

ESTRUCTURA DE MERCADO Y EFICIENCIA EMPRESARIAL EN EL TRANSPORTE AÉREO

María Belén Rey Legidos*

La liberalización del transporte aéreo es un proceso relativamente reciente en Europa, que ha culminado en 1997 con la libertad de tarifas para vuelos europeos. Este hecho ha supuesto un cambio sustancial en la forma de actuar de las compañías aéreas, afectando a los precios y a la estructura del mercado. En este trabajo se aborda el estudio del comportamiento de las compañías de transporte aéreo en un entorno de liberalización, tratando de determinar los efectos que la misma ha tenido sobre la eficiencia relativa de estas empresas.

Palabras clave: *transporte aéreo, liberalización económica, desregulación, tarifas aéreas, Europa, 1989-1997.*

Clasificación JEL: *L93.*

1. Introducción

La liberalización del transporte aéreo es un proceso relativamente reciente en Europa, que empieza tímidamente a finales de la década de los ochenta y en concreto en 1989 con la entrada en vigor del primer paquete de medidas liberalizadoras en el sector. Posteriormente a esta fecha se han aplicado dos paquetes más de medidas liberalizadoras, cerrándose el proceso en 1997, año a partir del cual toda compañía de cualquier país comunitario tiene la facultad para realizar el servicio de transporte de pasajeros entre dos desti-

nos cualesquiera de la Comunidad, existiendo plena libertad para la fijación de tarifas aéreas.

Este hecho ha supuesto sin duda un cambio sustancial en la forma de actuar de las compañías aéreas y ha afectado a sus precios y a la estructura de mercado. A pesar de ello no son muchos los estudios recientes sobre este tema en Europa. En este trabajo se aborda el estudio del comportamiento de las compañías de transporte aéreo en un entorno de liberalización (1989-1997) tratando de determinar los efectos que la misma ha tenido sobre la eficiencia relativa de estas empresas aéreas.

En línea con lo expuesto, el trabajo se estructura como sigue: en el apartado 2 se describe la base de datos utilizada. En el apartado 3 se analizan las diferencias de eficiencia entre las empresas, medida ésta a través de los costes por pasajero-kilómetro. Se trata

* Profesora de Economía Aplicada, Departamento de Economía Aplicada II, Facultad de CC Económicas, Universidad Complutense de Madrid. Última versión revisada: junio de 2002.

de contrastar empíricamente si las empresas de transporte aéreo se comportan como el resto de economías de red, por ejemplo las telecomunicaciones. Es decir, si la liberalización conduce a aumentos en la eficiencia. En el apartado 4 se estudia, por un lado, la relación existente entre el margen obtenido por las compañías y su cuota de mercado, buscando comprobar si las compañías con mayor cuota son las que a su vez obtienen un margen superior¹, y por otro lado, se analizan los efectos conjuntos de los costes y la cuota sobre los precios medios de las compañías, medidos a través de los ingresos por pasajero-kilómetro.

2. Descripción de la base de datos

La base de datos utilizada en este análisis ha sido elaborada a partir de la información contenida en las siguientes publicaciones; en primer lugar, con relación a las tarifas, la publicación ABC World Airways Wide, de carácter mensual, que en 1996 cambió su nombre por el de OAG World Airways Wide. Esta información se completa para el mercado interior con los datos sobre tarifas de pasaje publicados por Iberia para los años 1991 y 1992, año a partir del cual se abandona la publicación de las citadas tarifas. Desde 1994, la publicación mensual World Airways Wide no recoge información sobre el mercado interior, por lo que ha sido necesario recurrir a los incrementos anuales oficialmente publicados en las memorias de Iberia para la actualización de las tarifas. Por último, desde 1996, las compañías han cambiado trimestralmente las tarifas, en función de las condiciones del mercado, y el seguimiento de las mismas se ha hecho a través

de los sistemas de reserva por ordenador de las agencias de viajes y de la base de datos del Ministerio de Fomento.

Por otro lado, los precios utilizados en todo el análisis han sido tanto la media entre la tarifa económica y promocional, como ambas por separado. La exclusión de las tarifas de negocio se basa en el mismo criterio seguido por Marín (1994), quien considera que cuando existe discriminación de precios de tercer grado (como es el caso del transporte aéreo), las empresas maximizan beneficios sujetas a un diferencial de precios máximo que puede interpretarse como el coste de pretender ser un comprador del segmento de mercado débil (turistas) para un comprador del segmento de mercado fuerte (viajeros de negocios). Normalmente, este diferencial dependerá de dos factores: la elasticidad de demanda del mercado y la elasticidad precio cruzada. Suponiendo que ambas son estables en los mercados incluidos en la muestra, o evolucionan de forma similar, las tarifas de negocios se determinarían sencillamente como un margen sobre las de turismo o promocionales.

En segundo lugar, la información correspondiente a ingresos y costes unitarios de las compañías ha sido extraída de las estadísticas Oficiales de ICAO (International Civil Aviation Organization).

En tercer lugar, para la obtención de los datos de oferta de que disponemos, el número de asientos disponibles en cada ruta, se ha recurrido a las estadísticas sobre vuelos regulares elaboradas para las temporadas de invierno (octubre a marzo) y verano (abril a septiembre) por el negociado de Vuelos Regulares de la Dirección General de Aviación Civil (Ministerio de Fomento).

3. Diferencias de eficiencia entre las compañías aéreas

Las teorías más convencionales sobre liberalización en los mercados establecen como hipótesis de partida

¹ La teoría clásica de la organización industrial, de la cual es representante fundamental J. Bain relaciona directa y positivamente el nivel de concentración de la producción con mayores márgenes precio coste, para unos costes unitarios y eficiencia dados.

que la mejora en la eficiencia es la consecuencia directa de la introducción de competencia en los mercados. La aplicación de estas teorías a la medición de la eficiencia en actividades de servicios, como por ejemplo, las telecomunicaciones, suelen utilizar como indicador más destacado la productividad (Quirós y Pedreño, 2000). En el caso de las compañías aéreas podemos argumentar que las mejoras en la eficiencia se traducen en una disminución de sus costes operacionales y, por tanto, buscamos explorar las diferencias en costes (expresados como costes por pasajero-kilómetro) para extraer conclusiones relevantes sobre las diferencias de eficiencia entre compañías.

Para comparar los costes entre compañías hay que tener en cuenta que su nivel está influido por la distancia media recorrida y el coeficiente de ocupación o factor de carga, que son elementos de control. Por lo tanto, vamos a tratar de ver si existen diferencias importantes entre los costes no explicadas por estos dos factores. En el Cuadro 1 aparecen reflejadas las distancias medias recorridas por algunas de las compañías aéreas incluidas en la muestra en el período 1989-1995, período para el cual se dispone de datos completos para todas las compañías.

Nuestra propuesta parte de la característica fundamental de la navegación aérea recogida por Doganis (1985), a saber, que el coste total por asiento kilómetro disponible disminuye conforme aumenta la distancia recorrida, tal y como refleja el Gráfico 1 referido a un tipo de avión, el Airbus 320, para algunas rutas con origen en Londres. Doganis, señala la existencia de una serie de factores que determinan la relación entre distancia y costes unitarios (por asiento kilómetro en un vuelo). En primer lugar, el efecto de la distancia sobre la velocidad. Es de todos conocido, que la duración de las operaciones de aterrizaje y despegue de una nave es una proporción de tiempo relativamente pequeña en relación a la etapa total de

vuelo, siempre y cuando la distancia recorrida sea larga. En segundo lugar, la distancia de la etapa influye en la utilización de la flota y en el uso de la tripulación. La flota aérea que poseen las compañías es un equipo capital de gran valor, que por otro lado supone un importante desembolso inicial para las mismas (la flota es considerada un «coste irrecuperable»²), por lo que cuantas más horas vuelen los aviones de una determinada flota, disminuirá el coste por asiento kilómetro por hora. Lógicamente, las dotaciones anuales para depreciación, seguros y los impuestos que soporta el avión, pueden repartirse cuanto mayor sea el número de horas voladas. Por lo que respecta a la tripulación, una gran proporción de estos costes son fijos en el corto plazo, por lo que cuanto mayor es la distancia de la etapa, menos tiempo pasa la tripulación en tierra, con lo que el coste por bloque horario disminuye.

Pero donde son más claras las implicaciones de una disminución de los costes por vuelo cuando aumenta la distancia, es en los impuestos que pagan las compañías aéreas en los aeropuertos por aterrizaje y despegue. Los datos que suministra ICAO (1988) sobre compañías (algunas de pequeño tamaño), como por ejemplo British Midland, que recorre unas distancias medias en sus rutas de aproximadamente 421 kilómetros, paga unos impuestos por sus operaciones en los aeropuertos que vienen a suponer aproximadamente un 16 por 100 de sus costes totales. Otra compañía como Finnair, con unas distancias medias recorridas en torno a los 800 kilómetros, tiene unos costes por impuestos sobre operaciones de aproximadamente un 11,3 por 100.

² Sunk Cost o coste irrecuperable es un concepto diferente al de coste fijo. Su definición está ligada a la de activos específicos, que son aquellos cuyo uso alternativo, implica una pérdida de valor significativa.

CUADRO 1

DISTANCIA MEDIA EN KILÓMETROS RECORRIDA POR ALGUNAS COMPAÑÍAS AÉREAS EUROPEAS, 1989-1995

Compañía	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995
AF Air France	2.284	2.335	2.553	2.867	3.033	3.214	3.421
IT Air Inter	606	523	528	572	575	nd	nd
UK Air UK	420	437	469	478	487	503	532
AZ Alitalia	1.680	1.639	1.654	1.809	1.916	1.488	1.521
AO Aviaco	nd	nd	nd	445	474	480	500
BA British Airways	nd	2.651	2.747	2.873	2.994	3.050	3.187
BD British Midland	nd	426	441	469	464	479	492
IB Iberia	1.357	1.363	1.407	1.546	1.618	1.638	1.673
KL KLM	3.833	4.080	3.830	3.796	3.927	3.555	3.638
LH Lufthansa	1.926	1.946	1.780	1.808	1.830	1.887	1.893
IG Meridiana	nd	nd	nd	570	574	581	602
OA Olympic Airways	1.209	1.266	1.254	1.329	1.442	1.450	1.323
SK SAS	1.093	1.112	1.107	939	976	1.056	1.058
TP TAP-Air Portugal	2.109	2.099	2.117	nd	nd	2.079	2.021
FV Viva Air	nd	nd	1.422	1.476	1.439	1.476	1.534

FUENTE: Elaboración propia con datos de IATA.

Por todas estas razones la curva de costes que resulta para un vuelo determinado y que aparece en el Gráfico 1, es una curva de costes decreciente conforme aumenta la distancia.

Extrapolando esta relación a una ruta, vamos a expresar, en primer lugar, los costes por asiento disponible. Hay que tener en cuenta que el coste por vuelo es una función creciente de la distancia, mientras que el coste por asiento kilómetro, como se ha comentado anteriormente, es una función decreciente de la distancia. Por ello el coste por asiento disponible puede expresarse formalmente de la siguiente manera:

$$CA = \frac{\text{Coste total}}{\text{asientos disponibles}} = Ad^{\alpha} \quad \text{siendo } 0 < \alpha < 1 \quad [1]$$

donde:

CA : coste por asiento disponible

d : distancia en kilómetros

A : es una representación de los costes directos de operación, que incluyen los convencionales, trabajo, capital y consumos intermedios y que pueden considerarse dados a corto plazo.

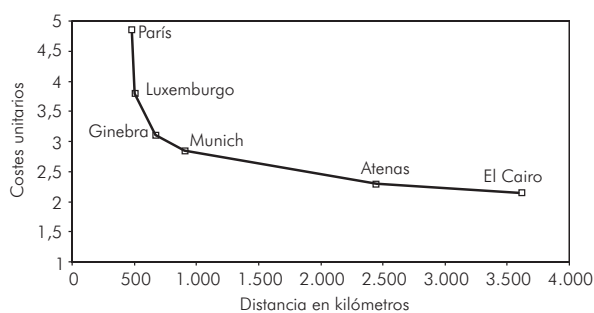
Y su representación gráfica sería la reflejada en Gráfico 2.

Esta expresión puede transformarse en otra que refleja el coste por asiento-kilómetro disponible u ofertado (CAKO), dividiendo ambos miembros por la distancia en kilómetros, con lo que resulta:

$$CAKO = \frac{\text{Coste total}}{AKO} = Ad^{\alpha-1} \quad [2]$$

GRÁFICO 1

RELACIÓN ENTRE LA DISTANCIA Y LOS COSTES UNITARIOS POR ASIENTO KILÓMETRO PARA UN TIPO DE AVIÓN (Airbus 320)



FUENTE: DOGANIS, R (1985): *Flying off course*. Harper Collins Academic. Londres.

GRÁFICO 2

COSTE POR VUELO EN FUNCIÓN DE LA DISTANCIA



donde:

CAKO: coste por asiento-kilómetro.

AKO : asientos-kilómetro ofertados.

A : es una representación de los costes directos de operación.

d : distancia en kilómetros.

Pero realmente nuestro interés se centra en llegar a una expresión en función de los pasajeros-kilómetro (PK) y no de los asientos disponibles por kilómetro (AKO), para lo que se transforma la formulación [2], multiplicando ambos miembros de la misma por el cociente entre asientos-kilómetro disponibles y pasajeros-kilómetro ofrecido:

$$\frac{\text{Coste total}}{\text{AKO}} \frac{\text{AKO}}{\text{PK}} = A d^{\alpha-1} \frac{\text{AKO}}{\text{PK}} \quad [3]$$

Teniendo en cuenta que el cociente entre los asientos kilómetro ofertados (AKO) y los pasajeros kilóme-

tro efectuados (PK) es la inversa del coeficiente de ocupación (Load Factor) se obtiene finalmente la expresión [4] que relaciona los costes por pasajero kilómetro directamente con la distancia e inversamente con el coeficiente de ocupación:

$$\frac{\text{Coste total}}{\text{PK}} = A d^{\alpha-1} \frac{1}{\text{LF}} \quad [4]$$

Resultados de la estimación

La transformación de la ecuación 4 tomando logaritmos, nos lleva a la expresión 5, que será la que estimaremos usando un panel de datos compuesto por 16 compañías de las que poseemos información desde 1989 hasta 1995³.

Como sólo disponemos de datos sobre los costes medios por pasajero-kilómetro, de distancia media y de

³ Los datos originales que se utilizan para realizar las estimaciones se encuentran recogidos en el Capítulo 3 de la tesis doctoral titulada «Efectos de la liberalización del transporte aéreo sobre el mercado español de vuelos regulares (1989-1997)».

coeficiente de ocupación, nuestro interés se centra en conocer la importancia de las diferencias en A entre compañías, estas diferencias aparecerán recogidas en el término individual θ_i . El modelo concreto a estimar se puede especificar,

$$\ln Cme_i = \ln A_i + (\alpha - 1) \ln d_i - \ln LF_i + \theta_i + u_i \quad [5]$$

donde:

Cme_i : coste medio de cada compañía.

A_i : costes fijos de cada compañía.

d_i : distancia media en kilómetros recorrida por cada compañía.

LF_i : coeficiente de ocupación de cada compañía.

θ_i : características individuales (inobservables) propias de cada empresa.

u_i : perturbación aleatoria mixta (con efectos individuales y temporales).

A la hora de interpretar los resultados habrá que tener en cuenta que se está extrapolando una función que es expresiva de un vuelo, al conjunto de las operaciones de cada compañía, lo que necesariamente introducirá errores de magnitud difícil de valorar *a priori*.

La especificación de la ecuación [5] con datos de panel, que se va a estimar, adopta la forma econométrica siguiente:

$$\ln Cme_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln d_{it} - \beta_2 \ln LF_{it} + \alpha_i + v_{it} \quad [6]$$

$i = 1, \dots, 16 \quad t = 1989-1995$

donde:

$\ln Cme_{it}$: es el coste medio por pasajero-kilómetro de cada compañía para cada año.

$\ln d_{it}$: es la distancia media recorrida por sus vuelos.

$\ln LF_{it}$: es el coeficiente de ocupación.

α_i : son los efectos individuales inobservables.

v_{it} : es el término de error.

Como no disponemos de información respecto a A_i como elemento distinto de la distancia, tenemos que omitir su introducción. Sus efectos se recogen en el término individual de las empresas. Si las diferencias de A entre compañías son muy importantes, los resultados de la estimación lo pondrán de relieve y serán recogidos por los efectos individuales de empresa (α_i).

La estimación usando la metodología de los datos de panel pretende medir el impacto que las variables explicativas X_{it} (distancia y coeficiente de ocupación) tienen sobre los costes medios de las empresas en los t años (1989-1995).

En este contexto, la estrategia habitual para obtener estimadores consistentes es la aplicación del estimador intragrupos o estimador de covarianza, es decir la aplicación de *MCO* una vez que los datos se han transformado, restándole sus medias individuales. En este caso los θ_i son tratados como un conjunto de N coeficientes adicionales correspondientes a N variables ficticias que se pueden estimar junto al vector $\beta = (\beta_0, \beta_1, \beta_2)$. Éste es el denominado modelo de efectos fijos, reflejándose las diferencias estructurales entre empresas únicamente en los términos independientes. Alternativamente, se puede suponer que los efectos individuales son una variable aleatoria inobservable, independiente de las variables explicativas, y que pasa a formar parte del término de perturbación. La estimación en este caso de los parámetros β se realiza mediante el estimador de *MCG* y el modelo se denomina de efectos aleatorios.

En el método de estimación utilizando datos de panel, hay que distinguir entre dos situaciones radicalmente diferentes, según que el efecto individual esté o no correlacionado con las variables explicativas X_{it} . Si los efectos de empresa están correlacionados con algunas variables X_{it} , entonces las estimaciones por *MCO* de los coeficientes del modelo son

inconsistentes. Para obtener estimaciones consistentes habría que transformar el modelo de tal forma que se eliminen tales efectos. Una primera posibilidad es el estimador intragrupos, donde la transformación consiste en restar a cada variable su media individual desapareciendo de esta forma dichos efectos, por lo que si las variables X_{it} son estrictamente exógenas en relación al error mixto, el estimador MCO de β sería consistente incluso en presencia de correlación.

El estimador intragrupos utiliza la variación que se produce entre las observaciones procedentes de cada individuo, a través del tiempo, pero no entre los distintos individuos. Por no utilizar toda la información muestral, el estimador intragrupos no es eficiente en relación al de MCG , excepto en el caso en que no exista variación entre individuos.

Los resultados de la estimación se recogen en el Cuadro 2. El valor del test de Hausman permite asegurar que no existen efectos individuales correlacionados con los regresores, siendo los resultados de la regresión muy satisfactorios dado que en la estimación por MCG tanto la distancia como el coeficiente de ocupación aparecen como variables significativas y con el signo adecuado, es decir, que tanto aumentos en la distancia como aumentos en la ocupación disminuyen los costes medios⁴. Los resultados parecen confirmar además que las compañías no tienen importantes diferencias en su eficiencia, medida a

través de los costes. Este resultado apoya la hipótesis de un producto homogéneo en este sector. Los costes de las compañías son fundamentalmente dependientes de factores muy nítidos, distancia y coeficiente de ocupación. Este resultado daría paso, asimismo, a plantear de nuevo la hipótesis de que el mercado del transporte aéreo es perfectamente contestable, hipótesis sostenida por autores como Baumol, Panzar y Willig (1982) y que a su vez ha sido criticada por Graham, Kaplan y Sibley (1985), los cuales se basan en las medidas de eficiencia que dependen del número de competidores, siendo para ellos este ejercicio de poder de mercado inconsistente con la hipótesis de contestabilidad perfecta.

4. Precios, márgenes y competencia en las empresas de transporte aéreo

Formulación de un modelo de competencia por empresas

En este apartado se pretende formular de manera general un modelo de competencia oligopolista en el sector del transporte aéreo, suponiendo que las empresas se comportan tipo Cournot. Siguiendo a Martin (1993), cada compañía se enfrenta a una maximización de beneficios de tal forma que:

$$\begin{aligned} \text{Máx } \Pi_i &= p_i(Q) q_i - C_i(q_i) \\ Q &= q_1 + q_2 + \dots + q_n \\ i &= 1 \dots N \text{ compañías} \quad q_i, Q_{-i} \end{aligned} \quad [7]$$

donde:

- Π_i : beneficios de la empresa i -ésima.
- Q : producción total del mercado.
- $p_i(Q)$: función de demanda.
- $C_i(q_i)$: función de costes.

⁴ En REY, M. B. (2000) se ha estimado el modelo incluyendo variables ficticias por empresas con el objetivo de captar diferencias de comportamiento. Los resultados muestran que sólo tres compañías manifiestan diferencias en sus costes no atribuibles a las variables de control: Iberia, Olympic y British Airways. Una posible explicación para esta última compañía sería su privatización con anterioridad a los paquetes de medidas liberalizadoras. Esta privatización trajo consigo reducciones en los costes de la compañía procedentes fundamentalmente de las reducciones de plantilla y salarios de los pilotos.

CUADRO 2
ESTIMACIÓN DE LA FUNCIÓN DE COSTES EN FUNCIÓN DE LA DISTANCIA Y EL COEFICIENTE DE OCUPACIÓN

$$\text{LnCme}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Lnd}_{it} - \beta_3 \text{LnLF}_{it} + \alpha_i + v_{it}$$

	E. intragrupos	MCG
C		4,060
Standar Error		0,688
t- estadístico		(5,901)
Coef de Ocup (LF)	-1,321	-1,147
Standar Error	0,421	0,358
t- estadístico	(-3,134)	(-3,202)
Distancia	-0,363	-0,239
Standar Error	0,333	0,084
t- estadístico	(-1,090)	(-2,849)
R ² Ajustado	0,683	0,616
Standar Error de la regresión	0,213	0,234
N.º observaciones	83	83
Test de Hausman, CHISQ(2)		0,709

(1) Test de Hausman asintóticamente distribuido como una χ^2 .

(2) Bajo la hipótesis nula de no correlación entre los efectos individuales y las variables explicativas.

Maximizando dicha función respecto a la cantidad de producto, sin tener en cuenta la posibilidad de nuevas entradas en el mercado, se obtiene:

$$\frac{\partial \Pi_i}{\partial q_i} = p_i(Q) + q_i \frac{\partial p_i(Q)}{\partial Q} \frac{\partial Q}{\partial q_i} - cm_i = 0 \quad [8]$$

donde:

$$\frac{\partial Q}{\partial q_i} = \frac{\partial q_1}{\partial q_i} + \dots + \frac{\partial q_i}{\partial q_i} + \dots + \frac{\partial q_n}{\partial q_i} = 1 + \lambda \quad [9]$$

Siendo λ la reacción de las restantes empresas del mercado ante un aumento de la producción de la empresa i -ésima.

Sustituyendo $\frac{\partial Q}{\partial q_i} = 1 + \lambda$ en la expresión [8], y operando, para obtener el margen precio coste, se obtiene la solución a la condición de primer orden de maximización de beneficios para cada una de las empresas, donde

el citado margen es igual al cociente entre cuota de mercado y elasticidad. Suponiendo que λ es igual a 0, que es el supuesto implícito del modelo de Cournot, se obtiene:

$$\frac{p_i - cm_i}{p_i} = s_i \frac{(1 + \lambda)}{\xi} \quad [10]$$

$$\text{Como } \lambda = 0 \Rightarrow \frac{p_i - cm_i}{p_i} = \frac{s_i}{\xi} \quad [11]$$

$\frac{p_i - cm_i}{p_i}$: es el margen precio coste de cada compañía.

s_i : es la cuota de mercado de cada compañía, calculada como el cociente entre los ingresos totales de cada compañía y la suma de los ingresos de las compañías consideradas en la submuestra.

ξ : es la elasticidad demanda precio.

Con el fin de introducir las diferencias en los precios por pasajero y en los costes por pasajero, se transforma la expresión [11], buscando expresar los precios en función de los costes medios y de la cuota;

$$1 - \frac{cm_i}{p_i} = \frac{s_i}{\xi} \quad [12]$$

$$\frac{cm_i}{p_i} = 1 - \frac{s_i}{\xi} \quad [13]$$

$$p_i = \frac{cm_i}{\left(1 - \frac{s_i}{\xi}\right)} = \frac{cm_i}{\left[\frac{s_i}{\xi} - 1\right]} \quad [14]$$

Tomando logaritmos en [14], se obtiene:

$$Lnp_i = Lncm_i + Ln\left(\frac{s_i}{\xi} - 1\right) \quad [15]$$

Teniendo en cuenta que cm_i es función de A (parámetro de costes fijos) de la distancia y del coeficiente de ocupación, tendremos:

$$Ln cm_i = Ln A_i + Ln d_i - Ln LF_i \quad [16]$$

Considerando que $cm_i = A (\alpha - 1) d_i^{\alpha-2}$, el resultado final al sustituir esta expresión y la [16] en [15] es:

$$Lnp_i = LnA_i + Ln(\alpha - 1) + (\alpha - 2)Lnd_i - Ln LF_i + Ln\left(\frac{s_i}{\xi} - 1\right) \quad [17]$$

donde:

p_i : se aproxima por el ingreso medio por pasajero kilómetro de cada compañía.

A_i : se aproxima por el coste medio por pasajero kilómetro para cada compañía.

LF_i : es el coeficiente de ocupación de cada compañía.

s_i : es la cuota de mercado de cada compañía, calculada como el cociente entre los ingresos totales de cada compañía y la suma de ingresos de todas las compañías incluidas en la submuestra.

ξ : es la elasticidad demanda precio.

La ecuación resultante [17], es la que se estimará mediante la metodología del panel de datos. En ella se pretende medir la sensibilidad de los precios fijados por las compañías en un mercado global, con respecto a la distancia media recorrida y el coeficiente de ocupación (factores determinantes de los costes, o variables de control, como ya se ha explicado en el apartado anterior al comparar la eficiencia entre empresas) y con la cuota de mercado que poseen en el mercado global.

Resultados de la estimación del modelo

Los resultados de la estimación del primer modelo, es decir, el que relaciona el margen y la cuota de mercado, introduciendo variables ficticias temporales se recogen en el Cuadro 3. la introducción de dichas variables se justifica porque cuando no se consideran los efectos individuales específicos de cada empresa realmente lo que estamos considerando es que todas las empresas actúan de la misma forma, sin ser esto cierto.

Al introducir las variables ficticias temporales, estamos captando estas diferencias en el comportamiento de las empresas. Asimismo se selecciona el estimador por *MCG* por ser el más eficiente, dado que los efectos individuales α_i son aleatorios y no están correlacionados con las variables explicativas. El resultado nos informa que la cuota es significativa y además presenta

CUADRO 3

**EFFECTOS DE LA CUOTA DE MERCADO
DE LAS COMPAÑÍAS AÉREAS
SOBRE SU MARGEN UNITARIO
(Variables Ficticias Temporales)**

$$MPC_{it} = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{s_{it}}{\xi_{it}} \right) + \beta_2 D_t + u_{it}$$

	MCG
C	-1,848
Standar Error	0,294
t- estadístico	(-6,293)
Cuota/Elasticidad	10,215
Standar Error	3,027
t- estadístico	(3,375)
DT2 (año 1990)	1,182
Standar Error	0,318
t- estadístico	(3,714)
DT3 (año 1991)	1,025
Standar Error	0,436
t- estadístico	(2,350)
DT4 (año 1992)	1,996
Standar Error	0,375
t- estadístico	(5,325)
DT5 (año 1993)	1,081
Standar Error	0,321
t- estadístico	(3,366)
DT6 (año 1994)	-0,061
Standar Error	0,450
t- estadístico	(-0,136)
DT7 (año 1995)	1,399
Standar Error	0,364
t- estadístico	(3,847)
R ² Ajustado	0,393
Standar Error de la regresión	0,746
N.º observaciones	56
Test de Hausman, CHISQ(1)	1,025

(1) Test de Hausman asintóticamente distribuido como una χ^2 . Bajo la hipótesis nula de no correlación entre los efectos individuales y las variables explicativas.
Donde: DT_t : variable ficticia temporal.

el signo esperado. Es decir, las compañías con mayor cuota obtienen a su vez mayores márgenes. Este resul-

tado es el que realmente se podría esperar al observar el comportamiento de las compañías aéreas. Por otro lado, esto a su vez explicaría cómo se comportan las mismas en los años siguientes a la aplicación de las medidas liberalizadoras, dado que como consecuencia de la supresión de barreras a la entrada, se produce la entrada de nuevas compañías en las rutas aéreas (Myro y Rey, 1998), esto resta cuota de mercado a las compañías de bandera establecidas, cuya reacción tiende a aumentar esa cuota bien aumentando la variedad de tarifas promocionales, bien aumentando su tamaño. Esto último, es decir, la búsqueda de un mayor tamaño, explicaría el aumento de las fusiones durante los períodos posteriores a la liberalización.

Los resultados de la estimación del segundo modelo de competencia por empresas representado en la ecuación [17] en el que se pretende medir la sensibilidad de los precios con respecto a los costes y a la cuota. En este caso los precios se han aproximado por los ingresos por pasajero-kilómetro, los resultados se recogen en el Cuadro 4. El modelo se ha estimado introduciendo variables ficticias temporales. Observamos que el coste medio tiene un impacto positivo y muy significativo sobre los precios de las compañías, desplazando la importancia de la cuota de mercado. Parece claro que el modelo confirma como el proceso de liberalización no afecta mucho a las compañías en su estrategia de determinación de precios. Es decir, las compañías fijan éstos en función de sus costes, y a su vez estos costes dependen de la distancia y de la ocupación. En este sentido, las compañías de bandera, es decir, las ya establecidas en el mercado, por su tamaño, tienen costes mayores que las pequeñas compañías. Resulta lógico que, a su vez, tienen dificultades a la hora de bajar los precios y cubrir costes. Por estas razones, las compañías han optado por otro tipo de estrategias como por ejemplo, aumentar el tamaño de los aviones, para conseguir altos niveles de ocupación, reducir el número de vuelos y las alianzas y fusiones.

CUADRO 4

**EFFECTOS DE LOS COSTES UNITARIOS
Y DE LA CUOTA DE MERCADO
DE LAS COMPAÑÍAS AÉREAS SOBRE
SUS INGRESOS POR PASAJERO
(Modelo en logaritmos
y con variables ficticias temporales)**

$$\ln p_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln cm_{it} + \beta_2 \ln \left(\frac{s_{it}}{\xi_{it}} - 1 \right) + \beta_3 \ln D_t + u_{it}$$

	E. intragrupos	MCG
C		0,218
Standar Error		0,054
t- estadístico		(4,042)
Cuota/Elasticidad	-0,309	-0,165
Standar Error	0,628	0,172
t- estadístico	(-0,492)	(-0,961)
Ln Coste Medio	0,908	0,921
Standar Error	0,024	0,016
t- estadístico	(37,906)	(57,027)
DT2 (año 1990)	-0,022	-0,025
Standar Error	0,015	0,014
t- estadístico	(-1,537)	(-1,732)
DT3 (año 1991)	0,002	-0,001
Standar Error	0,015	0,015
t- estadístico	(0,150)	(-0,073)
DT4 (año 1992)	-0,001	-0,004
Standar Error	0,015	0,014
t- estadístico	-0,047	(-0,262)
DT5 (año 1993)	-0,031	-0,032
Standar Error	0,014	0,014
t- estadístico	(-2,196)	(-2,273)
DT6 (año 1994)	0,006	0,004
Standar Error	0,014	0,014
t- estadístico	(0,386)	(0,278)
DT7 (año 1995)	0,029	0,027
Standar Error	0,015	0,014
t- estadístico	(1,971)	(1,880)
R ² Ajustado.	0,996	0,994
Estándar Error de la regresión	0,028	0,031
N.º observaciones.	56	56
Test de Hausman, CHISQ (1)		7,055

(1) Test de Hausman asintóticamente distribuido como una χ^2 . Bajo la hipótesis nula de no correlación entre los efectos individuales y las variables explicativas.

4. Conclusiones

La principal conclusión que se obtiene de las páginas anteriores es la inexistencia de diferencias significativas en la eficiencia entre las empresas de transporte aéreo durante el período de liberalización, medidas a través de los costes, expresados éstos como una relación funcional entre la distancia y el coeficiente de ocupación, que se han considerado variables de control para todas las compañías. De hecho, la estimación usando la metodología de los datos de panel demuestra que aumentos en la distancia y en la ocupación de los aviones disminuye los costes medios de las compañías como norma general.

Otra aportación importante que se deriva de este artículo surge al formular un modelo sencillo de competencia oligopolista (tipo Cournot), para estudiar la relación existente, en primer lugar, entre la cuota de mercado y los márgenes obtenidos por las empresas, y en segundo lugar, para determinar la estrategia de fijación de precios de las compañías aéreas en entornos liberalizados, es decir, sometidos a una creciente competencia. Con respecto al primero de estos hechos, la relación cuota-margen, los resultados son los esperados, las compañías que poseen una mayor cuota de mercado (coinciden con las compañías de bandera de la mayoría de los países europeos) son las que obtienen márgenes más altos. Esto, a su vez, les conduce al desarrollo de distintas estrategias con el fin de mantener o aumentar esta cuota ante la amenaza de compañías entrantes. La más clara de estas estrategias viene siendo desde 1997 las alianzas y fusiones de compañías aéreas.

Por último, con respecto a la estrategia de fijación de precios de las compañías después de la liberalización, los costes siguen siendo determinantes, hecho que se deduce de la estimación del modelo. Asimismo hemos comprobado cómo los costes vienen determinados por las distancias medias recorridas y por la ocupación. Parece

claro que las compañías tenderán a reducir sus costes intentando que sus distancias recorridas sean mayores y aumentando el tamaño y la ocupación en sus aviones. Estos últimos hechos serían los efectos más claros de la introducción de competencia en el mercado aéreo.

Referencias bibliográficas

- [1] BAUMOL, W., PANZAR, J. y WILLIG, R. (1982): *Contestable Markets and the Theory of Industry Structure*, Harcourt, Brace, Jovanovich, Nueva York.
- [2] BERRY, S. T. (1992): «Estimation of a Model of Entry in the Airline Industry», en *Econometrica*, volumen 60, 4, julio, páginas 889-917.
- [3] CALL, G. y KEELER, G. (1985): «Airline Deregulation Fares and Market Behavior», *Analytical Studies in Transport Economics*, Cambridge University Press.
- [4] DOGANIS, R. (1985): *Flying off course*, Harper Collins Academic, Londres.
- [5] DOGANIS, R. (1994): «The Impact of Liberalization on European Airlines Strategies and Operations», *Journal of Air Transport Management*, volumen 1, 1, páginas 15-25.
- [6] DRESNER, M. y THREATHWAY, W. (1992): «Modelling and Testing the Effect of Market Structure on Price», *Journal of Transport Economic and Policy*, mayo.
- [7] ENCAOUA, D. (1991): «Liberalizing European Airlines. Cost and Factor Productivity Evidence», *International Journal of Industrial Organization*, 9, páginas 109-124, North Holland.
- [8] FRUHAM, W. E. (1972): *The Flight for Competitive Advantage: A Study of the United States Domestic Trunk Carriers*, Harvard, Boston.
- [9] GRAHAM, D.; KAPLAN, D. y SIBLEY (1983): «Efficiency and competition in the Airline Industry», *Bell Journal of Economics*, volumen 14, páginas 118-138.
- [10] MARÍN, P. (1995a): «Competition in European Aviation: Pricing Policy and Market Structure», *Journal of Industrial Economics*, volumen XLIII, número 2, páginas 141-160.
- [11] MARÍN, P. (1995b): «The Remains of Regulation: Airlines' Profits after Liberalization», *The Economics of Industry Group*, Discussion Paper, número 12, London School of Economics.
- [12] MARTIN, S. (1993): *Advanced Industrial Economics*, Blackwell, Oxford.
- [13] MEYER, J. R. (1981): *Airline Deregulation: The Early Experience*, Auburn House.
- [14] MORRISON, S. y WINSTON, C. (1985): *The Economic Effects of Airline Deregulation*, Broking Institutions, Washington.
- [15] MORRISON, S. y WINSTON, C. (1989): «Enhancing the Performance of the Deregulated Air Transport», *Brooking Papers, Microeconomics*.
- [16] MYRO, R. y REY, B. (1998): «¿Hay competencia en el transporte aéreo español?», *Revista Economistas Extra*, 77, páginas 89-97.
- [17] REY, B. (1995): «Impacto de la Liberalización del Transporte Aéreo en España», *Revista Economistas Extra*, 66-67, páginas 143-148.
- [18] REY, B. (2000): «Efectos de la liberalización del transporte aéreo sobre el mercado español de vuelos regulares (1989-1997)», Tesis Doctoral, Facultad de Económicas, Universidad Complutense de Madrid.
- [19] QUIRÓS, C. y PICAZO, A. (2001): «Liberalización, eficiencia y cambio técnico en las telecomunicaciones», *Revista de Economía Aplicada*, 25 (IX), páginas 77-113.
- [20] SCHMALENSEE, R. (1989): «Interindustry Studies of Structure and Performance», en *Handbook of industrial organization*, Schmalensee y Willig (eds.), North-Holland.
- [21] SPULBERG, D. F. (1989): *Regulation and Markets*, MIT Press, Cambridge, Massachusetts.
- [22] STRASSMAN, D. L. (1990): «Potential Competition in the Deregulated Air Market», *The Review of Economic and Statistic*, páginas 696-702.
- [23] VICKERS, J. y YARROW, G. (1989): *Privatization: An Economic Analysis*, MIT Press, Cambridge.
- [24] WILLIAMS, G. (1993): *The Airline Industry and the Impact of the Regulation*, Ashgate Publishing Limited, Cambridge.