

# **Impacto de los shocks externos en el transporte aéreo. Aplicación al caso español de modelos SARIMA con análisis de intervención**

Inglada-Pérez, Lucía; [lucia.inglada@madrid.uned.es](mailto:lucia.inglada@madrid.uned.es).  
*Departamento de Economía Aplicada y Estadística*  
*UNED*

*Departamento de Estadística e Investigación Operativa*  
*Universidad Complutense*

Coto-Millán, Pablo; [cotop@unican.es](mailto:cotop@unican.es).  
*Departamento de Economía*  
*Universidad de Cantabria*

Casares, Pedro; [casaresp@unican.es](mailto:casaresp@unican.es).  
*Departamento de Economía.*  
*Universidad de Cantabria*

Inglada López de Sabando, Vicente; [vinglada@cee.uned.es](mailto:vinglada@cee.uned.es).  
*Departamento de Economía Aplicada y Estadística*  
*UNED*

## **RESUMEN**

Desde la emergencia del avión como medio masivo de transporte en la segunda mitad del siglo pasado, el transporte aéreo de viajeros ha experimentado un gran desarrollo con tasas de crecimiento muy elevadas. Sin embargo, dentro de estas pautas nítidas de crecimiento tendencial se observan fluctuaciones de importante magnitud que ponen de relieve la alta sensibilidad de la demanda aérea respecto de shocks exógenos como es el caso de los atentados terroristas del 11 de septiembre de 2001 en Estados Unidos. En este sentido, si bien los aspectos económicos sobre la industria aérea y otros sectores han sido estudiados con cierta profusión, no ha ocurrido así con los impactos sobre la demanda asociados a dichos fenómenos y menos aún para el caso español. El objetivo de este trabajo es modelizar y estimar el impacto de los shocks externos, así como del ciclo económico, sobre la demanda del transporte aéreo de viajeros, desagregada en sus dos componentes: interior e internacional. La metodología empleada para el análisis univariante de las correspondientes series temporales se basa en los modelos SARIMA multiplicativos ampliados con el análisis de intervención. Utilizando dicha herramienta se contrasta empíricamente la alta sensibilidad del tráfico aéreo al ciclo económico y el importante efecto de los shocks exógenos sobre la demanda del transporte aéreo de viajeros en España.

## **ABSTRACT**

Since the emergence of the airplane as a massive means of transport in the second half of the last century, air travel has experienced a great development with very high growth rates. However, within these clear patterns of trend growth, there are significant fluctuations that highlight the high sensitivity of air demand to exogenous shocks such as the terrorist attacks of September 11, 2001 in the United States. In this sense, although the economic aspects on the air industry and other sectors have been studied with certain profusion, this has not been the case with the impacts on the demand associated with such phenomena and even less so for the Spanish case. The aim of this study is to model and estimate the impact of external shocks and the economic cycle on the demand for passenger air transport, broken down into its two components: domestic and international. The methodology used for the univariate analysis of the corresponding time series is based on the SARIMA multiplicative models extended with the intervention analysis. Using this tool, the high sensitivity of air traffic to the economic cycle and the important effect of exogenous shocks on the demand for air passenger transport in Spain are empirically contrasted.

***Palabras claves:* modelos ARIMA; transporte aéreo; Análisis de intervención; Ciclo económico**

***Área temática:* A3 - Métodos cuantitativos en un entorno con incertidumbre.**

## **1. INTRODUCCIÓN**

Desde la emergencia del avión como medio masivo de transporte en la segunda mitad del siglo pasado, el transporte aéreo de viajeros ha experimentado un gran desarrollo reflejado en tasas de crecimiento muy elevadas (Inglada-Perez, 2016). Sin embargo, dentro de estas pautas nítidas de crecimiento tendencial se observan fluctuaciones de importante magnitud que ponen de relieve la alta sensibilidad de la demanda aérea respecto de shocks exógenos como es el caso de los atentados terroristas del 11 de septiembre de 2001 en Estados Unidos o los fenómenos naturales. En este sentido, si bien los aspectos económicos sobre la industria aérea y otros sectores han sido estudiados con cierta profusión, no ha ocurrido así con los impactos sobre la demanda, asociados a dichos fenómenos y menos aún para el caso español.

El objetivo de este trabajo es modelizar y estimar el impacto de las perturbaciones producidas por los shocks externos, así como del ciclo económico español, sobre la demanda del transporte aéreo de viajeros en España, desagregada en sus dos componentes: interior e internacional. La metodología empleada para el análisis univariante de las correspondientes series temporales se basa en los modelos SARIMA multiplicativos ampliados con el análisis de intervención. Utilizando dicha herramienta, se contrasta empíricamente el importante efecto de dichas perturbaciones sobre la demanda del transporte aéreo de viajeros en España. Además, el número de afiliados a la seguridad social se introduce en el modelo como aproximación del ciclo económico español y se comprueba la elevada sensibilidad del tráfico aéreo a su evolución. Este efecto es especialmente relevante para el segmento del transporte aéreo interior.

Las variables consideradas en este estudio para los aeropuertos españoles son: (i) Número de pasajeros embarcados o desembarcados en vuelos interiores y (ii) Número de pasajeros embarcados o desembarcados en vuelos internacionales. Cada variable tiene una casuística diferente y por ello se estudian de forma separada. Los datos mensuales considerados para ambas variables cubren el periodo entre enero de 1986 y diciembre de 2018.

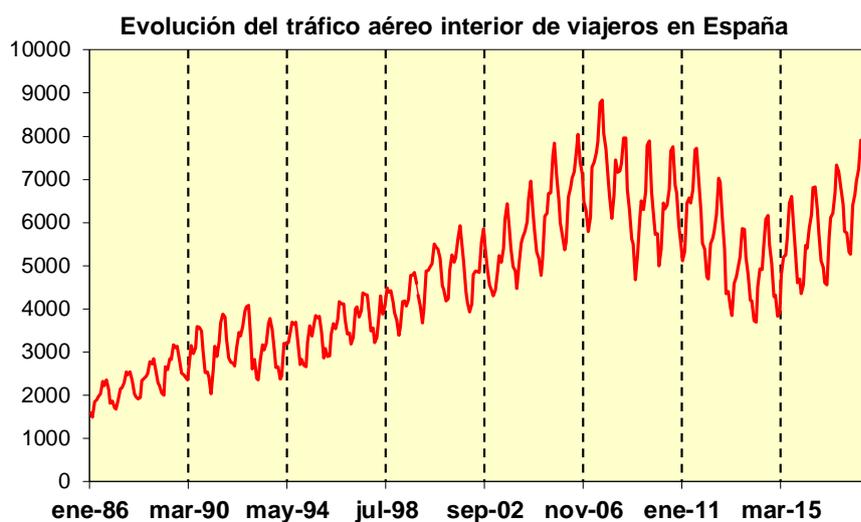
Entre las variables explicativas se han considerado, junto al ciclo económico, al efecto calendario y Semana Santa, así como shocks externos de diferente tipo; huelgas, fenómenos naturales como cenizas procedentes de erupciones volcánicas, fenómenos meteorológicos, atentados terroristas y conflictos bélicos. El estudio realizado contribuye a la literatura internacional al estudiar de una forma integral los impactos externos sobre el transporte aéreo para el caso español. Otros trabajos anteriores, como el de Inglada y Rey (2004) o los de Harumi y Lee (2005a y 2005b), estiman el impacto de los atentados terroristas del once de septiembre de 2001 sobre el transporte aéreo en España, Estados Unidos y otros países, respectivamente. Asimismo, Tsui y otros (2014) estiman el efecto de la epidemia de SARS y de otros acontecimientos sobre el tráfico en el aeropuerto de Hong Kong. Sin embargo, en nuestro conocimiento, ningún trabajo utiliza una muestra de datos tan amplia que cubra, por ejemplo, la recesión reciente ni estudia el impacto de tantos tipos de shocks como se lleva a cabo en esta investigación. Asimismo, nuestra investigación tiene la utilidad de poder servir de marco metodológico para posibles estudios futuros sobre los efectos de otros tipos de fenómenos como las epidemias. Finalmente, cabe destacar que los resultados obtenidos sobre la alta sensibilidad de la demanda de transporte aéreo al ciclo económico y su extrema vulnerabilidad a los shocks externos presentan indudable interés para los diversos agentes e instituciones involucrados en la planificación y gestión de aeropuertos y de compañías aéreas (Ortúzar y Simonetti, 2008).

La estructura de este artículo es la siguiente. En la sección segunda se analizan los principales rasgos observados en la evolución de la demanda de transporte aéreo en España, haciendo especial énfasis en su sensibilidad al ciclo económico y a los shocks exógenos. A continuación, se introduce el modelo metodológico univariante SARIMA, ampliado con el análisis de intervención, que se estima econométricamente. Además, se describen las variables y fuentes de datos empleadas. A partir de la estimación del modelo seleccionado, en la sección cuarta se analizan los resultados obtenidos sobre los efectos de las variables consideradas en la demanda de transporte aéreo. Finalmente, en el apartado quinto se extraen una serie de conclusiones.

## 2. EVOLUCIÓN DEL TRÁFICO AÉREO

### 2.1. Tráfico aéreo interior

En la figura 1, que representa la evolución mensual de los pasajeros en vuelos nacionales en España desde enero de 1986 a diciembre de 2018, observamos, en primer lugar, la existencia de una nítida tendencia de crecimiento, aunque salpicada de fases de contracción como sucede durante la última crisis económica. Otro rasgo sobresaliente es su carácter estacional; el volumen mensual de tráfico alcanza su valor máximo en julio y agosto, y su mínimo en enero. También podemos vislumbrar que la celebración de la Semana Santa en diferentes meses (ya sea marzo o abril) afecta al movimiento de pasajeros durante estos meses. El diferente número de días laborables de cada mes también afecta al número de pasajeros. Este efecto, que se conoce comúnmente como "calendario", sucede, por ejemplo, en el mes de febrero de los años bisiestos.



**Figura 1.** Evolución del tráfico aéreo interior de viajeros en España.

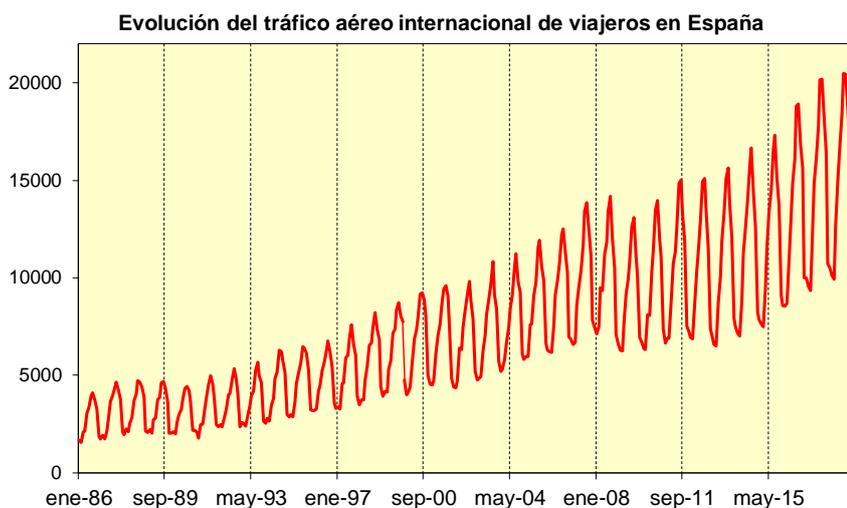
La figura 2 muestra la evolución de las tasas anuales suavizadas correspondientes a cada mes del tráfico aéreo interior. Se observan tanto los efectos del ciclo económico (períodos de expansión y crisis) como de los shocks ajenos a dicho ciclo, caso de la Guerra del Golfo en febrero de 1991 o los atentados terroristas del 11 de septiembre, cuyos efectos sobre el tráfico aéreo se hacen sentir a partir de octubre de 2001.



**Figura 2.** Evolución del tráfico aéreo interior español (tasas anuales suavizadas).

## 2.2. Tráfico aéreo internacional

En la figura 3 se representa la evolución mensual de los pasajeros en vuelos internacionales en España. Se observa la existencia de una nítida tendencia de crecimiento, que es incluso más pronunciada que en el caso del tráfico aéreo interior. También existe un ciclo estacional que se pone de manifiesto con un mayor volumen de viajeros durante los meses de verano. El grado de estacionalidad es también superior al del tráfico interior probablemente debido al predominio de los viajes por motivo ocio en este segmento de tráfico. Análogamente al caso del tráfico interior, se observa la existencia del efecto Semana Santa y calendario descritos anteriormente.



**Figura 3.** Evolución del tráfico aéreo interior de viajeros en España.

Finalmente, en la figura 4 se muestra la evolución de las dos series de tráfico aéreo, expresadas en tasas anuales suavizadas para cada mes. Aunque las trayectorias guardan cierta analogía en relación con su sensibilidad respecto a las variables explicativas consideradas, parece deducirse que el efecto del ciclo económico español (períodos de expansión y crisis) es de menor magnitud en el estrato de la demanda de transporte aéreo internacional. La causa podría ser la asincronía del ciclo español con los ciclos de los países de los viajeros extranjeros ya que en el tráfico aéreo internacional solo el segmento de viajes realizados por los viajeros españoles dependería directamente del ciclo de la economía española. Este resultado se muestra con especial nitidez durante el último periodo de crisis económica, al ser el impacto sobre el tráfico aéreo internacional de menor magnitud y duración que el generado sobre el tráfico interior.



**Figura 4.** Evolución comparativa del tráfico aéreo interior e internacional español (tasas anuales suavizadas).

### 3. DATOS Y METODOLOGÍA

#### 3.1. Fuente y descripción de los datos

La variable que se ha utilizado como proxy de la demanda de transporte aéreo en España es el número de pasajeros entrados y salidos de los aeropuertos españoles en vuelos interiores e internacionales, regulares y no regulares. Se han modelizado por separado a los pasajeros en vuelos nacionales e internacionales ya que su casuística es esencialmente diferente. De esta forma, las dos series de tráfico aéreo en aeropuertos españoles que son objeto de este estudio para el periodo que transcurre entre Enero de 1986 y Diciembre de 2018 (396 observaciones), son: (i) número de pasajeros en vuelos interiores y (ii) número de pasajeros en vuelos internacionales.

Asimismo, como proxy del ciclo económico español, se ha utilizado el número mensual de afiliados a la Seguridad Social en lugar del número mensual de trabajadores que es empleado por Harumi y Lee (2005a)) para Estados Unidos, por no estar disponible en España. Los datos de la serie mensual del número de pasajeros (expresado en miles) en el transporte aéreo interior para los aeropuertos españoles han sido obtenidos del Ministerio de Fomento. Asimismo, los datos sobre el número de afiliados a la Seguridad Social han sido obtenidos del Boletín Trimestral de Coyuntura del Ministerio de Economía.

En la Tabla 1 se muestran los principales estadísticos descriptivos de las tres series investigadas. Se observa que la mayor variabilidad corresponde a la serie de tráfico aéreo internacional mientras que la serie con el menor coeficiente de variación es la del número de afiliados a la seguridad social que sirve de aproximación al ciclo económico. Por lo tanto, parece deducirse que la sensibilidad a los shocks externos podría ser mayor en la serie de pasajeros en vuelos internacionales.

**Tabla 1.** Principales Estadísticos descriptivos de las variables investigadas.

	Número de pasajeros en vuelos nacionales (Miles)	Número de pasajeros en vuelos internacionales (Miles)	Número de afiliados a la Seguridad Social (Miles)
Media	4683,1	7519,7	15210,7
Mediana	4607,5	6744,5	16098,5
Máximo	8846	20470	19384
Mínimo	1491	1548	10536
Desviación Típica	1661,4	4205,2	2651,7
Coeficiente de variación	0,355	0,559	0,174
Observaciones	396	396	396

Fuente: Elaboración propia,

### 3.2. Metodología

Para la modelización de la demanda aérea (nacional e internacional) se ha utilizado la metodología Box-Jenkins para el análisis de series temporales (Box y otros, 1994) a la que se incorporan los avances introducidos en Gómez y Maravall (1994) y Maravall (1995). Se han expresado las series en logaritmos al observarse en los gráficos 2 y 4 que la varianza crece con el tiempo. Además, de esta forma disponemos de elasticidades. En los gráficos 2 y 4 se observa la incidencia significativa de varios shocks externos, así como del ciclo económico, en la evolución de las dos series de tráfico aéreo. Por ello, el modelo metodológico citado se amplía, en primer lugar, con una serie de intervenciones para los shocks externos, así como para el efecto candelario

y Semana Santa (Box y Tiao, 1975; Bell y Hillmer, 1983). Finalmente, se introduce la variable explicativa definida por el número de afiliados a la Seguridad Social como aproximación del ciclo económico español. Este modelo estacional autorregresivo integrado de media móvil (SARIMA) con intervenciones e incorporación de la variable ciclo económico se ha utilizado para modelizar el tráfico aéreo entre enero de 1996 y diciembre de 2018.

La expresión del modelo que se estima mediante el método de máxima verosimilitud es la siguiente:

$$LPA_t = \sum_{k=1}^n I_t^k + N_t \quad (1)$$

$$N_t = \frac{\theta_q(B)\theta_Q(B^{12})}{\phi_p(B)\Phi_P(B^{12})(1-B)^d(1-B^{12})^D} a_t, \quad (2)$$

donde  $\phi_p(B)$  y  $\theta_q(B)$  son, respectivamente, polinomios de orden  $p$  y  $q$  en el operador de retardos  $B$ , y  $\Phi_P(B^{12})$  y  $\Theta_Q(B^{12})$  son polinomios de orden  $P$  y  $Q$  en  $B^{12}$ . Las expresiones  $(1-B)^d$  y  $(1-B^{12})^D$  son los operadores de diferencia regular y estacional de orden  $d$  y  $D$ , respectivamente. Por último,  $a_t$  es ruido blanco gaussiano con media nula y desviación típica constante  $\sigma_a$ .

La ecuación (1) especifica las variables de regresión, es decir, la parte determinística de la serie, mientras que la ecuación 2 especifica el modelo SARIMA, es decir, la parte estocástica que sigue una representación estacional, autorregresiva, integrada y de medias móviles (SARIMA), de tipo multiplicativo (Box y Jenkins, 1976): Es decir, el componente estocástico  $N_t$  se modeliza mediante un proceso ARMA(p,q)xARMA(P,Q)<sub>s</sub> donde  $s$  es el período estacional, en nuestro caso 12.

En el caso del conocido modelo “de las líneas aéreas” (Box y Jenkins, 1976), donde  $p = P = 0$  y  $d = D = q = Q = 1$ , la expresión de  $N_t$  sería la siguiente:

$$N_t = \frac{(1 + \theta_1 B)(1 + \theta_{12} B^{12})}{(1 - B)(1 - B^{12})} a_t \quad (3)$$

Con mayor grado de detalle, la extensión del modelo ARIMA mediante el denominado análisis de intervención (Liu, 1980) nos permite estimar el efecto de determinados fenómenos o sucesos mediante la incorporación de las correspondientes variables en el modelo. En este nuevo marco los valores de la serie temporal están en relación, no sólo con su pasado, sino también con los valores contemporáneos de otras series, que actúan como variables explicativas o “inputs”. Estas variables pueden ser variables deterministas (o incluso series económicas) diseñadas para modelizar diversos tipos de efectos: calendario, fenómenos naturales, huelgas, ciclo económico, etc.

**Tabla 2.** Definición de las variables.

Nombre de la variable	Definición
Viajeros en líneas aéreas (LPA)	Logaritmo natural del número de pasajeros de aerolíneas en el mes $t$ (nacional e internacional)
Ciclo económico (CE)	Logaritmo natural de número de afiliados a la Seguridad social en $t$ .
Días laborables (DL)	Número de días laborables - Número de días de fin de semana } x $5/2$
Año bisiesto (AB)	Toma el valor 1 si $t$ es febrero durante un año bisiesto y 0 en caso contrario.
Semana Santa (SS)	Toma el valor 1 si $t$ contiene la Semana Santa y 0 en caso contrario. En caso de suceder en marzo y abril se distribuye de forma proporcional al número de días en cada mes
Guerra del Golfo (GG)	Toma el valor 1 si $t$ es febrero de 1991 y 0 en caso contrario. (Atípico transitorio: $\omega / (1-\delta B)$ )
Atentados terroristas (11S)	Toma el valor 1 si $t$ es posterior a octubre de 2001 y 0 en caso contrario. (Atípico escalón)
Cenizas volcánicas (CV) (4-2010)	Toma el valor 1 si $t$ es abril de 2010 y 0 en caso contrario. (Atípico aditivo)
Inclemencias meteorológicas (IM) (1-2009)	Toma el valor 1 si $t$ es enero de 2009 y 0 en caso contrario. (Atípico aditivo)
Huelga controladores (HC) (12-2010)	Toma el valor 1 si $t$ es diciembre de 2010 y 0 en caso contrario. (Atípico aditivo)
Huelga del personal de vuelo de Iberia y Aviacó (HP) (11-1995)	Toma el valor 1 si $t$ es noviembre de 1995 y 0 en caso contrario. (Atípico aditivo)
Residuos ( $n_t$ )	Ruido blanco gaussiano con una media no significativamente distinta de cero

Fuente: Elaboración propia.

En la tabla 2 se definen las variables incluidas en el modelo. Estas variables son las siguientes:

A)  $LPA_t$  es el logaritmo natural de la variable que representa el tráfico aéreo en cada serie analizada: (i) Número de pasajeros en vuelos interiores y (ii) número de pasajeros en vuelos internacionales.

B)  $CE_t$  es la variable que representa el ciclo económico español. Como aproximación a dicha variable se ha considerado el logaritmo natural del número de afiliados a la Seguridad Social.

C)  $I_t$  recoge los efectos vinculados a la Semana Santa móvil, al ciclo semanal y a los años bisiestos, así como los efectos de otros fenómenos.

En particular las variables incluidas en  $I_t$  representan los siguientes efectos:

D). El efecto calendario se recoge a través de dos variables de tipo determinista que representan, respectivamente, el efecto del ciclo semanal (días laborables) y de los años bisiestos

con 29 días en febrero. Para la primera variable ( $DL_t$ ) se usa la expresión siguiente: número de días de tipo  $j$  (*laborables*) en el mes  $t$  - (número de sábados y domingos en el mes  $t$ )  $\times 5/2$ , con  $j$  = lunes, ...,viernes. Para recoger el efecto de los años bisiestos se emplea la variable dummy  $AB_t$  que toma el valor 1 en los meses de febrero de dicho año y 0 en los restantes.

E)  $SS_t$  recoge los efectos de la Semana Santa móvil. Continuando con la descripción de las variables del modelo metodológico, el efecto de la Semana Santa móvil se modeliza mediante la introducción de una variable dummy  $p$  indicador, con el fin de aislar el efecto producido sobre el tráfico de pasajeros a causa de que la celebración de la Semana Santa se realiza en diferente mes (marzo o abril) dependiendo del año. Esta variable toma el valor 1 para el mes en el que se celebra dicha festividad y cero para el resto de los meses. Debe determinarse el número de días que se consideran incluidos en dicho efecto, dato que es especialmente relevante en el caso de existir solapamiento de la Semana Santa en los meses de marzo y abril. Este efecto también es representado por medio de un término lineal de la forma:  $SS_t = \gamma P(\tau)$ . donde  $P(\tau)_t$  expresa la proporción de los días que representa la Semana Santa en el mes  $t$ , habiéndose considerado que su efecto se percibe en los 6 días anteriores al lunes de Pascua ( $\tau = 6$ ).

A continuación, se recogen los efectos correspondientes a shocks mediante una combinación de variables de intervención asociadas a factores de tipo extraordinario que afectan a la serie de manera no recurrente. Se han considerado tres tipos diferentes de atípicos: Impulso o aditivo; escalón y transitorio.

La expresión formal de estos efectos, derivada del análisis de intervención, es:

$$O_t = \sum_{h=1}^k V_h(B) I_t^{T_h}$$

Donde  $I_t^{T_h}$  es una variable binaria de tipo impulso que adopta un valor unitario en la observación  $T_h$  y nulo en los restantes, siendo  $T_h$  la observación en que tiene lugar el acontecimiento atípico o extraordinario. El filtro  $V_h(B)$  recoge los efectos dinámicos asociados a la observación anómala. Existen los tres tipos siguientes de atípicos:

**1) Impulso.** En este tipo la expresión del filtro es la siguiente:  $V_h(B) = v_h$

Por tanto, el efecto de la observación anómala es inmediato y su duración es de sólo un período. Producen un cambio en el nivel de una sola observación de la serie. Este tipo de atípicos pueden modelizarse mediante la variable siguiente:

**1) Impulso.** En este tipo la expresión del filtro es la siguiente:  $V_h(B) = v_h$

Por tanto, el efecto de la observación anómala es inmediato y su duración es de sólo un período. Producen un cambio en el nivel de una sola observación de la serie. Este tipo de atípicos pueden modelizarse mediante la variable siguiente:

$$X_t^I = \begin{cases} 1 & \text{si } t = t^* \\ 0 & \text{si } t \neq t^* \end{cases}$$

**2) Escalón.** Es el caso opuesto al impulso ya que el efecto es permanente. Se representa introduciendo una raíz unitaria en el denominador del filtro, lo que equivale a una integración del impulso registrado:

$$V_h(B) = \frac{v_h}{1-B}$$

En este tipo de atípicos se produce un cambio en el nivel de todas las observaciones posteriores a una fecha dada y pueden modelizarse mediante la variable siguiente:

$$X_t^I = \begin{cases} 1 & \text{si } t \geq t^* \\ 0 & \text{si } t < t^* \end{cases}$$

**3) Transitorio.** Finalmente, existe una situación intermedia entre las dos anteriores, en la que el efecto de la observación anómala no es permanente, pero persiste durante algún tiempo. Se puede recoger su efecto mediante un filtro del tipo siguiente:

$$V_h(B) = \frac{v_h}{1-\delta B} \quad 0 < \delta < 1$$

Este tipo de valores atípicos recibe el nombre de “transitorio”, y tienen una función de respuesta al impulso monótona y convergente controlada por el parámetro  $\delta$  y su signo está determinado por el de  $v_h$ . Si  $\delta = 0$  ó si  $\delta = 1$  se obtienen, respectivamente, los atípicos aditivo y de cambio de nivel antes comentados.

Todos estos tipos de intervenciones han sido consideradas en el modelo correspondiente a la ecuación (1) como se describe a continuación

E) Guerra del Golfo (GG). Este conflicto bélico se desarrolla durante enero y febrero de 1991 y tiene repercusiones importantes sobre el tráfico aéreo. Su efecto se recoge mediante un atípico transitorio a partir de febrero de 1991 es decir  $1 / (1-\delta B)$  y 0 en caso contrario.

F) Atentados terroristas (11S). El 11 de septiembre de 2001 se producen varios atentados terroristas en Estados Unidos que produjeron cambios importantes en la industria aérea mundial. Tras el impacto inicial sobre la demanda de transporte aéreo, las nuevas condiciones de seguridad impuestas en los aeropuertos que aumentaron los tiempos de viaje y la incomodidad a los pasajeros continuaron frenando la demanda. Su efecto se recoge mediante un atípico escalón que toma el valor 1 después de octubre de 2001 y 0 en caso contrario.

G) Cenizas volcánicas (CV) A partir del 15 de abril de 2010 una gran nube de cenizas causó importantes problemas en los vuelos del centro y norte de Europa occidental como consecuencia de las emanaciones de un volcán islandés que se tradujo en la suspensión de operaciones en numerosos aeropuertos europeos. El tráfico aéreo español también fue afectado especialmente en las conexiones con el resto de Europa occidental, Su efecto se recoge mediante un atípico tipo impulso que toma el valor 1 en abril de 2010 y 0 en caso contrario.

H) Inclemencias meteorológicas (IM)). En enero de 2009 se producen varios fenómenos como la niebla y nevada que afectan especialmente al aeropuerto de Barajas en Madrid. Su efecto se recoge mediante un atípico del tipo impulso que toma el valor 1 en enero de 2009 y 0 en caso contrario.

I) Huelga de controladores (HC). En diciembre de 2010 se produce una huelga de controladores aéreos que incluso desencadenó el cierre del espacio aéreo español y la declaración del estado de alarma por parte del Gobierno. Su efecto se recoge mediante un atípico tipo impulso que toma el valor 1 en diciembre de 2010 y 0 en caso contrario.

J) Huelga del personal de vuelo de Iberia y Aviaco (HP). En noviembre de 1995 se producen varias huelgas de los trabajadores de vuelo de compañías aéreas que supusieron la cancelación de numerosos vuelos. Su efecto se recoge mediante un atípico tipo impulso que toma el valor 1 en noviembre de 1995 y 0 en caso contrario.

K) Finalmente en la ecuación (2)  $n_t$  son los residuos en la estimación de cada uno de los dos modelos y caracterizan el comportamiento estocástico de la serie. Esta serie de residuos debe comportarse como ruido blanco gaussiano con una media no significativamente distinta a de cero.

## **4. RESULTADOS**

### **4.1. Estimación de los modelos**

Utilizando el marco metodológico descrito en la sección anterior se han estimado los efectos de las variables seleccionadas sobre los dos componentes del tráfico aéreo de viajeros. En primer lugar, se contrasta la existencia de raíces unitarias en las dos series. En la Tabla 3 se

muestran los resultados de aplicar el contraste de raíces unitarias de Dickey-Fuller Aumentado a las dos series objeto de análisis (tráfico aéreo interior y tráfico aéreo internacional), tanto para las primeras diferencias como para los niveles de las variables. Se concluye que para todas las series analizadas se rechaza la existencia de dos raíces unitarias. Además, cabe afirmar que todas las series son integradas de orden uno, I(1), o estacionarias en primeras diferencias. Por todo ello se confirma la necesidad de tomar primeras diferencias regulares en la estimación del modelo ARIMA para las dos series.

**Tabla 3.** Contraste de raíces unitarias de Dickey-Fuller Aumentado.

Variables en logaritmos	Valor del estadístico Z(t) (p-valor)		Conclusión
	Niveles	Primera Diferencia	
Tráfico Interior	-2,765 (0,211)	-6,515 (0,000)	I(1)
Tráfico internacional	-2,517 (0,319)	-7,084 (0,000)	I(1)

Nota: La hipótesis nula del test es la existencia de raíz unitaria. Se muestra el p-valor entre paréntesis.

Para la selección del modelo final se ha considerado el criterio de información de Schwarz. El software utilizado para realizar las estimaciones es Eviews y Stata. El modelo estimado para el tráfico aéreo interior de viajeros es el siguiente:

MODELO DE TRÁFICO AÉREO INTERIOR DE PASAJEROS :

Modelo SARIMA con varias intervenciones . ARIMA(0,1,1)x(0,1,1)<sub>12</sub>

$$LPAS_t = \beta CE_t I_t^{SS} + \sum_t \omega_i I_t^{INT_i} + N_t$$

$$(1 - B)(1 - B^{12})N_t = (1 + \vartheta_1 B) (1 + \vartheta_{12} B^{12})a_t$$

Donde el significado de cada variable y operadores se han descrito en la sección anterior. Por lo tanto, el modelo estimado corresponde al tradicionalmente denominado de las líneas aéreas ARIMA (0,1,1)x(0,1,1)<sub>12</sub>, en el que se ha considerado el efecto del ciclo económico y se han efectuado varias intervenciones para aislar el efecto calendario, Semana Santa, fenómenos naturales (cenizas volcánicas o inclemencias meteorológicas, huelgas (de controladores o del personal de vuelo), atentados terroristas y conflictos bélicos.

Asimismo, el modelo seleccionado para el tráfico internacional de pasajeros es el siguiente:

MODELO DE TRÁFICO AÉREO INTERNACIONAL DE VIAJEROS:

Modelo SARIMA con varias intervenciones . ARIMA(0,1,2)x(0,1,1)<sub>12</sub>

$$LPAS_t = \beta CE_t I_t^{SS} + \sum_i \omega_i I_t^{INT_i} + N_t$$

$$(1 - B)(1 - B^{12})N_t = (1 + \vartheta_1 B + \vartheta_2 B^2)(1 + \vartheta_{12} B^{12})a_t$$

El significado de cada variable y operadores se ha descrito en la sección anterior. Por lo tanto, el modelo estimado corresponde a ARIMA(0,1,2)x(0,1,1)<sub>12</sub>, donde se ha considerado el efecto del ciclo económico y se han efectuado varias intervenciones como las realizadas en el modelo del tráfico aéreo interior.

La tabla 4 muestra los valores de los coeficientes y los estadísticos t de Student obtenidos en la modelización de las dos series de la demanda de transporte aéreo en España. La estimación de los dos modelos se ha realizado mediante el método de máxima verosimilitud exacta.

A partir de los resultados de la tabla 4 se deducen las conclusiones siguientes.

A) Ciclo económico: El impacto del ciclo económico sobre la demanda de transporte aéreo es significativo estadísticamente en los dos modelos. Las elasticidades correspondientes son 1,433 y 0,777. Estos valores se traducen en que un incremento del 10 por ciento en el número de afiliados genera un incremento del 14,33 por ciento y del 7,77 por ciento en el tráfico aéreo interior e internacional, respectivamente. Por tanto, su magnitud es mayor para el caso del tráfico aéreo interior, donde alcanza un valor superior a la unidad, Este último resultado coincide con el obtenido para la demanda de transporte aéreo interior por Coto y otros (1997). En relación con la discrepancia de valores estimados entre los dos modelos, cabe señalar que la demanda de transporte aéreo de viajeros posee dos componentes claramente diferenciados, asociados a los viajes de los residentes y no residentes en España. Para los viajeros del primer estrato, la renta española es un factor explicativo relevante de acuerdo con la teoría económica. Sin embargo, para el estrato de viajes internacionales, la demanda de transporte aéreo también estaría modulada por la renta de los países de residencia. El perfil cíclico de la economía española se ha mostrado durante el periodo que estamos analizando, especialmente durante la última década, claramente diferente de los países de la UE que constituyen la principal fuente de viajes (por motivo trabajo y turismo) a España. Este hecho constituye, por tanto, la causa de la menor magnitud de la elasticidad del tráfico aéreo internacional respecto al ciclo económico.

B) Días laborables. El efector calendario del número mensual de días laborables en el mes es significativo en ambos casos, pero con distinto signo: negativo en el caso del transporte aéreo internacional y positivo en el interior. Estos valores sugieren que el motivo ocio es predominante en los viajes internacionales mientras que el motivo laboral es predominante en los viajes nacionales.

C) Año bisiesto (AB): El efector calendario asociado al año bisiesto es positivo, muy similar y significativo estadísticamente en ambos modelos como se esperaba.

D) Semana Santa (SS): Se aprecia un efecto positivo, claramente significativo de la Semana Santa en los dos modelos y de mayor magnitud que los efectos del ciclo semanal. Su efecto es mayor en el caso del modelo del tráfico aéreo internacional (0,0663 frente a 0,0364 en el interior).

E) Guerra del Golfo (GG): El efecto de este suceso es de carácter transitorio, negativo y significativo estadísticamente en los dos modelos. Se inicia en febrero de 1991 y tiene una duración de dos meses.

F) Atentados terroristas (11S). Se aprecia un impacto negativo muy significativo de los atentados terroristas del 11 de septiembre de 2001, siendo de mayor magnitud en los vuelos internacionales (-0,077) que en los nacionales (-0,055). Se trata de un atípico del tipo escalón, es decir de carácter permanente, que comienza en el mes de octubre de 2001.

G) Cenizas volcánicas (CV). En abril de 2010 una gran nube de cenizas produjo problemas importantes en los aeropuertos de Europa occidental especialmente en su parte norte como consecuencia de las emanaciones de un volcán islandés. Como era previsible su efecto sobre el tráfico aéreo solamente es significativo estadísticamente para el segmento de tráfico aéreo internacional. Se trata de un atípico del tipo impulso, en abril de 2010.

H) Inclemencias meteorológicas (IM). En enero de 2009 se producen varios fenómenos como la niebla y nevada que afectan especialmente al aeropuerto de Madrid. Se trata de un atípico aditivo que corresponde a enero de 2009 y cuyo efecto es negativo y significativo para el tráfico aéreo interior ya que el aeropuerto de Barajas es el principal *hub* en el sistema aéreo español. Sin embargo, no es significativo para el tráfico aéreo internacional.

I) Huelga de controladores (HC). Debido a la huelga de controladores, llegó a producirse el cierre del espacio aéreo español el 3 de diciembre de 2010 e incluso la declaración del estado de alarma por parte del Gobierno español. Se trata de un atípico de tipo impulso en diciembre de 2010 cuyos efectos son muy similares y significativos estadísticamente en los dos segmentos del tráfico aéreo, con magnitudes de -0,069 y -0,06 para el tráfico interior e internacional, respectivamente.

J) Huelga de personal de vuelo (HP). Durante el mes de noviembre de 1995 los pilotos de varias compañías aéreas españolas realizan una huelga. Su efecto se recoge mediante un atípico tipo impulsó en dicho mes. Como era previsible su efecto sobre el tráfico aéreo solamente es significativo estadísticamente para el segmento de vuelos interiores.

K). Componente estocástico: N. Los coeficientes  $\theta$  de los dos modelos estimados son significativos estadísticamente, cumpliendo las condiciones de ser un proceso invertible al ser sus valores absolutos menores que la unidad. Los residuos de la estimación de los modelos tienen una desviación típica de 0,0295 y 0,0242, para los modelos M1 y M2, respectivamente. Asimismo, las medias de los residuos de los dos modelos estimados no son significativamente distintas de cero (t-value = -0.0678 y -0.0355, respectivamente).

**Tabla 4.** Resultados de la estimación de los modelos.

EFECTOS	M1. Tráfico aéreo Interior		M2. Tráfico aéreo Internacional	
	Estimación	t	Estimación	t
Ciclo económico (CE)	1,4330	4,36	0,7861	3,14
Días laborables (DL)	0,0017	4,81	-0,0035	12,75
Año bisiesto (AB)	0,0296	3,92	0,0337	5,96
Semana Santa (SS)	0,0364	7,84	0,0672	19,64
Guerra del Golfo (GG) $\omega / (1-\delta B)$				
$\omega$	- 0,1835	-5,74	-0,1713	-5,24
$\delta$	0,5996	4,52	0,7256	6,41
Atentados terroristas (11S) (10-2011)	-0,0547	-1,87	-0,0771	-4,09
Cenizas volcánicas (CV) (4-2010)	-0,0287	-1,16	-0,1385	-8,82
Inclencias meteorológicas (IM) (1-2009)	-0,0656	-3,21	-0,0252	-1,11
Huelga controladores (HC) (12-2010)	-0,0685	-3,35	-0,0599	-3,82
Huelga personal de vuelo (HP) (11-1995)	-0,0684	-3,33	-0,0010	-0,44
THETA1 (1)	- 0,2713	-5,15	-0,2287	-4,40
THETA2 (2)	-	-	-0,1796	-3,53
THETA3 (12)	-0,4982	-10,61	-0,3429	-6,66

Fuente: Elaboración propia.

## 4.2. Diagnóstico de los residuos

A continuación, se realiza el análisis de los residuos obtenidos con el fin de corroborar la idoneidad de los modelos elegidos.

El análisis de las figuras 5 y 6 donde se representan la evolución de los residuos de los modelos del tráfico interior e internacional, respectivamente, junto a las bandas correspondientes a dos y tres veces la desviación típica de los residuos (0,0295 y 0,0242), nos muestra que siguen un proceso de ruido blanco. En este sentido, cabe recordar que, al disponer de 396 observaciones en nuestra serie original, se aceptaría la existencia de ruido blanco hasta con 4 residuos (el 1% del total de valores para dicho nivel de significación) fuera de la banda de 3 veces la desviación típica y 20 (el 5% del total de valores para dicho nivel de significación) fuera de las bandas de 2 veces la desviación típica. Las dos series de residuos cumplen holgadamente con esas condiciones.

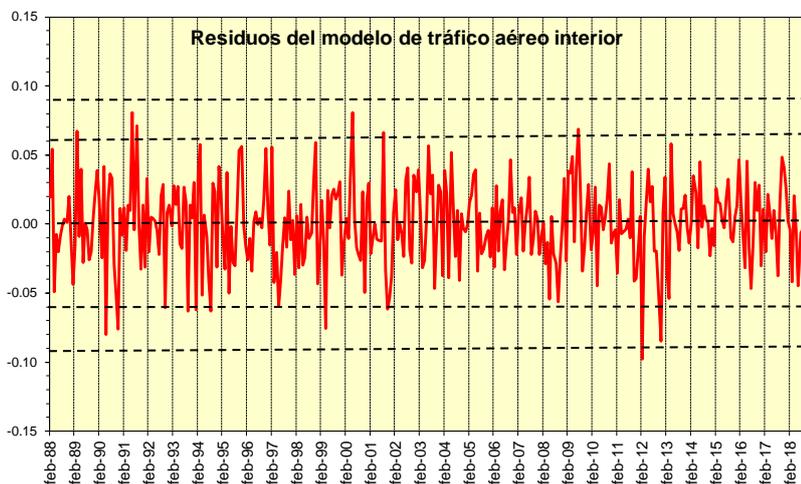


Figura 5. Gráfico de los residuos del modelo de tráfico aéreo interior.

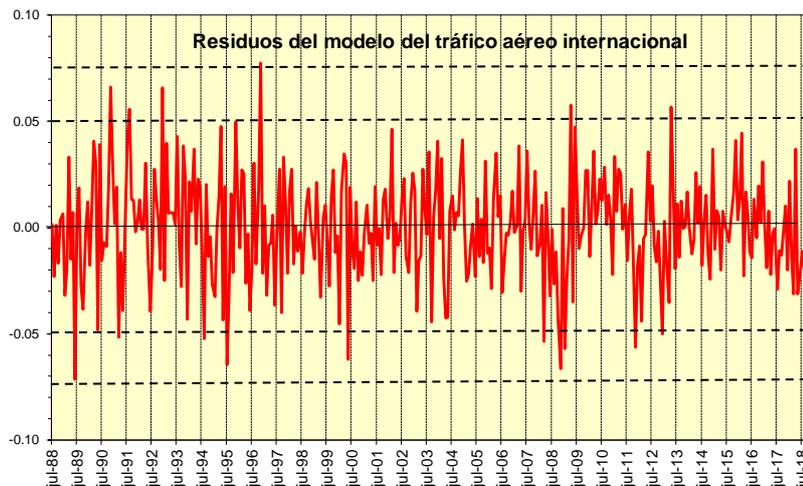


Figura 6. Gráfico de los residuos del modelo de tráfico aéreo internacional.

A continuación, obtenemos las magnitudes de los estadísticos de Jarque Bera para la normalidad, sesgo, curtosis, Durbin-Watson, Ljung-Box, Q para los cuadrados de los residuos, y de rachas. En la tabla 5 se muestran las magnitudes obtenidas en la estimación de los dos modelos para estos criterios de diagnóstico. Cabe destacar que los diagnósticos de los residuos de los dos modelos no muestran ningún síntoma de mala especificación. Como se ha indicado anteriormente, la media estimada de la serie de residuos no resulta significativamente distinta de cero (t-value = -0,068 y -0,0365). El test de normalidad, así como los de sesgo y kurtosis, no permiten rechazar la hipótesis nula de normalidad de los mismos (1,276 y 0,8764 frente a un valor crítico al 95 por ciento de 5,99). Finalmente, los valores del estadístico de Durbin-Watson son 2,09 y 1,95, los del estadístico de Ljung - Box de orden 24 son 25,31 y 28,68, y el test de rachas sobre los residuos no muestra desviaciones sobre la aleatoriedad de los mismos. En resumen, los valores de los estadísticos obtenidos de los residuos verifican la bondad de ambos modelos.

**Tabla 5.** Diagnóstico de los residuos de los modelos estimados.

Criterios	Magnitudes Modelo M1 Interior	Magnitudes Modelo M2 Internacional	Magnitudes de referencia
Desviación típica de los residuos:	0,0295	0,0242	El menor valor
Normalidad:	1,276	0,8764	< 6 (95% de la chi cuadrado con 2 grados de libertad) (Test de Jarque Bera)
Sesgo:	-0,1185 ; DT = 0,1272)	-0,0347: (DT = 0, 280)	Valor absoluto < 2 x DT (<0,453)
Kurtosis	3,623 (DT = 0,2543)	3,2295; (DT = 0,2561)	< 3 + 2 x DT (<3,95)
Ljung-Box Q (24 autocorrelaciones):	25,31	28,67	< 34 (95% de la chi cuadrado con 22 grados de libertad)
Estadístico Q para los cuadrados de los residuos:	23,27	19,02	< 34 (95% de la chi cuadrado con 22 grados de libertad)
Durbin-Watson	2,09	1,95	Mayor que 1,66 y menor que 2,44
Rachas en los residuos:	T-VALUE = 0.1040	T-VALUE = -0.1047	< 2 (95% del estadístico t)

Fuente: Elaboración propia.

## **5. CONCLUSIONES**

En este trabajo se ha modelizado y estimado el impacto de los shocks externos y del ciclo económico sobre la demanda del transporte aéreo de viajeros, desagregada en sus dos componentes: interior e internacional. La metodología empleada para el análisis de las correspondientes series temporales se basa en los modelos SARIMA multiplicativos ampliados con el análisis de intervención y con la introducción de la variable explicativa del ciclo económico.

Utilizando dicha herramienta se contrasta empíricamente la alta sensibilidad del tráfico aéreo al ciclo económico español; especialmente en el caso del tráfico interior. La asincronía del ciclo económico español con los ciclos de otros países emisores de turistas podría ser la causa de este diferente comportamiento. Asimismo, los valores obtenidos para el efecto calendario sugieren la prevalencia del motivo trabajo en la demanda aérea interior, así como del motivo ocio en la internacional. Todo ello confirma el diferente comportamiento de ambos segmentos de la demanda de transporte aéreo: los viajes interiores se deben preferentemente al motivo trabajo mientras que los internacionales son causados el motivo ocio, corroborando la relevancia económica del turismo en España. También se concluye que los dos componentes de la demanda de transporte aéreo de viajeros son muy sensibles y vulnerables ante las perturbaciones producidas por shocks externos: atentados terroristas, fenómenos naturales, conflictos bélicos o huelgas. Estos efectos pueden ser transitorios, pero en otros casos como ha sucedido con los atentados terroristas de septiembre de 2001 en Estados Unidos, se han traducido en cambios estructurales en el funcionamiento de la industria de transporte aéreo.

Estos resultados presentan utilidad para todos los agentes y organismos que tienen relación con el mercado de transporte aéreo. Particularmente, pueden servir de guía en la planificación de inversiones aeroportuarias y en la gestión de aeropuertos y compañías aéreas.

A partir del marco metodológico de esta investigación, futuros estudios estarían dirigidos hacia la modelización del tráfico aéreo en otros países, la estimación del impacto de otros tipos de shocks como las epidemias, así como la realización de un estudio más profundo del impacto del ciclo económico distinguiendo el comportamiento de la demanda de transporte aéreo en las fases expansivas del mismo y en las recesiones. Otra línea de investigación consistiría en la predicción del tráfico aéreo con base en los modelos estimados.

## **6. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS**

- BELL, W.R. y HILLMER, S.C. (1983). “Modeling time series with calendar variation”. *Journal of the American Statistical Association*, 78, pp. 526-534.
- BOX, G.E.P., JENKINS, G.M. y REINSEL, G.C. (1994). “Time series analysis, forecasting and control”, 3rd ed. Prentice Hall, Engle Woods, New Jersey.
- BOX, G.E.P. y TIAO, G.C. (1975). “Intervention analysis with applications to economic and environmental problems”. *Journal of the American Statistical Association*, 70, pp. 177-193.
- COTO, P., BAÑOS, J. y INGLADA, V. (1997). “Marshallian demands of intercity passenger transport in Spain: An economic analysis: 1980-1992”. *Transportation Research-E*, 33, pp. 79-96.
- GÓMEZ, V. y MARAVALL, A. (1994). “Estimation, prediction and interpolation for non-stationary series with the Kalman Filter”. *Journal of the American Statistical Association*, 89, pp. 611-624.
- INGLADA, V. y REY, B. (2004). “Spanish air travel and the September 11 terrorist attacks: a note”. *Journal of Air Transport Management*, 10(6), pp. 441-443.
- INGLADA-PÉREZ, L. (2016). “Uncovering nonlinear dynamics in air transport demand”. *International Journal of Transport Economics*, 43 (1-2), pp. 33-66.
- HARUMI, I y LEE, D. (2005a). “The impact of the September 11 terrorist attacks on U.S. airline demand”. *Journal of Economics and Business*, 57 (1), pp. 75-95,
- HARUMI, I y LEE, D. (2005b). “Comparing the Impact of the September 11th Terrorist Attacks on International Airline Demand”. *International Journal of the Economics of Business*, 12 (2), pp. 225-249.
- LIU, L.M. (1980). “Analysis of time series with calendar effects”. *Management Science*, 26, pp. 106-112.
- MARAVALL, A. (1995). “Unobserved components in economic time series”, en Pesaran, H. y Wickens, M. (eds), *The Handbook of Applied Econometrics*, Vol. 1, Basil Blackwell, Oxford.
- ORTÚZAR, J.D. y SIMONETTI, C. (2008). “Modelling the demand for medium distance air travel with the mixed data estimation method”. *Journal of Air Transport Management*, 14 (6), pp. 297-303.

- TSUI, K., BALLI, H., GILBEY, A. y GOW, H. (2014). “Forecasting of Hong Kong airport's passenger throughput”. *Tourism Management*, 42, pp. 62–76.