimado para los determinantes de conducta en las rutas oligopolísticas. Para las rutas oligopolísticas de mercado $m = a$ se tiene que la conducta de la firma es menos competitiva en rutas de mayor concentración en el año anterior dejando el resto constante, mientras que es más competitivo en rutas de mayor intensidad turística. En el caso de las rutas del mercado $m = b$, se tienen cualitativamente los mismos resultados, aunque el valor absoluto de dichos efectos es menor. Los resultados del efecto del índice de Herfindahl-Hirschman en la conducta son similares a los reportados por Fageda (2006) (0.57 para rutas menores a 450 kilómetros, 0.38 para rutas iguales o mayores a 450 kilómetros).

Finalmente, la Tabla 16 y la Tabla 17 exponen los parámetros estimados para el sistema de ecuaciones simultáneas (30) y (34), y (30) y (38) utilizando precios nominales. Los resultados expuestos son cualitativamente similares a los obtenidos mediante el uso de precios reales.

En resumen, la estimación del sistema de ecuaciones (30) y (34) estimado mediante precios deflactados y nominales, permite rechazar las hipótesis de fijación de precios competitiva, pero también la hipótesis de conducta Cournotiana. El estimador puntual de conducta sugiere entonces que la conducta promedio se encuentra a medio camino de ambos modelos.



Tabla 16 Parámetros Estimados del Sistema de Ecuaciones (3SLQ) N=288 Precios Nominales

	Modelo Base	Determinantes de Conducta
Ecuación de Demanda (variable dependiente: X)		
Precios (p)	-0.0249 (0.0012)**	-0.0247 (0.0012)**
Interacción ($d_{inter}p$)	0.0130 (0.0005)**	0.0129 (0.0005)**
Captación (cap)	0.695 (0.027)**	0.696 (0.026)**
Turismo (tur)	0.037 (0.012)**	0.022 (0.012)+
Intercepto	-11.14 (0.647)**	-11.14 (0.636)**
R ²	0.887	0.887
Estadístico F	128.58**	128.84**
Relación de Oferta (variable dependiente: p)		
Distancia (D)	0.075 (0.002)**	0.087 (0.002)**
Demanda (x)	0.902 (0.172)**	1.776 (0.155)**
Dnm (d_{NM})	-0.550 (2.34)	
HHI _{NM}	-	24.57 (3.47)**
Turismo _{NM} (tur)	-	-7.04 (0.56)**
Año2006	32.48 (1.81)**	36.14 (1.54)**
Año2007	15.32 (1.65)**	18.28 (1.37)**
Intercepto	34.16 (2.98)**	22.78 (2.71)**
R ²	0.900	0.928
Estadístico F	528.11**	8558.37**

Notas: Errores Estándar en Paréntesis. Significancia al 1% (**), 5%(*), al 10% (+). Cantidad Demandada expresada en miles. Precios expresados en miles de Ch\$. Los coeficientes estimados para las variables dummy estacionales son omitidos.



Tabla 17: Parámetros Estructurales Estimados (evaluados en promedios de muestra) (Precios Nominales)

	Modelo Base	Determinantes Conducta
Ecuación de Demanda		
Elasticidad-precio η_m ($m = a$)	-2.32 (0.108)**	-2.30 (0.107)**
Elasticidad-precio η_m ($m = b$)	-1.85 (0.106)**	-1.82 (0.105)**
Relación de Oferta		
Elasticidad-distancia η_{b_1}	0.55 (0.014)**	0.65 (0.012)**
Elasticidad tráfico η_β	0.07 (0.013)**	0.14 (0.012)**
Parámetro de conducta λ_m^{NM} ($m = a$)	0.24** / 0.44 (0.058)**	-
Test de Wald $\chi^2_{(1)}$		
Test Bertrand ($\lambda_a^{NM} = 0$)	16.47** / 56.13**	
Test Cournot ($\lambda_a^{NM} = 1$)	171.99** / 93.70**	
Parámetro Conducta λ_m^{NM} ($m = b$)	0.24 / 0.44 (0.028)**	-
Test de Wald $\chi^2_{(1)}$		
Test Betrand ($\lambda_b^{NM} = 0$)	76.13** / 252.60**	
Test Cournot ($\lambda_b^{NM} = 1$)	735.30** / 397.92**	
Determinantes Conducta ($m = a$)	-	
$HHI_{NM} (\lambda_{a1}^{NM})$		0.61 (0.089)**
Turismo (λ_{a2}^{NM})		-0.17 (0.016)**
Determinantes Conducta ($m = b$)	-	
$HHI_{NM} (\lambda_{b1}^{NM})$		0.29 (0.043)**
Turismo (λ_{b2}^{NM})		-0.08 (0.008)**

Notas: Errores Estándar en Paréntesis. Significancia al 1% (**), 5%(*), al 10% (+). Cantidad Demandada expresada en miles. Precios expresados en miles de Ch\$. Los parámetros de conducta se estiman en base a una conducta en rutas de único oferente de $\lambda^M = 0.25$ y $\lambda^M = 0.45$.



7. RESUMEN Y DISCUSIÓN FINAL

En este trabajo se identifica y estima en forma empírica el grado de poder de mercado para la industria aeronáutica doméstica de pasajeros en Chile. Se revisa la literatura empírica de estimación de poder de mercado y la literatura específica aplicada a la industria aeronáutica doméstica de pasajeros en Estados Unidos y España. Luego, en el espíritu de la NEIO (*"New Empirical Industrial Organization"*; i.e. Nueva Organización Industrial Empírica) se plantea un modelo estructural de competencia en cantidades por un producto homogéneo donde el grado de poder de mercado ejercido por las firmas se captura en una escala ordinal mediante el parámetro de conducta. En este contexto, el índice de Lerner, que mide el poder de mercado, es decreciente en la elasticidad-precio de la demanda de mercado, es creciente en la participación de mercado, y es creciente en el parámetro de conducta de la firma. En consecuencia, el ejercicio de estimación del grado de poder de mercado basado solamente en mediciones de la participación se encuentra potencialmente sujeto a errores.

La estimación del poder de mercado para el mercado aeronáutico nacional se desarrolla utilizando datos a nivel mensual para el período 2006-2008, considerando ocho rutas que representan aproximadamente el 65% del tráfico de pasajeros doméstico en Chile.

En el marco general del modelo estructural planteado, se utilizan tres metodologías para el estudio empírico del poder de mercado en la industria aeronáutica nacional. En primer lugar, se utiliza la metodología estadística a la Brander y Zhang (1990) la cual entrega un procedimiento para la estimación de los costos marginales y para el análisis de sensibilidad sobre la elasticidad-precio de la demanda y la elasticidad-distancia del costo. Esta metodología se basa en inferencia clásica y en la exploración de escenarios plausibles de acuerdo a la información a priori recabada respecto del mercado. En consecuencia, el análisis presentado aquí adquiere una categoría de análisis exploratorio de datos, que tiene como objetivo dimensionar los órdenes de magnitud y proporcionar estimaciones gruesas, pero razonables, del modo de conducta en el mercado aeronáutico chileno. En resumen, los principales resultados obtenidos aquí corresponden a:



- La hipótesis nula de comportamiento promedio de fijación de precios competitivo y de cartel son rechazadas (por separado) a cualquier nivel estándar de significancia estadística. En forma adicional, la hipótesis de conducta Cournotiana en promedio es rechazada también. Los datos proveen evidencia de una conducta promedio entre los casos teóricos de competencia perfecta y Cournot.
- El resultado bajo el cual Lan presenta una conducta promedio entre competencia perfecta y Cournot se sugiere robusto bajo variaciones a partir del escenario base en los parámetros de elasticidad-precio de la demanda y elasticidad-distancia del costo. Sin embargo, en relación a la conducta a nivel de rutas, variaciones en el valor de la elasticidad-distancia del costo tienen importantes implicancias en la estimación.

En segundo lugar, se plantea un modelo econométrico inspirado en el trabajo de Oum et al. (1993), en el cual se estima la elasticidad-precio de la demanda para dos tipos de mercados: rutas oligopolísticas (mercado *a*) con y sin competencia intermodal (mercado *b*). Se estiman también las economías de distancia, y la conducta de Lan en ambos tipos de mercados. En forma adicional, se estima la elasticidad-precio de la demanda y la conducta de Lan en rutas de único oferente. En resumen, los principales resultados obtenidos aquí corresponden a:

- En rutas de competencia oligopolística, la elasticidad-precio de la demanda es mayor en rutas que enfrentan competencia con sustitutos terrestres (definidas como rutas con distancia menor a 700 kilómetros). En otras palabras, los consumidores en promedio son más sensibles al precio en rutas del mercado *a* que aquellos en rutas del mercado *b*. También se provee evidencia de la existencia de economías de distancia, donde el parámetro estimado es consistente con estudios previos en la literatura.
- Las hipótesis nula de fijación de precios competitiva es rechazada por separado a cualquier nivel de significancia estadística estándar en los mercados *a* y *b*. En forma adicional, la hipótesis de conducta Cournotiana es rechazada por separado a cualquier nivel de significancia estándar en los mercados *a* y *b*. Los coeficientes estimados sugieren, en cambio, una conducta intermedia entre ambos benchmark teóricos. Estos



resultados son válidos también para rutas de único oferente, lo cual es consistente con el marco regulatorio actual (autorregulación tarifaria).

- La hipótesis nula de conducta homogénea a través de las rutas en mercados *a* y *b*, y en rutas de único oferente, es rechazada incluso a un nivel de significancia del 1%. En cambio, los coeficientes estimados sugieren que la conducta es más competitiva en rutas del mercado *a* en relación a rutas del mercado *b*, y que la conducta en rutas de único oferente es más competitiva que en ambos mercados. Esto es consistente con la conjectura bajo la cual la principal ruta de único oferente (que es la de menor distancia de la muestra) es aquella que tiene mayor presencia de sustitutos terrestres.

En tercer lugar, se estima un modelo adaptado de acuerdo al trabajo de Fageda (2006). Este trabajo permite una mayor flexibilidad para la elasticidad-precio de la demanda, ya que depende del nivel de precios en forma diferente al modelo basado en Oum et al. (1993). En forma adicional, no se utiliza información contable alguna en la estimación de los costos marginales (a diferencia de las aproximaciones de Brander y Zhang (1990) y Oum et al. (1993)). El modelo basado en el trabajo de Fageda (2006) permite la estimación de variables determinantes de la conducta. En resumen, los principales resultados obtenidos aquí corresponden a:

- Se confirma que en rutas de competencia oligopolística, la elasticidad-precio de la demanda es mayor en rutas del mercado *a* en relación a las rutas del mercado *b*. Las elasticidades estimadas son consistentes con las reportadas en trabajos previos en la literatura empírica del mercado aeronáutico de pasajeros doméstico. Las economías de distancia se confirman. En forma interesante, se encuentra evidencia bajo la cual los costos marginales son crecientes en el tráfico de la ruta, a diferencia de lo reportado en Fageda (2006), luego de controlar por efectos temporales.
- Las hipótesis nula de fijación de precios competitiva es rechazada por separado a cualquier nivel de significancia estadística estándar en los mercados oligopolísticos *a* y *b*. En forma adicional, la hipótesis de conducta Cournotiana también es rechazada. Los parámetros estimados sugieren que la conducta se encuentra a medio camino



entre ambos modelos teóricos. La identificación del parámetro de conducta en rutas oligopolísticas depende de la conducta en rutas de único oferente. En consecuencia, se utilizan valores en vecindades del parámetro de conducta estimado para las rutas de único oferente mediante el modelo adaptado a la Oum et al. (1993).

- El parámetro de conducta en rutas oligopolísticas es creciente en la concentración del período anterior, mientras que es decreciente en la intensidad turística de la provincia de la ciudad par (con Santiago) en la ruta. En las rutas del mercado *a* (distancia menor a 700 kilómetros) estos efectos son en valor absoluto mayores que en el mercado *b* (distancia mayor o igual a 700 kilómetros).

La implicancia general más importante del estudio corresponde a que las hipótesis de fijación competitiva de precios y de conducta Cournotiana son rechazadas en forma significativa para las rutas Santiago con (según orden decreciente en el número de pasajeros): Antofagasta, Concepción, Puerto Montt, Iquique, Calama, Arica, La Serena, Copiapó, que representan aproximadamente el 65% del tráfico de pasajeros en el período 2006-2008. En cambio, los parámetros de conducta estimados soportan un comportamiento a medio camino entre ambos modelos teóricos. En otras palabras, Lan ejerce poder de mercado, pero en menor medida al que se esperaría de una firma consistente con la conjectura de Cournot.

Este resultado es contrastante con los reportados en los pocos trabajos a la fecha que han estimado el parámetro de conducta en mercados aeronáuticos de pasajeros domésticos. Los trabajos de Brander y Zhang (1990, 1993), Oum et al. (1993) y Fischer y Kamerschen (2003b) para Estados Unidos. Estos trabajos reportan una conducta promedio para las firmas consistente con el modelo de Cournot. Por otra parte Fageda (2006) reporta evidencia para el mercado aeronáutico doméstico de pasajeros en España de comportamiento aún menos competitivo que en el escenario Cournotiano, pero más competitivo que el caso de maximización conjunta de beneficios (cartel).

A la luz de estos resultados, es posible postular la importante conclusión de que los resultados expuestos en el presente trabajo proveen evidencia que el mercado aeronáutico doméstico de



pasajeros en Chile es más competitivo que los mercados aeronáuticos de pasajeros estudiados en la literatura empírica.

De acuerdo a la discusión anterior, surge en forma natural la pregunta de por qué Lan no ejerce poder de mercado en forma consistente con la firma Cournotiana. Tal como se discutió al comienzo del trabajo, la reducción de los costos operativos de Lan a raíz del nuevo modelo de negocios implantado para el mercado de pasajeros nacional ha sido transferida en promedio en términos de menores tarifas a los consumidores, con objetivo de lograr un incremento en la participación de mercado. De acuerdo a evidencia anecdótica derivada de presentaciones de Lan [1], uno de los motivos para la implantación del nuevo modelo de negocios corresponde a la potencial amenaza de entrada de una LCC (low-cost carrier) en el mercado aeronáutico nacional. Heurísticamente, los resultados obtenidos en este trabajo (conducta más competitiva en el mercado doméstico en relación a los mercados aeronáuticos de pasajeros de Estados Unidos y España) en conjunto con la evidencia anecdótica planteada anteriormente sugiere la hipótesis de que el mercado aeronáutico nacional esta caracterizado por un cierto grado de contestabilidad (Baumol et al. (1982), Stigler (1987)), lo cual explicaría por qué Lan no ejerce poder de mercado en forma consistente con el comportamiento Cournotiano, dado que la conducta de la firma estaría influenciada por la amenaza de entrada, y en el cual la firma podría en forma deliberada limitar sus beneficios para disuadir la entrada. En este contexto, es importante mencionar que frecuentemente se cita a los mercados aeronáuticos de vuelos domésticos como ejemplo de mercados contestables.

En consecuencia, el análisis formal de la hipótesis de contestabilidad del mercado doméstico de pasajeros nacional queda como trabajo de investigación a futuro.

Finalmente cabe destacar que una limitante importante del presente estudio lo constituye la serie de tarifas utilizadas. Es vital que a futuro la agencia regulatoria nacional exija reportes de tarifas promedios ponderados de manera periódica a las distintas aerolíneas autorizadas en el mercado nacional. Más aún esta información debería estar disponible de manera gratuita tal como en el caso de Estados Unidos, y sin restricciones de ningún tipo para avanzar en este tipo de estudios, pioneros para el caso chileno. En este sentido, podría analizarse en forma



detallada la conducta de las firmas a nivel de ruta y en forma dinámica, y analizar el impacto de distintos eventos relevantes del mercado en la conducta de las firmas.



Referencias

- Agostini, Claudio (2008). "La organización industrial del transporte aéreo en Chile," Revista de Análisis Económico, Ilades-Georgetown University, Economics Department, vol. 23(1), pages 35-84, June.
- Appelbaum, E. (1982). "The Estimation of the Degree of Oligopoly Power." *Journal of Econometrics*, 19 287-99.
- Ashenfelter, O. and Sullivan, D. (1987). Nonparametric Tests of Market Structure: An Application to the Cigarette Industry. *Journal of Industrial Economics* 35, 483-498.
- Bain, J. S. (1951). "Relation of profit rate to industry concentration: American manufacturing 1936-1940", *Quarterly Journal of Economics*, 65 (3), pp. 293-324.
- Bikker, J. A. & Shaffer, S. & Spierdijk, L., 2009. "Assessing Competition with the Panzar-Rosse Model: The Role of Scale, Costs, and Equilibrium," Working Papers 09-27, Utrecht School of Economics
- Bikker, J.A. (2004). Competition and efficiency in a unified European banking market, Edward Elgar.
- Borenstein S. (1989). Hubs and High Fares: Dominance and Market Power in the U.S. Airline Industry. *Rand Journal of Economics*, Vol. 20, 1989
- Brander J. A. and Zhang A. (1990), "Market Conduct in the Airline Industry: An Empirical Investigation", *Rand Journal of Economics*, vol. 21 (Winter), pp. 567-583.
- Brander, James A. & Zhang, Anming (1993). "Dynamic oligopoly behaviour in the airline industry," *International Journal of Industrial Organization*, Elsevier, vol. 11(3), pages 407-435, September.
- Bresnahan, T. (1982). The oligopoly solution concept is identified. *Economics Letters* 10, 87-92.
- Bresnahan, T.F. "Duopoly Models with Consistent Conjectures." *American Economic Review*, Vol. 71 (1981), pp. 934-945.
- Bresnahan, T.F. (1989). Empirical studies of industries with market power. In: Schmalensee, R. and Willig, R.D. (eds), *Handbook of Industrial Organization*, Volume II, 1012-1055.
- Claessens, S. and Laeven, L. (2004). What drives bank competition? Some international evidence. *Journal of Money, Credit, and Banking* 36, 563-583.



- Demsetz, H. (1973). "Industry structure, market rivalry and public policy", *Journal of Law Economics*, 16, pp. 1-10.
- Fageda, X. (2006), Measuring conduct and cost parameters in the Spanish airline market, *Review of Industrial Organization*, 28 (4), 379-399.
- Fischer, T. and Kamerschen, D.R. (2003a). Measuring competition in the U.S. airline industry using the Rosse-Panzar test and cross-sectional regression analyses. *Journal of Applied Economics* 6, 73-93.
- Fisher, T. and D.R. Kamerschen (2003b), "Price-cost margins in the U.S airline industry using a conjectural variation approach", *Journal of Transport Economics and Policy*, 37 (2), 227-259.
- Fudenberg, Drew and Jean Tirole, 1991. "Game Theory," MIT Press Books, The MIT Press, edition 1, volume 1, number 0262061414, December.
- Iwata, G. (1974). "Measurement of conjectural variations in oligopoly", *Econometrica*, 42, pp. 947-966.
- Lau, L.J. (1982). On identifying the degree of competitiveness from industry price and output data. *Economics Letters* 10, 93-99.
- Lerner, A.P. (1934). The concept of monopoly and the measurement of monopoly power. *Review of Economic Studies* 1, 157-175.
- Mason, E. (1939). Price and production policies of large-scale enterprise. *American Economic Review*, 29, 61-74.
- Morrison, Steven A. and Clifford Winston (1987). Empirical Implications and Tests of the Contestability Hypothesis. *Journal of Law and Economics*, Vol. 30, No. 1, pp. 53-66.
- Mutti, J. and Y. Murai (1977). "Airline Travel on the North Atlantic: Is Profitability Possible?" *Journal of Transport Economics and Policy*. Vol 11, no1, pp. 45-33.
- Oum, Tae Hoon , Anming Zhang and Yimin Zhang (1993). "Inter-Firm Rivalry and Firm-Specific Price Elasticities in Deregulated Airline Markets". *Journal of Transport Economics and Policy*, Vol. 27, No. 2, pp. 171-192
- Oum, T.H., D. Gillen and D. Noble (1986). "Demand for Fareclasses and Pricing in Airline Markets". *Logistics and Transportation Review*. Vol. 23 (September), pp. 195-222.
- Panzar, J. and Rosse, J. (1987). Testing for "monopoly" equilibrium. *Journal of Industrial Economics* 35, 443-456.



- Panzar, J.C. and J.N. Rosse (1982). Structure, conduct and comparative statistics. Bell Laboratories Economic Discussion Paper.
- Parker, Philip M. and Lars-Hendrik Roller (1997). Collusive Conduct in Duopolies: Multimarket Contact and Cross-Ownership in the Mobile Telephone Industry. The RAND Journal of Economics, Vol. 28, No. 2, pp. 304-322
- Peltzman, S. (1977). "The gains and losses from industrial concentration", Journal of Law and Economics, 20, pp. 229-263.
- Perry, M.K.. "Oligopoly and Consistent Conjectural Variations." Bell Journal of Economics, Vol. 13 (1982), pp. 197-205.
- Peteraf M. A. and Reed R. (1994). Pricing and Performance in Monopoly Airline Markets. Journal of Law and Economics, Vol. 37, No. 1, pp. 193-213
- Rosse, J. and Panzar, J. (1977). Chamberlin vs Robinson: an empirical study for monopoly rents, Bell Laboratories Economic Discussion Paper.
- Shaffer, S. (1982a). A nonstructural test for competition in financial markets. Federal Reserve Bank of Chicago, Proceedings of a Conference on Bank Structure and Competition, 225-243.
- Shaffer, S. (1993). A test of competition in Canadian banking. Journal of Money, Credit, and Banking 25, 49-61.
- Shaffer, S. (1999). The competitive impact of disclosure requirements in the credit card industry. Journal of Regulatory Economics 15, 183-19.
- Shaffer, S. and DiSalvo, J. (1994). Conduct in a banking duopoly. Journal of Banking and Finance 18, 1063-1082.
- Spiller, P.T. and E. Favaro (1984). "The Effects of Entry Regulation on Oligopolistic Interaction: The Uruguayan Banking Sector," Rand Journal of Economics, 15 244-54.
- Stigler, George J. (1987). "Competition." The New Palgrave: A Dictionary of Economics, Vol 1, pp. 531-46.
- Sullivan, D. (1985). Testing Hypotheses about Firm Behavior in the Cigarette Industry. Journal of Political Economy 93, 586-598.
- Tsutsui, Y. and Kamesakab, A. (2005). Degree of competition in the Japanese securities industry. Journal of Economics and Business 57, 360-374.



- Whinston, Michael D. and Scott C. Collin (1992). Entry and Competitive Structure in Deregulated Airline Markets: An Event Study Analysis of People Express. The RAND Journal of Economics, Vol. 23, No. 4, pp. 445-462
- William J. Baumol, John C. Panzar, & Robert D. Willig (1982). Contestable Markets and the Theory of Industry Structure. Harcourt College Pub.