

NUEVO PROCEDIMIENTO DE ESTIMACIÓN DE LOS INGRESOS POR TURISMO
Y VIAJES EN LA BALANZA DE PAGOS

Nuevo procedimiento de estimación de los ingresos por Turismo y viajes en la Balanza de Pagos

Este artículo ha sido elaborado por Javier Álvarez, Máximo Camacho, Gabriel Pérez-Quirós y Patrocinio Tello, de la Dirección General del Servicio de Estudios. Máximo Camacho pertenece también a la Universidad de Murcia.

Introducción

La creciente globalización e integración de las economías y mercados ha impulsado el interés por las estadísticas del sector exterior y, al mismo tiempo, ha complicado la medición de las transacciones entre los residentes de diferentes economías. La frecuencia y diversificación de las operaciones transfronterizas y los cambios acaecidos en el marco en el que se llevan a cabo dichas operaciones, especialmente en el contexto de la Unión Económica y Monetaria (UEM), han cuestionado la bondad de los procedimientos utilizados tradicionalmente por los países para medirlas y han puesto en marcha la búsqueda de métodos alternativos. Aunque esta situación no es específica de los países de la zona del euro, se ha manifestado en ellos con mayor intensidad y ha afectado de forma distinta a cada una de las rúbricas de la Balanza de Pagos. Concretamente, la puesta en circulación en 2002 de los billetes y monedas denominadas en euros y la pérdida de la información relativa al cambio de billetes inhabilitó el método que se venía empleando hasta ese momento en España y en muchos otros países para la medición del gasto de los viajeros y, por tanto, requirió la búsqueda de un procedimiento más acorde con el nuevo contexto.

La medición correcta de los ingresos por turismo cobra especial relevancia en el caso de España. Según datos de la Organización Mundial del Turismo para el año 2005, España fue uno de los principales destinos turísticos mundiales, al ocupar el segundo puesto tanto en términos de llegadas de turistas como de ingresos por turismo. Esta situación se refleja en la importancia significativa que el sector turístico tiene en la economía española, y en el papel crucial que el superávit turístico desempeña, equilibrando parcialmente el déficit exterior¹. Efectivamente, de acuerdo con los datos de Balanza de Pagos, el superávit turístico (2,9% del PIB en 2005 y 2,8% del PIB en 2006) permite compensar una parte significativa del desequilibrio exterior de la economía española, al representar un 38,5% y un 34,2% del déficit comercial en 2005 y 2006, respectivamente.

En este marco, el procedimiento de medición de los ingresos por turismo de la Balanza de Pagos ha experimentado sucesivas mejoras en los últimos años, como resultado de los trabajos desarrollados conjuntamente por el Instituto de Estudios Turísticos (IET), el Instituto Nacional de Estadística (INE) y el Banco de España. Además de sustituir al procedimiento utilizado antes de 2002, estas modificaciones intentan recoger los cambios estructurales que han afectado a la oferta y a la demanda turística en los últimos años, para lo que se han venido utilizando las diversas estadísticas disponibles, entre las que ha desempeñado un papel primordial la encuesta EGATUR. Dentro de este proceso, coincidiendo con la difusión de los datos de la Balanza de Pagos de enero de 2007 y la revisión de los correspondientes a los años 2005 y 2006, se ha introducido un nuevo método de estimación de los ingresos que utiliza la información de un conjunto más amplio de los principales indicadores turísticos y modifica el procedimiento de su combinación. En definitiva, se trata de un método estadístico factorial, que define las ponderaciones para los indicadores teniendo en cuenta la evolución dinámica conjunta de los ingresos reales de turismo y de los indicadores.

1. El sector turístico español supuso en 2005 alrededor del 11% del PIB nominal, de acuerdo con los datos avance de la Cuenta Satélite de Turismo, destacando la relevancia del turismo receptor, es decir, el ligado con los no residentes, que representó en 2005 el 4,9% del PIB.

Este artículo describe las características básicas del nuevo procedimiento de estimación de los ingresos de turismo. En la sección 2 se presenta el marco conceptual del turismo en la Balanza de Pagos y en otras estadísticas relacionadas, así como los problemas que suscita su correcta medición, desde un punto de vista práctico. En la sección 3 se exponen los detalles relativos al nuevo método de estimación, así como los resultados de la nueva serie de ingresos de turismo obtenida con el nuevo procedimiento para el período 2005-2006. Finalmente, en la sección 4 se presentan las principales conclusiones del análisis.

**Marco conceptual
y medición de los ingresos
por Turismo y viajes en la
Balanza de Pagos**

ASPECTOS METODOLÓGICOS
Y PRÁCTICOS²

A diferencia de otros sectores, la demanda (o actividad) asociada al sector turístico presenta la singularidad de que no se asocia a un conjunto predefinido de bienes y servicios (o ramas de actividad), sino que viene determinada por la demanda de un tipo específico de consumidores, los turistas. Por tanto, los ingresos del sector turístico están vinculados a la mayor o menor fortaleza de la demanda turística de los residentes de una economía y de los no residentes, siendo estos últimos los que se registran en la rúbrica de Turismo y viajes de la Balanza de Pagos. Según los manuales metodológicos de referencia³, en la rúbrica de Turismo y viajes de la Balanza de Pagos se recoge el valor de los bienes y servicios adquiridos en un país por los viajeros⁴ durante visitas hechas a él por menos de un año⁵, excluyendo el transporte internacional de viajeros⁶.

La Balanza de Pagos, por su rápida disponibilidad y su frecuencia mensual, viene siendo la estadística básica para el análisis del turismo emisor y receptor, en un marco integrado con el resto de las transacciones con el exterior, siendo su aportación especialmente relevante en España en el caso del turismo receptor⁷.

Desde un punto de vista práctico, la dificultad para la correcta medición del turismo se deriva no solo de la singularidad mencionada, asociada a su falta de vinculación a un único sector o rama de actividad, sino también de los cambios estructurales que han afectado a la oferta y a la demanda turística en los últimos años. Dentro de estos cambios cabe mencionar la mayor presión competitiva que enfrenta el sector turístico español por el desarrollo de destinos alter-

2. En este artículo se hace referencia a los datos del turismo en la Balanza de Pagos, pero conviene tener en cuenta que la Cuenta del Resto del Mundo de la Contabilidad Nacional coincide prácticamente con la Balanza de Pagos, por lo que, las referencias que se hacen al turismo de esta última estadística pueden aplicarse a los correspondientes conceptos de consumo final de no residentes en España (empleos) y de residentes en el extranjero (recursos) de la Cuenta del Resto del Mundo. En el caso del turismo, los datos incluidos en ambas estadísticas son coherentes y las revisiones que se describen en este artículo se han incorporado a los datos de la Cuenta del Resto del Mundo. Igualmente, debe tenerse presente que, si bien en España, por la importancia de la actividad puramente turística (viajes de ocio y vacaciones) nos referimos al fenómeno con el término «turismo», la Balanza de Pagos recoge el gasto de otros viajeros que no son estrictamente turistas, por lo que la rúbrica se denomina «Turismo y viajes». En esta nota se utilizan indistintamente los términos «Turismo» y «Turismo y viajes». 3. La quinta edición del *Manual de Balanza de Pagos* (BPM5) del FMI (1993), el Sistema de Cuentas Nacionales [SNA93, ONU (1993)] y el Manual de Estadísticas de Comercio Internacional de Servicios [MSITS, ONU (2002)] contienen definiciones coherentes con la de la Balanza de Pagos. 4. Se define como viajero a la persona que permanece menos de un año en un país del que no es residente, con cualquier fin que no sea: (i) permanecer destinado en una base militar o en el desempeño de un empleo de un organismo de su gobierno; (ii) acompañar a una persona mencionada en el punto anterior, estando a cargo de ella, o (iii) desarrollar una actividad productiva directamente al servicio de una entidad residente en ese país. Los gastos de las personas incluidas en los puntos (i) y (ii) se registran en la rúbrica de Servicios Gubernamentales de la Balanza de Pagos. 5. El plazo de un año no se aplica a los estudiantes ni a los pacientes que reciben tratamiento médico en el extranjero, que se siguen considerando residentes de sus países de origen, aunque la duración de la estancia en el otro país sea superior. 6. Los bienes y servicios adquiridos en España por los no residentes en sus viajes a España suponen una exportación de servicios y se registran en la Cuenta del Resto del Mundo como un empleo en la rúbrica de Consumo final de no residentes, y en la Balanza de Pagos se registran como un ingreso en la rúbrica de Turismo y viajes. Por su parte, los bienes y servicios adquiridos por los viajeros residentes en España en sus viajes al exterior se registran como un recurso en la Cuenta del Resto del Mundo y como un pago en la rúbrica de Turismo y viajes de la Balanza de Pagos. 7. Adicionalmente, con el objeto de analizar en detalle todos los aspectos de la demanda de bienes y servicios que pueden relacionarse con el turismo dentro de la economía, para observar su vinculación operativa con la oferta y describir las relaciones de esa oferta con las demás actividades económicas, el Sistema de Cuentas Nacionales propone el uso de la Cuenta Satélite de Turismo, anexa al núcleo de las Cuentas Nacionales. Véase SNA93, capítulo XXI.

nativos para el turista internacional con ventajas competitivas en precios, y el cambio en el perfil del turista influenciado por distintos factores, como la expansión de las líneas aéreas de bajo coste, la utilización de segundas residencias, es decir, inmuebles propiedad de no residentes, o las nuevas formas de contratación vía Internet⁸.

A los problemas asociados a la medición de los ingresos por turismo en un momento de cambios estructurales importantes se ha unido la caducidad del procedimiento de estimación de los ingresos por turismo empleado hasta la puesta en circulación de los billetes y monedas denominados en euros. La pérdida de información crucial sobre el cambio de billetes utilizada hasta este momento en España —y en otros países de la UEM— para la estimación de los ingresos por turismo ha requerido la búsqueda de un procedimiento adecuado al nuevo contexto. Además, el aumento del grado de heterogeneidad entre los turistas recomendaba que el nuevo procedimiento empleara la mayor parte de los indicadores disponibles sobre las características del turista y el tipo de gasto asociado, si se deseaba recoger en toda su magnitud el cambio estructural al que apuntaban la mayoría de los indicadores parciales del sector turístico.

En España, hasta la puesta en circulación de los billetes denominados en euros, en enero de 2002, el sistema general de información sobre cobros y pagos entre residentes y no residentes constituyó la principal fuente de información para la estimación del turismo en la Balanza de Pagos. El sistema utilizaba la información disponible sobre todos los cobros y pagos relacionados con el turismo, ya se materializaran mediante transferencias bancarias, operaciones de cambio de moneda, liquidaciones de tarjetas de crédito o compras y ventas de billetes entre las entidades de crédito residentes y sus corresponsales extranjeros. Este procedimiento, si bien había permitido aproximar de forma fiable los ingresos por Turismo y viajes de la Balanza de Pagos, dejó de ser válido a partir del mes de enero de 2002. Desde ese momento, y en un ámbito de cooperación interinstitucional entre el IET, el INE y el Banco de España, se han ido introduciendo mejoras continuadas en el procedimiento de cálculo de los ingresos por turismo, con el objetivo de adaptarlo al nuevo contexto y de obtener en cada momento la mejor estimación posible sujeta al conjunto de información disponible.

En este contexto, a finales de los años noventa, el IET, el INE y el Banco de España acordaron el desarrollo de una nueva operación estadística para la estimación de los ingresos por turismo: la Encuesta de Gasto en Frontera, conocida como EGATUR⁹. No obstante, ante la imposibilidad de utilizar los resultados de EGATUR en el momento en que se produjo la desaparición de la mayor parte de las operaciones de cambio de billetes, los ingresos por turismo de la Balanza de Pagos se estimaron combinando la información facilitada por los indicadores disponibles del comportamiento del gasto de los no residentes¹⁰. A partir del año 2003 se introdujeron los resultados de la encuesta EGATUR, junto con el resto de los indicadores utilizados hasta ese momento. Los resultados obtenidos con esta me-

8. Los cambios en las características del fenómeno que se ha de cuantificar, que han tenido lugar en los últimos años, han motivado nuevas demandas de información por parte de los usuarios de las estadísticas. Específicamente, se pueden mencionar los cambios en las formas de contratación del viaje, en la duración de la estancia, en el gasto realizado, en el tipo de producto adquirido y en el motivo del viaje, entre otros. 9. Las encuestas que, como EGATUR, intentan medir directamente el gasto de los viajeros no residentes permiten obtener detalles de variables relacionadas directamente con el gasto turístico (por ejemplo, gasto medio por nacionalidad del turista, por CCAA de destino, por forma de contratación del viaje, etc.). Sin embargo, estas encuestas suelen presentar problemas como la infravaloración del gasto a consecuencia del denominado «efecto olvido», la dificultad para alcanzar las elevadas cuotas de muestreo que serían necesarias para cubrir la tipología completa de los viajeros y la excesiva volatilidad de los datos obtenidos, especialmente los mensuales. 10. El sistema de estimación combinaba las fuentes de información por el lado de la oferta procedentes de la Encuesta de Ocupación Hotelera con la información proporcionada por el gasto EGATUR en alojamiento reglado y no reglado.

metodología se incorporaron plenamente a partir del año 2005, coincidiendo con la revisión de la serie histórica de Balanza de Pagos, y de forma coordinada con la publicación por parte del INE de los datos del PIB en el marco de la nueva base 2000 de la Contabilidad Nacional de España¹¹.

Desde que el cálculo de los ingresos por Turismo y viajes se realiza teniendo en cuenta la información contenida en un conjunto de indicadores representativos del gasto turístico, tanto dichos indicadores como las ponderaciones de cada uno de ellos en la estimación del dato final de ingresos por turismo son objeto de un análisis exhaustivo y continuo, a fin de detectar posibles inconsistencias entre la evolución de los indicadores y la de los ingresos por turismo, para garantizar en todo momento la calidad del dato estimado e identificar posibles líneas de mejora. En este proceso deben enmarcarse tanto la revisión de la metodología de la encuesta EGATUR en 2006¹², que condujo a la revisión de sus datos en el período 2004-2006, como el nuevo procedimiento para calcular las ponderaciones de los indicadores parciales que se consideran en la estimación de los ingresos por turismo de la Balanza de Pagos, que se presenta más adelante.

EVOLUCIÓN RECIENTE

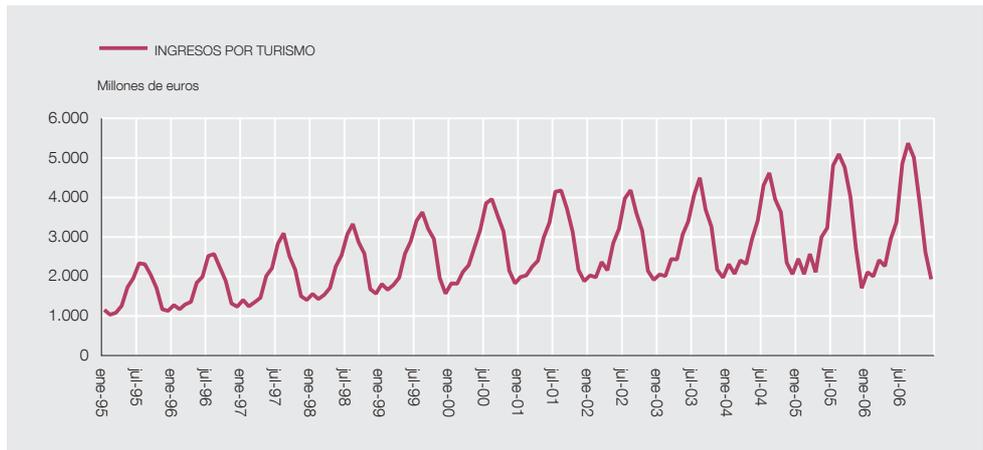
El análisis conjunto de la evolución de los indicadores referidos al gasto de los no residentes y de la estimación que se venía obteniendo para esta variable en los años 2005 y 2006 puso de manifiesto la existencia de algunas limitaciones en el procedimiento de estimación utilizado en ese período. Por un lado, se observaba una pérdida de correlación entre la serie de ingresos por turismo y los principales indicadores reales de turismo, que mostraban tradicionalmente alta correlación con la serie de ingresos de turismo. Y, por otro lado, se detectó un cambio en el perfil estacional de la serie.

En el gráfico 1 se representa la serie de ingresos nominales de la rúbrica de Turismo y viajes en niveles para el período enero 1995-diciembre 2006, anterior a su revisión con el nuevo procedimiento. La serie muestra un claro perfil estacional, con un valor máximo en el mes de agosto de cada año del período, seguido de un segundo valor en importancia en el mes de julio. El perfil estacional de la serie asociado a los meses de verano se acentúa en el período 2005-2006, con un cierto cambio en el perfil del último año, de tal forma que el segundo valor en importancia de la serie en 2006 se registra en el mes de septiembre, en lugar de en el mes de julio, como ocurre para el resto de años del período considerado.

En el gráfico 2 se representan las tasas de variación interanual de esta serie de ingresos por turismo, tanto en términos nominales como reales¹³, para el período enero 1996-diciembre 2006. Se observa un incremento importante de la volatilidad de las tasas de variación interanual, tanto en términos nominales como reales, para el período 2005-2006, y especialmente en el año 2006¹⁴.

Para confirmar este hecho estadísticamente, se realiza un contraste de cambio estructural en la media y en la varianza de las tasas de variación interanual. En particular, se supone que las

11. Para una descripción de la revisión en la serie histórica, véase *La Balanza de Pagos y la Posición de Inversión Internacional de España*, Banco de España (2004). 12. Los cambios en la metodología de la encuesta, que afectaron básicamente al método de elaboración e imputación de la misma, tenían como objetivo, además de hacer frente a las nuevas demandas de información que la revisión de los manuales de referencia suponía, potenciar su capacidad como herramienta de medición del gasto turístico. 13. El índice de precios usado para obtener los ingresos reales es una media ponderada de los índices de precios de consumo para grupos COICOP con ponderaciones obtenidas usando la información contenida en la Cuenta Satélite del Turismo. 14. En particular, la desviación estándar de las tasas de variación anual de los ingresos nominales de turismo para el período enero 1996-diciembre 2004 es del 6,3% (6,5% en el caso de las tasas de variación de los ingresos reales), frente al 9,2% para el período enero 2005-diciembre 2006 (8,9% en el caso de las tasas de variación de los ingresos reales).



FUENTE: Banco de España.

TASAS DE VARIACIÓN INTERANUAL DE SERIES DE INGRESOS DE TURISMO NOMINALES Y REALES



FUENTE: Banco de España.

tasas de variación interanual de los ingresos reales denotadas por y_t siguen un proceso autorregresivo:

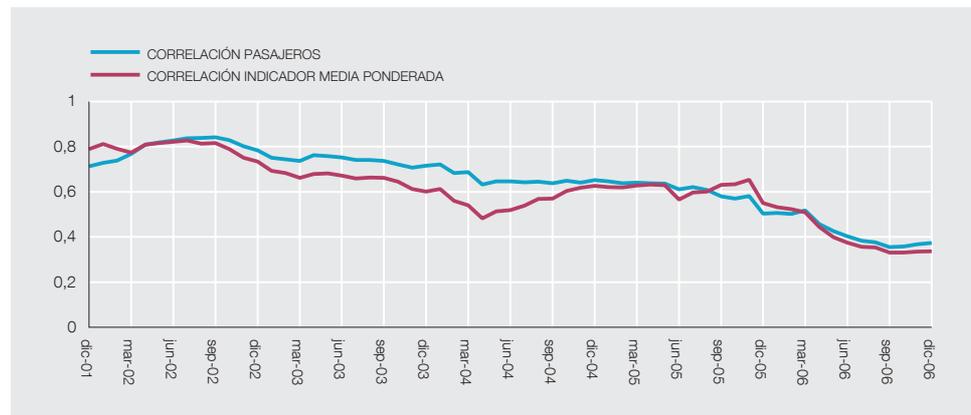
$$y_t = \sum_{i=1}^p a_i y_{t-i} + \varepsilon_t \tag{1}$$

donde ε_t es una secuencia de variables aleatorias que se distribuyen como una normal de media $\mu_1 + \mu_2 I_t$ y varianza $\sigma_1^2 + \sigma_2^2 I_t$, donde I_t es una variable ficticia que toma valor 1 a partir de enero de 2005 y 0 con anterioridad¹⁵. El contraste de ausencia de cambio estructural en la media de tasas (contraste de hipótesis nula $H_0 : \mu_2 = 0$) no rechaza dicha hipótesis (p-valor de 0,90 para la hipótesis). Sin embargo, el contraste de cambio estructural en la varianza de las tasas de variación interanual (contraste de la hipótesis nula) presenta un p-valor de 0,00, por lo que, para cualquier nivel de confianza razonable, se rechaza la hipótesis nula de ausencia de cambio estructural en la volatilidad de las tasas de variación en la primera parte de la mues-

15. El valor de p elegido mediante el criterio de Schwartz en la realización de los contrastes es igual a 2.

CORRELACIÓN DINÁMICA ENTRE LAS TASAS DE VARIACIÓN INTERANUAL DE INGRESOS DE TURISMO REALES Y LAS TASAS DE VARIACIÓN INTERANUAL DE INDICADOR DE PASAJEROS EN VUELOS INTERNACIONALES E INDICADOR DE MEDIA PONDERADA

GRÁFICO 3



FUENTE: Banco de España.

tra enero 1995-diciembre 2004, respecto de la segunda parte enero 2005-diciembre 2006.

Por otra parte, como ya se ha indicado, el cambio estructural en la volatilidad de las tasas de variación de la serie en el período enero 2005-diciembre 2006 ha coincidido con una progresiva pérdida de correlación entre la serie de ingresos de turismo y los indicadores reales del sector turístico. Para ilustrar este efecto, en el gráfico se muestra la evolución de la correlación dinámica¹⁶ entre las tasas de variación interanual de la serie de ingresos de turismo considerada con anterioridad y las tasas de variación interanual de un indicador turístico disponible para un período amplio y con alta correlación con los ingresos de turismo a nivel histórico tanto en niveles (correlación de 0,88 en el período enero 1995-diciembre 2006) como en tasas de variación interanual (correlación de 0,57 en el período enero 1996-diciembre 2006): la serie de pasajeros en vuelos internacionales (regulares y no regulares) publicada por el Ministerio de Fomento. Por otra parte, también se muestra la correlación dinámica entre las tasas de variación interanual de los ingresos reales de turismo y las tasas de variación interanual de un indicador calculado como la media ponderada de los indicadores más correlacionados con los ingresos de turismo y convertidos a base 100 en enero de 1997¹⁷. Como se puede observar en el gráfico, en los dos últimos años de la muestra, y especialmente en el año 2006, se ha producido una pérdida de la correlación que existía entre las tasas de variación de los ingresos reales de turismo y de los indicadores, tanto en el caso de la variable de pasajeros en vuelos internacionales como en el indicador de media ponderada de indicadores turísticos.

Los rasgos de la serie durante el período 2005-2006, en términos de cambio en el perfil estacional, incremento en la volatilidad y pérdida de correlación con los indicadores reales, sugirieron que existía cierto margen de mejora en el procedimiento de estimación empleado para calcular los ingresos de la rúbrica de Turismo de la Balanza de Pagos. Por ello, se ha desarrollado un nuevo método estadístico para estimar los ingresos de turismo, cuyas características técnicas se describen en el apartado tercero de este artículo.

16. Correlaciones calculadas de forma recursiva para grupos de 48 observaciones. **17.** Los indicadores que entran en esa media ponderada son los de «viajeros residentes en el extranjero alojados en hoteles y pernoctaciones de residentes en el extranjero» de la Encuesta de Ocupación Hotelera, «turistas y excursionistas que entran por fronteras» de la Encuesta de Movimientos Turísticos en Fronteras, «pasajeros en vuelos internacionales (regulares y no regulares)» del Ministerio de Fomento, «personal empleado en establecimientos hoteleros de CCAA de mayor importancia en términos de turistas que entran por fronteras» procedente de la Encuesta de Ocupación Hotelera, y «afiliados a la Seguridad Social en el sector de hostelería» del Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales. Las ponderaciones se construyeron usando las correlaciones entre cada serie y los ingresos de turismo reales en niveles para el período enero 1995-diciembre 2004.

Se pueden señalar dos ventajas principales de este método, frente a las aproximaciones usadas en el pasado para combinar los indicadores de turismo en la estimación. En primer lugar, el nuevo método integra un conjunto más amplio de indicadores. En segundo lugar, el nuevo método define las ponderaciones con las que entran los indicadores en la estimación de acuerdo con un criterio estadístico objetivo. En particular, el método factorial explica la evolución conjunta de los ingresos de turismo y los indicadores en términos de un factor común y unos factores idiosincrásicos asociados a cada variable. Las ponderaciones de los indicadores en la estimación son función del peso de cada indicador en el factor común estimado. El nuevo procedimiento, además de aplicarse a la estimación de los datos de ingresos de turismo a partir de enero de 2007, se ha aplicado a la revisión de la serie de ingresos de turismo en el período 2005-2006, años para los que se había detectado un cambio estructural y para los que el procedimiento utilizado con anterioridad no reflejaba correctamente el comportamiento de esta variable.

Estimación de ingresos de turismo basada en el método factorial

DESCRIPCIÓN DEL MÉTODO DE ESTIMACIÓN

Como se ha comentado con anterioridad, el nuevo método de estimación de los ingresos por turismo es un método estadístico que combina la información contenida en un conjunto de indicadores que se consideran relevantes para evaluar la situación del sector turístico en España, y en particular del relacionado con el turismo receptor. A continuación se presenta una descripción detallada del procedimiento empleado para la selección de los indicadores y del método de agregación propuesto.

Selección de indicadores de turismo

En una primera etapa, se seleccionan los indicadores que muestran una relación significativa, directa o indirecta, con los ingresos de turismo. A partir de una lista exhaustiva de indicadores, se seleccionaron aquellos que verificaron ciertas propiedades estadísticas deseables, como su elevada correlación con los ingresos de turismo, su disponibilidad en un período histórico amplio, su rapidez en la disponibilidad de los datos y su alta frecuencia, así como su significatividad y capacidad explicativa en términos del modelo estimado. Los indicadores finalmente considerados se pueden agrupar en las siguientes categorías:

- a) Indicadores relacionados con el gasto de turistas en alojamiento reglado. Se consideran los indicadores de viajeros no residentes alojados en hoteles, pernoctaciones de no residentes alojados en hoteles, y personal empleado en hoteles de establecimientos correspondientes a las Comunidades Autónomas de mayor relevancia en términos de viajeros no residentes, correspondientes a la Encuesta de Movimiento de Viajeros en Establecimientos Hoteleros (hasta diciembre de 1998) y a la Encuesta de Ocupación Hotelera (EOH) (desde enero de 1999)¹⁸. Por otra parte, se consideran los indicadores del número de viajeros no residentes alojados en establecimientos hoteleros, de la Encuesta de Movimientos Turísticos en Fronteras (FRONTUR), y el índice de precios hoteleros.
- b) Indicadores relacionados con el gasto de turistas en alojamiento no reglado. Se consideran el indicador de viajeros no residentes alojados en establecimientos no hoteleros, de la encuesta de FRONTUR, y el *stock* de inversión extranjera en bienes inmuebles¹⁹.

¹⁸. La Encuesta de Movimiento de Viajeros en Establecimientos Hoteleros experimentó un cambio metodológico en el año 1999 que produjo un incremento en el número de entrantes, el número de pernoctaciones y el número de empleados en establecimientos hoteleros. En la estimación se usan series que controlan previamente dicho efecto. ¹⁹. El *stock* de inversión directa en inmuebles se construye agregando los flujos nominales de inversión extranjera directa en bienes inmuebles realizada por no residentes de la Balanza de Pagos deflactados por el precio medio por metro cuadrado en la costa de vivienda nueva y usada.

- c) Indicadores asociados al gasto de excursionistas²⁰ no residentes. Se considera el número de excursionistas que entran por fronteras, de FRONTUR.
- d) Indicadores relacionados con el gasto de viajeros alojados en establecimientos reglados y no reglados, así como con el gasto de excursionistas: indicador de pasajeros en vuelos internacionales (regulares y no regulares), del Ministerio de Fomento; indicador de gasto total (turistas y excursionistas) sin incluir el transporte internacional, de EGATUR, e indicador de comercio al por menor (ICM) a precios constantes y ajustado por días hábiles.

Especificación del modelo
dinámico factorial

Una vez seleccionados los indicadores considerados, y antes de especificar el modelo, es necesario llevar a cabo una serie de transformaciones tanto en los ingresos nominales de turismo como en los indicadores considerados. En primer lugar, dado que la mayor parte de los indicadores son indicadores reales, se ha considerado como variable objetivo del análisis la variable de ingresos por turismo en términos reales. Esta variable se ha obtenido deflactando los ingresos nominales mediante un índice de precios representativo del turismo de no residentes, calculado como media ponderada de índices de precios de consumo para grupos COICOP, con ponderaciones representativas del gasto de no residentes obtenidas a partir de la información de la Cuenta Satélite del Turismo.

Por otra parte, tanto los ingresos de turismo como los indicadores de turismo muestran un fuerte componente estacional y no estacionario, que puede dar lugar a que los métodos de estimación encuentren relaciones espurias entre los mismos. Con el objetivo de obtener relaciones estables entre las variables, se han transformado las series originales, aplicado diferencias anuales logarítmicas para eliminar la estacionalidad y primeras diferencias de las series resultantes para evitar la presencia de raíces unitarias²¹. El cuadro A.1 del anejo A muestra las correlaciones entre las series de indicadores y las series de ingresos reales así transformados. Para calcular las correlaciones entre cada par de series de indicadores se utiliza la muestra disponible común a ambas series, mientras que para calcular las correlaciones de los ingresos de turismo reales con los indicadores de turismo solo se utiliza la información de la serie hasta diciembre de 2004. Como se puede observar, las máximas correlaciones entre los ingresos por turismo, en términos reales, y los indicadores de turismo se producen para las variables de pernoctaciones de residentes en el extranjero (de la EOH), turistas que entran por fronteras alojados en hoteles (de FRONTUR) y pasajeros en vuelos internacionales (del Ministerio de Fomento). Al mismo tiempo, estas series muestran altas correlaciones entre sí y con algunos otros indicadores de turismo considerados.

Parece obvio que el método estadístico elegido para combinar la información de los distintos indicadores y los ingresos de turismo debería tener en cuenta la evidencia empírica aportada por estas correlaciones, y asignar una mayor ponderación a los indicadores más correlacionados con los ingresos de turismo. Un método que asigna ponderaciones de acuerdo con este criterio es el método de componentes principales, que define estos como aquellas combinaciones lineales, mutuamente ortogonales, de indicadores que maximizan la correlación conjunta de los indicadores transformados y estandarizados. Sin embargo, dicho método presenta el inconveniente de que ignora la dinámica presente en las correlaciones de las series, rasgo que puede ser muy relevante en el caso que se analiza. Por esta razón, en este trabajo se opta por especificar un modelo factorial que sí tiene en cuenta la naturaleza diná-

²⁰. El gasto de los excursionistas no residentes, es decir, aquellos viajeros que no pernoctan, se incluye en la rúbrica de Turismo y viajes de la Balanza de Pagos. ²¹. En el caso de la serie de índice de ventas de grandes superficies, no se han utilizado diferencias logarítmicas anuales, sino diferencias anuales del índice.

mica de las correlaciones, en lugar de utilizar el método tradicional de componentes principales de naturaleza estática. No obstante, de cara a contrastar la robustez de los resultados, en el anejo B se desarrolla el método de componentes principales, con el que se obtienen unos resultados compatibles con los derivados a partir del uso del método factorial.

El modelo factorial considerado es una adaptación del modelo desarrollado en otro contexto por Mariano y Murasawa (2003). Denotando por x_t la serie transformada de ingresos de turismo, y z_t el vector integrado por los k indicadores de turismo transformados $z_{i,t}$, el modelo de factores dinámicos puede representarse del siguiente modo:

$$\begin{pmatrix} x_t \\ z_t \end{pmatrix} = \lambda f_t + \begin{pmatrix} u_{xt} \\ u_{zt} \end{pmatrix} \quad [2]$$

donde f_t representa el factor común que afecta a la dinámica tanto de los ingresos de turismo como de los indicadores, y u_{xt} y $u_{zt} = (u_{1t}, \dots, u_{kt})$ recogen los componentes idiosincrásicos aleatorios que afectan a los ingresos de turismo y a los indicadores, respectivamente. El vector λ es un vector $[(k + 1) \times 1]$ de coeficientes denominados factores de carga, que recogen el peso con el que entra el factor en la ecuación de cada variable. A su vez, tanto el factor común como los componentes idiosincrásicos incorporan una dinámica en sus procesos:

$$\phi_f(L) f_t = v_{ft} \quad [3]$$

$$\Phi_x(L) u_{xt} = v_{xt} \quad [4]$$

$$\Phi_i(L) u_{it} = v_{it}, \quad i = 1, \dots, k \quad [5]$$

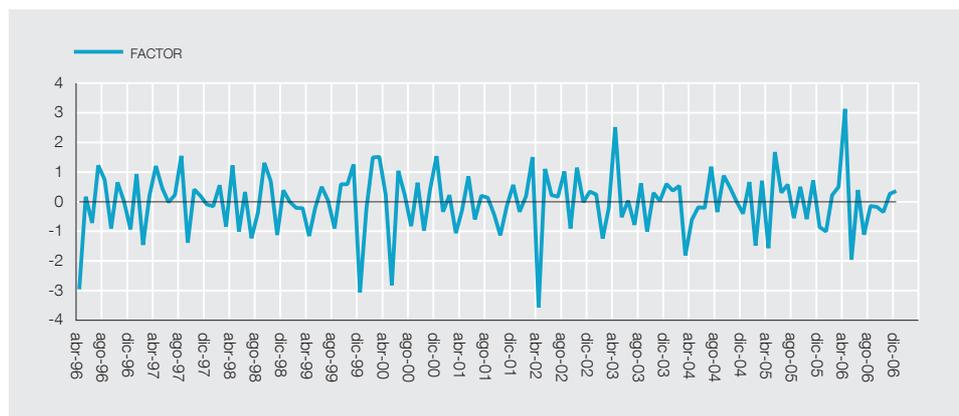
donde $\phi_f(L)$ es un polinomio de orden p en el operador de retardos, y $\Phi_x(L)$ y $\Phi_i(L)$ denotan los polinomios de orden q_x y q_i asociados a los ingresos reales transformados y al indicador i -ésimo transformado. Además, los términos de perturbación siguen la siguiente distribución:

$$\begin{pmatrix} v_{ft} \\ v_{xt} \\ v_t \end{pmatrix} = \text{NID} \left(0, \begin{bmatrix} \sigma_f & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_x & 0 \\ 0 & 0 & \Omega \end{bmatrix} \right) \quad [6]$$

donde v_t es el vector de términos de error v_{it} y Ω denota su matriz de varianzas y covarianzas.

Cuando las variables son observadas en todo el período muestral, un modelo como el definido por las ecuaciones [2]-[6] constituye el procedimiento óptimo para extraer un indicador común representado por el factor que resume la información de los comovimientos del conjunto de indicadores seleccionados y de los ingresos de turismo en términos reales, siendo este un indicador coincidente del sector.

Sin embargo, en la práctica suelen existir series para las que no existen observaciones para todo el período muestral considerado, bien porque su primera observación aparece con posterioridad al inicio de la muestra (como es el caso del gasto EGATUR), o bien porque su último dato aparece antes del final de la muestra (como el caso de series como el *stock* de inversión extranjera directa en bienes inmuebles, cuyo último dato se publica con cierto retraso). En estos casos, una opción sería la de ignorar las series para las que no se dispone de toda la información en el momento de realizar la estimación. Sin embargo, estas series pueden aportar información muy valiosa sobre la serie que se quiere estimar, con lo que, al ignorarlas, se



FUENTE: Banco de España.

estaría perdiendo una información relevante. El modelo dinámico de factores propuesto por Mariano y Murasawa (2003) es especialmente útil en estos casos, porque permite no solo usar la información de series que están incompletas en el momento de realizar las estimaciones, sino que, además, el propio método permite generar estimaciones de los valores de la serie en períodos en los que algún dato no es observado. De esta forma, el modelo definido por las ecuaciones [2]-[6] puede extenderse para incluir la posibilidad de series no observables y admite una representación en el espacio de los estados. A partir de dicha representación, es posible estimar el modelo mediante el método de máxima verosimilitud usando el filtro de Kalman (véase el anejo C para una descripción de la formulación y estimación del modelo).

El procedimiento de estimación descrito se utiliza para estimar la nueva serie de ingresos de turismo en el período enero 2005-diciembre 2006. Para la obtención de dicha serie, se estima el modelo usando toda la información disponible acerca de los indicadores hasta diciembre de 2006, y la información de la serie de ingresos de turismo en el período enero 1995-diciembre 2004. A partir de las estimaciones del factor derivadas del modelo y la relación estimada entre los ingresos reales y el factor, es posible construir una serie revisada de ingresos de turismo en el período enero 2005-diciembre 2006.

RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN DEL MODELO FACTORIAL Y NUEVA SERIE DE INGRESOS DE TURISMO PARA EL PERÍODO 2005-2006

El modelo factorial especificado por las ecuaciones [2]-[6] y extendido para tener en cuenta el problema de no observación en algunas series es estimado para el período enero 1995-diciembre 2006. En el gráfico 4 se representa el factor estimado usando dicho modelo, mientras que en el cuadro 1 se presentan las estimaciones de los factores de carga (con sus errores estándar entre paréntesis) y el porcentaje de varianza de cada variable explicada por el factor común. Se puede observar que las variables para las que el factor de carga estimado es mayor en magnitud y para las que el factor explica un porcentaje superior de su variabilidad en el período considerado son las de viajeros residentes en el extranjero alojados en hoteles, pernoctaciones de residentes en el extranjero alojados en hoteles y la variable de ingresos reales de Balanza de Pagos. La variable de gasto EGATUR sin transporte internacional, aunque solo está disponible para un período relativamente corto (desde enero de 2004), también aparece con un factor de carga elevado, reflejando su poder explicativo como indicador directo del gasto de los no residentes.

Como se explicaba en la descripción del método, a partir de las estimaciones del modelo factorial para el período enero 1995-diciembre 2006 es posible obtener estimaciones de la variable de ingresos reales transformados para el período enero 2005-diciembre 2006. Los

**FACTORES DE CARGA Y PORCENTAJE DE VARIABILIDAD EXPLICADA
POR EL FACTOR COMÚN EN LA ECUACIÓN DE CADA VARIABLE**

CUADRO 1

Variable	Factor de carga (a)	% variabilidad explicada
Ingresos reales de Balanza de Pagos	0,77 (0,11)	68,4
Viajeros EOH	0,76 (0,09)	64,2
Pernoctaciones EOH	0,81 (0,12)	71,6
Turistas FRONTUR hotelero	0,50 (0,13)	27,9
Turistas FRONTUR no hotelero	0,32 (0,14)	10,2
Excursionistas FRONTUR	0,32 (0,15)	10,3
Pasajeros en vuelos internacionales	0,57 (0,08)	39,9
Personal EOH	0,38 (0,10)	14,3
ICM grandes superficies	0,12 (0,12)	1,2
IPH	0,44 (0,16)	21,6
EGATUR gasto sin transporte	0,62 (0,31)	49,1
Stock de inversión extranjera directa	0,02 (0,09)	2,9

FUENTE: Banco de España.

a. Errores estándar del factor de carga entre paréntesis.

**PESOS DE LAS VARIABLES EN ESTIMACIÓN DE INGRESOS DE
TURISMO 2005-2006 (a)**

CUADRO 2

Variable	Peso en estimación (a)
Viajeros EOH	19,0
Pernoctaciones EOH	23,2
Turistas FRONTUR hotelero	9,7
Turistas FRONTUR no hotelero	3,6
Excursionistas FRONTUR	3,3
Pasajeros en vuelos internacionales	18,0
Personal EOH	3,3
ICM grandes superficies	1,5
IPH	5,1
EGATUR gasto sin transporte	13,2
Stock de inversión extranjera directa	0,1
TOTAL	100

FUENTE: Banco de España.

a. Los pesos representan la ponderación estandarizada (suma de pesos igual a 100) con la que entra cada variable en la estimación de los ingresos de turismo transformados en el período 2005-2006.

pesos (ponderaciones estandarizadas para sumar 100) con los que entran las variables en la estimación de los ingresos por turismo de la Balanza de Pagos (véase anejo C para una descripción de cómo se definen estos pesos) en dicho período aparecen recogidos en el cuadro 2. Los indicadores parciales que contribuyen en mayor medida a la estimación final de los ingresos por turismo son las variables de viajeros alojados en hoteles y pernoctaciones de no residentes en hoteles de la EOH, pasajeros en vuelos internacionales y la variable de gasto EGATUR sin transporte internacional.

Una vez obtenidas las estimaciones para la variable de ingresos reales transformada, es posible deshacer la transformación realizada y obtener una nueva serie en niveles para el período enero 2005-diciembre 2006. A partir del deflactor de precios usado para convertir los ingresos



FUENTE: Banco de España.

nominales de turismo en reales, se obtendría una nueva serie de ingresos de turismo en términos nominales para dicho período.

En el gráfico 5 se presenta la comparación de las tasas de variación de la serie de ingresos por turismo anterior a la implementación del procedimiento y de la serie obtenida con el nuevo procedimiento, para el período enero 2005-diciembre 2006. Como se puede observar en el gráfico, las tasas de variación de la serie nueva presentan un perfil más suave que el de la serie anteriormente calculada²². La nueva serie muestra una tasa de crecimiento más elevada que la serie anterior en el mes de abril de 2006, coincidiendo con la Semana Santa. Este hecho tiene su reflejo en las tasas de variación interanual del segundo trimestre de 2006 (véase cuadro 3), el cual muestra un crecimiento más marcado cuando se considera la serie nueva. Por otra parte, mientras que el tercer trimestre de 2005 presenta una tasa de variación anual inferior a la de la serie nueva, tanto el cuarto trimestre de 2005 como el primer trimestre de 2006 presentan tasas de crecimiento más positivas que la serie anterior, en línea con la evolución de la mayor parte de los indicadores turísticos en dicho período. Al considerar las tasas de variación interanual para los años 2005 y 2006, se observa que mientras que con la serie nueva el nivel del año 2005 es similar al de la serie anterior, el nivel de 2006 de la serie nueva es sustancialmente superior. La tasa de variación de la serie nueva en 2006 es del 5,6% en términos nominales (1,5% en términos reales), frente a un crecimiento del 0,7% en términos nominales (-3,3% en términos reales) de la serie anterior.

El análisis de las propiedades estadísticas de la serie nueva de ingresos de turismo confirma que presenta unas propiedades estadísticas más en consonancia con las observadas en el pasado. En primer lugar, se trata de una serie menos volátil, conclusión que se obtiene repitiendo el contraste de ausencia de cambio estructural sobre las tasas de variación de la serie nueva sobre la base de la ecuación [1]²³. En segundo lugar, el descenso en la correlación dinámica entre las tasas de variación interanual de los ingresos reales y de los indicadores en los últimos años es menos pronunciado (véase gráfico A.1 en el anexo A, donde se representan las correlaciones dinámicas entre las tasas de variación de los ingresos reales y de los indicadores de pasajeros y del indicador construi-

²² La desviación estándar de las tasas de variación anual para la serie nueva en el período 2005-2006 es del 3,4%, frente al 9,2% para la serie anterior. La volatilidad de las tasas de variación es cercana a la que se observa en el período 1996-2000, período previo al cambio en el sistema de información que se siguió a raíz de la introducción de los billetes denominados en euros.

²³ En particular, el contraste de la hipótesis nula de ausencia de cambio estructural en la variabilidad de las tasas ($H_0 : \sigma^2 = 0$) tiene un p-valor de 0,63, no rechazándose la hipótesis nula. En este caso, tampoco se rechaza la hipótesis nula de ausencia de cambio estructural en la media de las tasas ($H_0 : \mu_2 = 0$) siendo el p-valor de la hipótesis igual a 0,9.

	Nivel serie anterior (a)	Tasa %	Nivel serie nueva (a)	Tasa %
2005 I TR	7.071,3	4,1	7.135,6	5,1
2005 II TR	8.331,1	-3,9	9.009,3	3,9
2005 III TR	14.664,8	13,9	13.856,1	7,6
2005 IV TR	8.427,5	4,9	8.557,3	6,5
2006 I TR	6.532,7	-7,6	7.349,7	3,0
2006 II TR	8.577,1	3,0	10.004,2	11,0
2006 III TR	15.231,1	3,9	14.532,4	4,9
2006 IV TR	8.404,7	-0,3	8.823,6	3,1
Año 2005	38.494,7	5,8	38.558,3	6,0
Año 2006	38.745,6	0,7	40.709,9	5,6

FUENTE: Banco de España.

a. Millones de euros.

do como media ponderada de indicadores de turismo). Finalmente, la nueva serie también presenta un perfil estacional más coherente con el observado en la serie histórica.

Conclusiones

En este artículo se ha llevado a cabo una descripción del nuevo procedimiento de estimación de la rúbrica de ingresos de turismo de la Balanza de Pagos. La aplicación de este nuevo procedimiento debe considerarse como un paso más en el proceso de mejora continua de la medición de la rúbrica llevado a cabo desde el año 2002, momento a partir del cual el método utilizado para estimar los ingresos por turismo de no residentes perdió su validez, en el marco de colaboración entre el Instituto Nacional de Estadística, el Instituto de Estudios Turísticos y el Banco de España.

El nuevo procedimiento aplica una metodología estadística factorial que combina la información de los ingresos de turismo de no residentes y de un conjunto de indicadores de la actividad y del gasto asociado al sector turístico. La principal ventaja del método es la asignación de ponderaciones a los distintos indicadores, de acuerdo con un criterio estadístico que tiene en cuenta la evolución dinámica conjunta de los ingresos de turismo y de los indicadores.

Los resultados del nuevo método se han aplicado a la serie de ingresos de turismo en el período 2005-2006, años para los que el análisis de los datos obtenidos con el procedimiento anterior apuntaba una pérdida de fiabilidad del procedimiento seguido. En términos absolutos, comparando la serie anterior con la serie obtenida con el nuevo procedimiento, la revisión conlleva un incremento del 2,6% de los ingresos de la rúbrica Turismo y viajes de la Balanza de Pagos en los dos años del período 2005-2006, siendo especialmente significativo en el último año (incremento del 5,1%, debido a que la tasa de variación interanual estimada en 2006 pasa del 0,7% en términos nominales con la serie anterior al 5,6% con la serie nueva). La evolución de la nueva serie de ingresos de turismo es, de este modo, más coherente con la de los principales indicadores turísticos en el período considerado, y además muestra unas propiedades estadísticas más en línea con sus propiedades históricas, tanto en términos de volatilidad en las tasas de variación como de correlación con los principales indicadores turísticos y de perfil estacional.

18.4.2007.

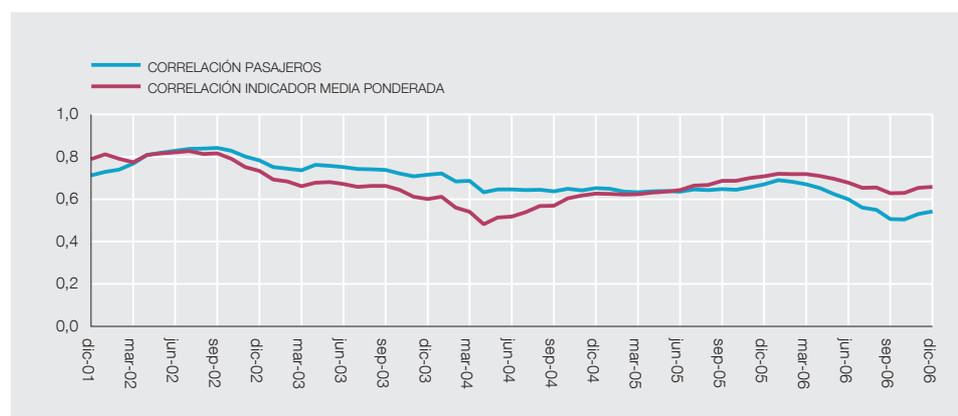
BIBLIOGRAFÍA

- BANCO DE ESPAÑA (2004). «Nota metodológica», *La Balanza de Pagos y la Posición de Inversión Internacional de España*, cap. 5, pp. 155-159.
- FMI (1993). *Manual de Balanza de Pagos*, quinta edición.
- MARIANO, R., y Y. MURASAWA (2003). «A new coincident index of Business cycles based on Monthly and Quarterly series», *Journal of Applied Econometrics*, 18, pp. 427-443.
- ONU (1993). *Manual del Sistema Nacional de Cuentas Nacionales, SNA93*.
- (2002). *Manual de Estadísticas de Comercio Internacional de Servicios*.
- STOCK, J., y M. WATSON (2002). «Macroeconomic Forecasting using Diffusion Indexes», *Journal of Business and Economic Statistics*, 20, pp. 147-162.

ANEJO A

CORRELACIÓN DINÁMICA ENTRE LAS TASAS DE VARIACIÓN INTERANUAL DE SERIE NUEVA DE INGRESOS DE TURISMO REALES Y LAS TASAS DE VARIACIÓN INTERANUAL DE INDICADOR DE PASAJEROS EN VUELOS INTERNACIONALES E INDICADOR DE MEDIA PONDERADA

GRÁFICO A.1



FUENTE: Banco de España.

CORRELACIONES DE INDICADORES TRANSFORMADOS E INGRESOS DE TURISMO REALES

CUADRO A.1

	IBPreal	ViajEOH	PtEOH	PerEOH	ICM	FHOT	FNHOT	FEXC	IPH	PAS	EGA	SIED
IBPreal	1,00	0,42	0,54	0,16	0,21	0,54	0,19	0,24	0,45	0,51	NA	-0,03
ViajEOH	0,42	1,00	0,87	0,68	0,21	0,29	0,34	0,22	0,31	0,49	0,55	-0,01
PtEOH	0,54	0,87	1,00	0,72	0,17	0,25	0,21	0,15	0,35	0,42	0,53	-0,04
PerEOH	0,16	0,68	0,72	1,00	0,12	0,17	0,18	0,13	0,57	0,36	0,80	-0,07
ICM	0,21	0,21	0,17	0,12	1,00	0,18	0,31	0,22	-0,11	0,28	-0,25	-0,05
FHOT	0,54	0,29	0,25	0,17	0,18	1,00	0,31	0,35	0,48	0,75	0,64	-0,08
FNHOT	0,19	0,34	0,21	0,18	0,31	0,31	1,00	0,25	0,35	0,55	0,60	-0,11
FEXC	0,24	0,22	0,15	0,13	0,22	0,35	0,25	1,00	0,21	0,47	0,41	-0,12
IPH	0,45	0,31	0,35	0,57	-0,11	0,48	0,35	0,21	1,00	0,55	0,71	-0,18
PAS	0,51	0,49	0,42	0,36	0,28	0,75	0,55	0,47	0,55	1,00	0,77	-0,13
EGA	NA	0,55	0,53	0,80	-0,25	0,64	0,60	0,41	0,71	0,77	1,00	-0,06
SIED	-0,03	-0,01	-0,04	-0,07	-0,05	-0,08	-0,11	-0,12	-0,18	-0,13	-0,06	1,00

FUENTE: Banco de España.

Nota: El cuadro muestra las correlaciones de las series de indicadores y de los ingresos de turismo reales en primeras diferencias de las diferencias anuales logarítmicas. Para calcular las correlaciones entre cada par de indicadores se utiliza la muestra disponible común a ambas series, mientras que para calcular las correlaciones de los ingresos de turismo reales con los indicadores solo se utiliza la muestra hasta diciembre de 2004 usada en la estimación del modelo. IBPreal denota la variable de ingresos de turismo reales de Balanza de Pagos, ViajEOH denota la variable de viajeros residentes en el extranjero alojados en hoteles de la EOH, PtEOH denota la variable de pernoctaciones de residentes alojados en el extranjero alojados en hoteles de la EOH, PerEOH denota la variable de personal empleado de establecimientos hoteleros en Comunidades Autónomas de mayor relevancia en términos de turistas que entran por fronteras, ICM denota el índice de comercio al por menor en grandes superficies a precios constantes y ajustado por días hábiles, FHOT denota la variable de turistas que se alojan en hoteles de FRONTUR, FNHOT denota la variable de turistas que se alojan en otro alojamiento distinto del hotelero de FRONTUR, FEXC denota la variable de excursionistas de FRONTUR, IPH denota el índice de precios hoteleros, PAS es pasajeros en vuelos internacionales, EGA es gasto EGATUR real sin incluir transporte internacional, SIED es stock de inversión extranjera directa en bienes inmuebles.

ANEJO B
Estimación de serie
de ingresos de turismo
basada en el método
de componentes
principales

Con el objetivo de contrastar la robustez de los resultados obtenidos con el método factorial, en esta sección se presenta la estimación de componentes principales que propusieron Stock y Watson (2002), así como la serie nueva de ingresos de turismo obtenida usando dicha metodología. En este modelo se supone que las k variables que hemos usado como indicadores incluidos en el vector z_t pueden ser representadas como la suma de dos componentes no observables:

$$z_t = Ag_t + e_t \quad [B.1]$$

Donde g_t denota un vector ($r \times 1$) de factores comunes denominados componentes principales (con $r < k$). El segundo componente hace referencia al componente idiosincrásico de cada una de las series de indicadores. La matriz A con k filas y r columnas establece la relación entre los factores comunes y las series de referencia.

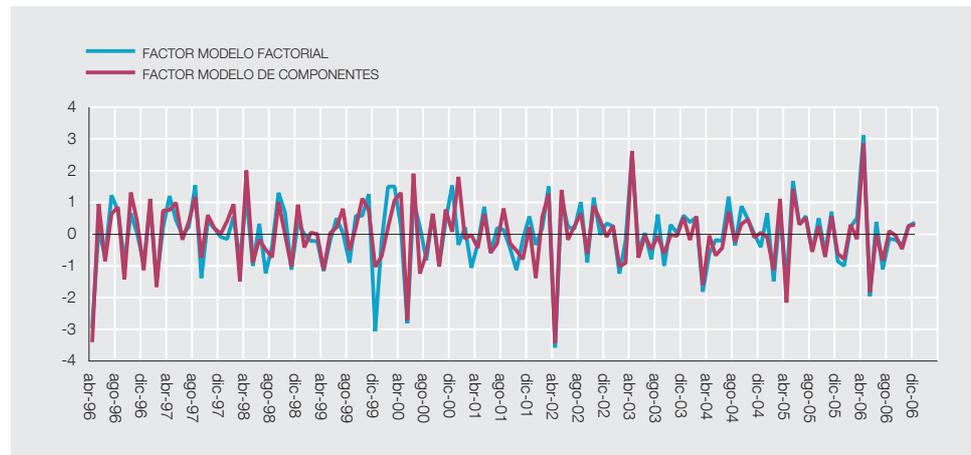
Esta especificación presenta la ventaja de que se puede estimar de forma sencilla usando el método estándar de componentes principales. Supongamos que no existen problemas de observaciones ausentes en ninguna de las variables que hemos usado como indicadores. En este caso, si llamamos Z a la matriz de dimensión ($T \times k$) de observaciones de los indicadores y G a la matriz de dimensión ($T \times r$) de los factores, los factores estimados se obtienen a partir de la expresión $\hat{G} = Z\hat{A}/k$, donde \hat{A} es la matriz definida por $k^{1/2}$ multiplicado por los r vectores propios asociados a los r mayores valores propios de la matriz $Z'Z$. Los componentes principales se definen a partir de la matriz de correlaciones entre las variables.

En el ejercicio que se realiza en este trabajo, donde hay series con observaciones ausentes, se puede aplicar un algoritmo basado en los siguientes pasos:

1. Se obtiene una estimación inicial de la matriz A y de los factores comunes usando los indicadores para los que no hay problema de observaciones ausentes.
2. Con esos factores preliminares obtenemos una estimación de los datos ausentes para las series incompletas.
3. Usando las series completas y las series que se han completado en la etapa anterior mediante predicciones, obtenemos una nueva estimación de los factores comunes.

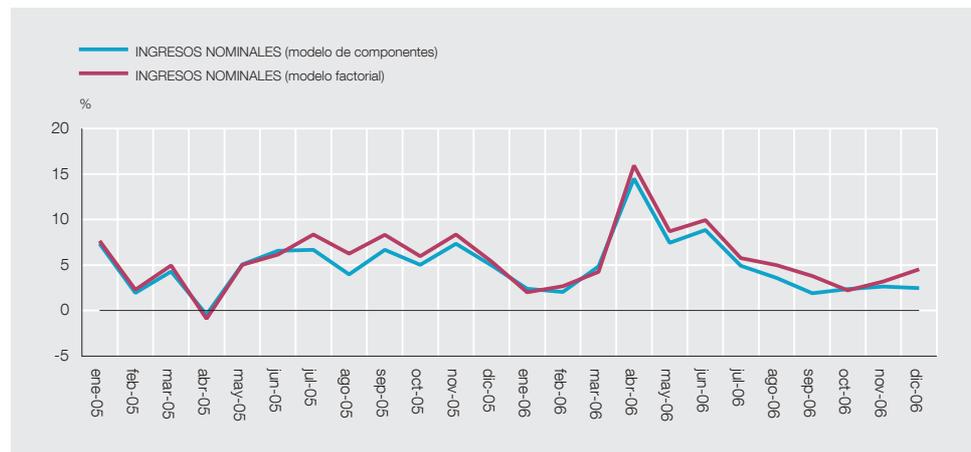
El algoritmo definido por los pasos 1-3 se repite hasta que la diferencia entre los valores propios de las iteraciones es suficientemente pequeña. El método de estimación empleado para obtener los factores presenta la desventaja, con respecto al método factorial, de que no supone dinámica ni en el factor ni en los términos idiosincrásicos. Por otra parte, a diferencia del método factorial, que establece una relación entre los ingresos por turismo y los factores a través de la estimación del modelo, en el caso del método de componentes principales se necesita especificar una función de transferencia que relacione la variable de ingresos reales de turismo con los factores comunes estimados.

En nuestro caso, en primer lugar se ha estimado el modelo de componentes principales definido por la ecuación [B.1]. En el gráfico B.1 se compara el primer factor obtenido del modelo de componentes principales que explica un porcentaje mayor de la variabilidad conjunta con el factor que se obtenía en el modelo factorial. Como se puede observar, el perfil de los factores estimados usando ambos modelos es similar.



FUENTE: Banco de España.

TASAS DE VARIACIÓN INTERANUAL DE INGRESOS DE TURISMO NOMINALES SERIES NUEVAS DEL MODELO FACTORIAL Y DEL MODELO DE COMPONENTES



FUENTE: Banco de España.

A continuación, usando cuatro factores (que explican aproximadamente un 90% de la variabilidad), se estima la siguiente función de transferencia para el período 1995-2004 sobre la transformación estacionaria de los ingresos reales:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha'g_t + e_t \quad [B.2]$$

donde $e_t = b_0u_t + b_2u_{t-1}$, y $u_t \sim iid(0, \sigma^2)$. A partir de esta función de transferencia y proyectando los valores de los factores en 2005-2006, se obtiene una estimación de los ingresos de turismo reales transformados en dicho período. Una vez que se deshace la transformación de la variable de ingresos reales, se convierten estos a términos nominales, obteniéndose una estimación de los ingresos nominales de turismo en el período 2005-2006. En el gráfico B.2 se comparan las tasas de variación interanual para la serie nuevas de ingresos nominales de turismo obtenidas con el modelo de componentes principales y con el modelo factorial. Como se puede observar, el perfil de las tasas de variación interanual de los ingresos nominales estimadas con los dos métodos es bastante similar, siendo ligeramente superiores las tasas obtenidas a partir del método factorial.

ANEJO C

Formulación del modelo factorial dinámico en términos del espacio de los estados y filtro de Kalman

El modelo factorial descrito por las ecuaciones [2]-[6] en el texto tiene una representación estándar en el espacio de los estados definida por las siguientes ecuaciones:

$$Y_t = H\beta_t \tag{C.1}$$

$$\beta_t = F\beta_{t-1} + v_t \quad v_t \sim N(0, Q) \tag{C.2}$$

que, en nuestro caso, implica²⁴:

$$Y_t = (x_t \quad z_t), \beta_t = (f_t \quad f_{t-1} \quad u_{xt} \quad u_{xt-1} \quad u_{1t} \quad u_{1t-1} \quad u_{2t} \quad u_{2t-1} \dots u_{kt} \quad u_{kt-1}),$$

$$H = \begin{pmatrix} \lambda_x & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ \lambda_1 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ \lambda_2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ \dots & \dots \\ \lambda_k & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 1 & 0 \end{pmatrix} \tag{C.3}$$

$$F = \begin{pmatrix} \phi_{f1} & \phi_{f2} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \phi_{x1} & \phi_{x2} & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \phi_{11} & \phi_{12} & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \phi_{21} & \phi_{22} & \dots & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ \dots & \dots \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & \phi_{k1} & \phi_{k2} \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 1 & 0 \end{pmatrix} \tag{C.4}$$

$$v_t = (v_{ft} \quad 0 \quad v_{xt} \quad 0 \quad v_{1t} \quad 0 \quad v_{2t} \quad 0 \dots v_{kt} \quad 0) \tag{C.5}$$

$$Q = \begin{pmatrix} \sigma_f & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_x & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \sigma_1 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \sigma_2 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ \dots & \dots \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & \sigma_k & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \end{pmatrix} \tag{C.6}$$

La formulación del espacio de los estados definida por las ecuaciones [C.1]-[C.2] se puede adaptar al caso en el que hay valores ausentes de algunas series. Supongamos que para una serie y_t (puede ser la serie transformada de ingresos por turismo o cualquiera de los indicadores) hay un problema de datos no observados. Para los períodos para los que la serie se observa, denotados por τ , se usa la serie temporal original. Sin embargo, para los períodos para los que no se observa la serie, denotados por υ , se supone que el dato es la realización de

24. Suponemos dos retardos para todas las variables para captar de forma parsimoniosa la mayor variedad posible de dinámicas cíclicas.

una variable aleatoria que no depende de los parámetros a estimar del modelo. Es decir, que para dicha serie se tiene:

$$y_t^+ = \begin{cases} y_t & \text{si } t = \tau \\ w_t & \text{si } t = \nu \end{cases} \quad [\text{C.7}]$$

donde, por simplicidad, se supone que $w_t \sim N(0, 1)$. Es importante destacar que y_t^+ es una serie observada para el período muestral completo. Sin pérdida de generalidad, supongamos que la única variable para la que hay problemas de valores no observados de las variables en algún período de la muestra sea la de ingresos de turismo. En este caso, podemos escribir el modelo para los períodos para los que la variable de ingresos se observa como:

$$\begin{pmatrix} x_\tau \\ z_\tau \end{pmatrix} = \lambda f_\tau + \begin{pmatrix} u_{x\tau} \\ u_{z\tau} \end{pmatrix} \quad [\text{C.8}]$$

y para los períodos para los que no se observa como:

$$\begin{pmatrix} x_\nu \\ z_\nu \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 \\ \lambda_z f_\nu \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0 \\ u_{z\nu} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} w_\nu \\ 0 \end{pmatrix} \quad [\text{C.9}]$$

donde $\lambda_z = (\lambda_1, \dots, \lambda_k)$.

El sistema de ecuaciones [C.8]-[C.9] admite una representación en el espacio de los estados. En particular, denotando por H_1 el vector $[1 \times (2k + 4)]$ que recoge la primera fila de la matriz H y por H_2 la matriz $[k \times (2k + 4)]$ que recoge las k filas restantes de la matriz H , se tiene la representación:

$$Y_t^+ = H_t \beta_t + w_{1t} \quad [\text{C.10}]$$

$$\beta_t = F \beta_{t-1} + v_t \quad v_t \sim N(0, Q) \quad [\text{C.11}]$$

donde $Y_t^+ = (x_t^+ z_t^+)$ con $x_t^+ = x_t$ en períodos en los que la variable de ingresos es observable y $x_t^+ = w_t$ en otro caso, $H_t = \begin{pmatrix} H_{1t} \\ H_2 \end{pmatrix}$, con $H_{1t} = H_1$ en períodos en los que la variable de ingresos es observable y un vector de ceros en otro caso, y $w_{1t} = (\omega_t, 0)'$, siendo ω_t igual a 0 si la variable de ingresos es observable, e igual a w_t si la variable de ingresos no es observable.

A partir del sistema de ecuaciones [C.10]-[C.11] se puede escribir la función de verosimilitud de la muestra completa Y_t^+ . Esto es posible debido a que la distribución de la variable w_t no depende de los parámetros del modelo y, por consiguiente, la verosimilitud conjunta de la muestra completa es equivalente a la de la muestra incompleta, excepto por un factor de escala [véase Mariano y Murasawa (2003)]. Los momentos que entran en la función de verosimilitud dependen de la media y varianza condicional de β_t con información hasta $t - 1$, denotados por $\beta_{t|t-1}$ y $P_{t|t-1}$.

Supóngase que en un momento determinado del tiempo t partimos de unos valores iniciales de $\beta_{t/t}$ y de su matriz de varianzas y covarianzas $P_{t/t}$. El filtro de Kalman permite actualizar el valor de la media y la varianza usando las ecuaciones de predicción $\beta_{t+1/t} = F \beta_{t/t}$ y $P_{t+1/t} = F P_{t/t} F' + Q$.

A partir de esos valores se puede calcular la predicción de las variables del vector Y^+ en $t+1$ con información hasta t $Y_{t+1/t}^+ = H_{t+1}\beta_{t+1/t}$, con error de predicción $n_{t+1/t} = Y_{t+1}^+ - Y_{t+1/t}^+ = Y_{t+1}^+ - H_{t+1}\beta_{t+1/t}$ y su varianza $\text{vn}_{t+1/t} = H_{t+1}P_{t+1/t}H_{t+1}' + R_{t+1}$, donde R_{t+1} es igual a una matriz de ceros en el caso de que los ingresos sean observables, e igual a la matriz $\begin{bmatrix} 1 & 0_{1 \times k} \\ 0_{k \times 1} & 0_{k \times k} \end{bmatrix}$ en períodos en los que los ingresos no son observables.

Para realizar la estimación por máxima verosimilitud usando un procedimiento recursivo, solo nos falta describir cómo se produce la actualización de los valores de $\beta_{t+1/t+1}$ y $P_{t+1/t+1}$ que entran en las ecuaciones de predicción. La actualización de dichos valores se realiza usando las ecuaciones de adaptación del filtro:

$$\beta_{t+1/t+1} = \beta_{t+1/t} + K_{t+1}n_{t+1/t}$$

$$P_{t+1/t+1} = P_{t+1/t} - K_{t+1}H_{t+1}P_{t+1/t}$$

donde la matriz $K_{t+1} = P_{t+1/t}H_{t+1}'(H_{t+1}'P_{t+1/t}H_{t+1} + R_{t+1})^{-1}$ es la matriz de ganancia de Kalman.

Combinando las ecuaciones de predicción y de adaptación del filtro, se obtiene la serie de momentos $\beta_{t/t-1}$ y $P_{t/t-1}$ que entran en la función de verosimilitud para un vector dado de parámetros.

En cuanto al mecanismo automático por el que se obtiene una serie nueva de ingresos de turismo usando el modelo factorial, basta con tener en cuenta que el filtro permite evaluar el valor de β_τ (donde τ es un mes del período enero 2005-diciembre 2006) con información disponible hasta τ usando la ecuación de adaptación $\beta_{\tau/\tau} = \beta_{\tau/\tau-1} + K_\tau n_{\tau/\tau-1}$ y los valores estimados $\beta_{\tau/\tau-1}$ con información hasta $\tau - 1$. Para un valor τ suficientemente grande y para series estacionarias se puede demostrar que k_τ converge a una matriz constante K de tal forma que, manipulando dicha expresión, se llega a que $\beta_{\tau/\tau} = [I - (I - KH)FL]^{-1} KY_\tau^+$ (con L denotando el operador de retardos, I denotando la matriz identidad de k filas y k columnas, y H denotando la matriz de constantes definida por H_t en los períodos en los que los ingresos no son observados), lo que implica que $\beta_{\tau/\tau}$ se puede escribir como una media ponderada de los valores del vector Y_τ^+ . Insertando $\beta_{\tau/\tau}$ en la ecuación [C.10], se obtiene la estimación de los ingresos reales de turismo (transformados) para el período τ , que está definida por el primer elemento del vector $H [I - (I - KH) FL]^{-1} KY_\tau^+$. Por lo tanto, las ponderaciones de cada indicador en la estimación de los ingresos de turismo en los períodos en los que estos no están disponibles están definidas por los elementos de la primera fila de la matriz $H [I - (I - KH) FL]^{-1} K$.

