

Seminario de Integración y aplicación  
Licenciatura en Economía  
1er. cuatrimestre 2022  
Curso: Ivarola

**Evaluación del trabajo final**

---

**Datos del Alumno**

Número de Registro: 891857

Apellido y nombre: Fernández Apenburg, Andrés Emilio

**Datos del Tutor**

Apellido y nombre: Rossignolo Darío Alejandro

Cargo (Titular, Asociado o Adjunto / Regular o Interino): Adjunto regular

Materia: Finanzas Públicas / Macroeconomía I

E-mail: darossignolo@economicas.uba.ar

**Título del trabajo:** *Respuesta de la demanda de turismo ante ataques terroristas: una estimación empírica para Europa, 2010-2019*

---

**Fundamentos de la evaluación**

El alumno ha desarrollado un pormenorizado análisis del impacto de los ataques terroristas sobre la demanda de turismo a nivel europeo, incluyendo una profunda revisión de la literatura en la materia y desarrollando un modelo propio con fundamentos econométricos sólidos, revelando profundo conocimiento de los temas incluidos en la tesina.

**Nota (Letra y número): 10 (diez)**

---

(La nota final debe estar entre 7 y 10 puntos para la aprobación del Seminario)



DARIO ROSSIGNOLO

---

Firma y aclaración  
del Tutor

02	07	22
----	----	----

Fecha

Universidad de Buenos Aires  
Facultad de Ciencias Económicas

Licenciatura en Economía  
Seminario de Integración y Aplicación



## Respuesta de la demanda de turismo ante ataques terroristas: una estimación empírica para Europa, 2010-2019

Andrés Fernández Apenburg (n° registro 891857)

Tutor: Dr. Darío Rossignolo

## Índice

---

Resumen.....	3
Abstract .....	3
1. Planteo del problema y relevancia .....	3
2. Revisión de la literatura teórica .....	6
3. Revisión de la literatura empírica .....	8
4. Hipótesis.....	9
5. Datos .....	10
6. Especificación econométrica .....	12
7. Resultados de la estimación.....	15
8. Cálculo de las pérdidas estimadas de divisas .....	18
9. Conclusión.....	21
Apéndice I: estadística descriptiva de la muestra.....	23
Apéndice II: comparación con estimaciones alternativas .....	26
Apéndice III: supuesto sobre la función de utilidad .....	28
Bibliografía.....	29

## Resumen

---

Este trabajo trata acerca de una serie de shocks de demanda que experimentó la industria turística europea a mediados de la década de los 2010. El antecedente de un atentado terrorista en un país afecta la percepción del riesgo de visitarlo en comparación con otros, y por lo tanto puede afectar la elección de destinos para los turistas internacionales. En consecuencia, estos sucesos tienen un impacto sobre la demanda de turismo extranjero en los países afectados. Para evaluar empíricamente si esta relación sigue existiendo en el período a analizar, se usa un panel de países pertenecientes y adyacentes a la Unión Europea, con medidas de demanda de turismo y ataques terroristas entre 2010 y 2019. Se encuentra una relación negativa entre terrorismo y turismo, la cual se utiliza para estimar las pérdidas de divisas en los países afectados. Se encuentra un impacto económico en un orden de magnitud similar a la de estimaciones previas.

## Abstract

---

This work assesses a series of demand shocks to the European tourism industry in the mid-2010s. Past terrorist attacks in a country affects risk perceptions of making a visit in comparison with other countries, and can thus affect the destination choices of international tourists. Consequently, these events have an impact on foreign tourist demand in afflicted countries. In order to empirically evaluate whether this relationship still holds for the analysed period, a data panel with measures of tourism demand and terrorist attacks between 2010 and 2019 is built for EU and EU-adjacent countries. An inverse relationship between terrorism and tourism was found, which was used to estimate the foreign currency losses for afflicted countries. The economic impact is on a similar order of magnitude in comparison with previous estimates.

### 1. Planteo del problema y relevancia

---

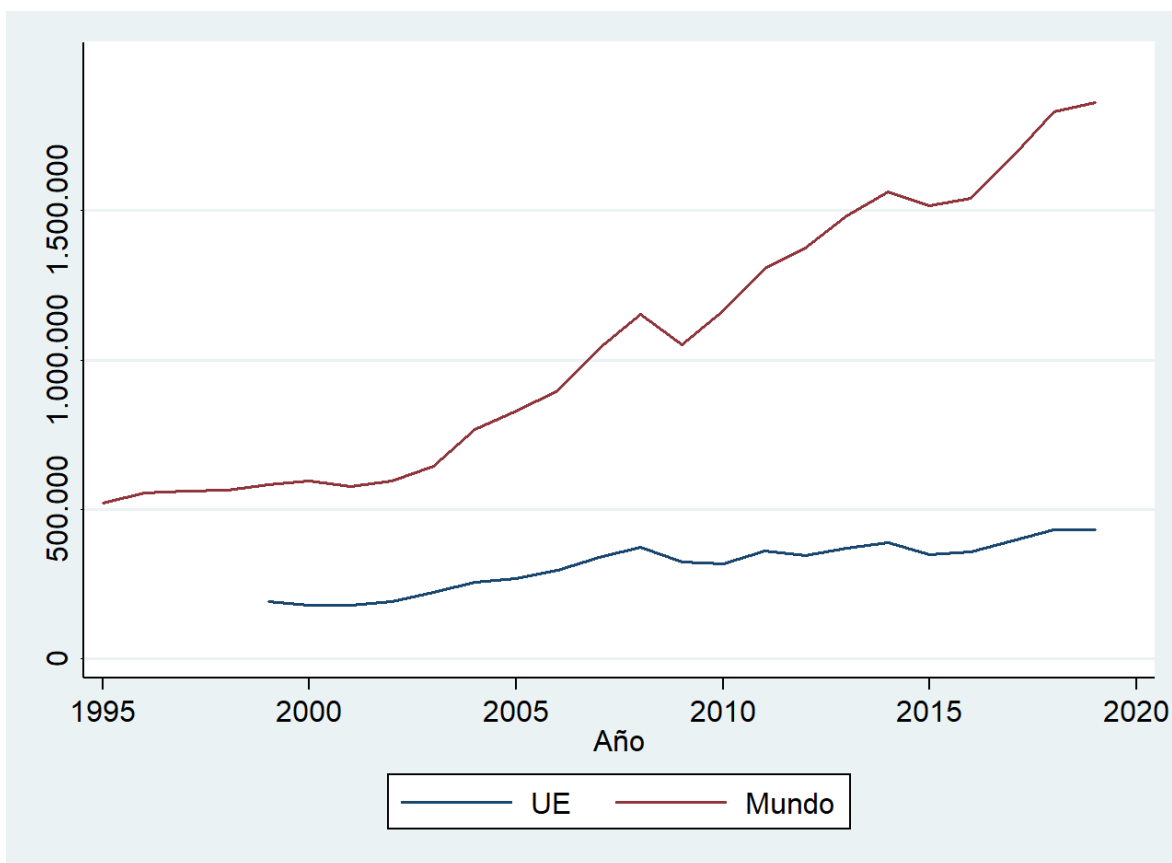
El turismo es una de las actividades económicas que, a la par de la globalización, tuvieron las más altas tasas de crecimiento en las últimas décadas. Los arribos turísticos internacionales<sup>1</sup> crecieron de 25 millones en 1950 a 1.087 millones en 2013. En el mismo período, los gastos internacionales en turismo crecieron de US\$ 2.000 millones a US\$ 1,1 billones (World Tourism Organisation, 2016). Ajustando por inflación (Bureau of Labor Statistics, 2022), se trata de una tasa anual acumulativa de 6,71%. Como medida de referencia, el PIB mundial creció a una tasa anual acumulativa de

---

<sup>1</sup> Definidos como visitas con al menos una noche de duración.

3,59% de 1960 a 2013 (Banco Mundial, 2022). Década tras década, las reducciones en los costos de transporte y la flexibilización de las barreras económicas y administrativas a la circulación de personas hicieron que esta industria creciera como proporción de la economía en su conjunto.

*Figura 1: Ingresos de divisas por turismo internacional, en miles de millones de US\$ corrientes*



*Fuente: Banco Mundial*

La Unión Europea (UE) en 2013 representaba un 18% de la economía mundial, pero un 40% de los arribos turísticos internacionales y un 35% de los ingresos por turismo internacional. Sin embargo, su importancia relativa en el mercado turístico internacional ha declinado en el siglo XXI, como muestra la Figura 1. Previo a la pandemia de coronavirus, se proyectaba que en 2030 la UE recibiría 107 visitas turísticas por cada 100 habitantes, aproximadamente cinco veces el promedio mundial (World Tourism Organisation, 2016).

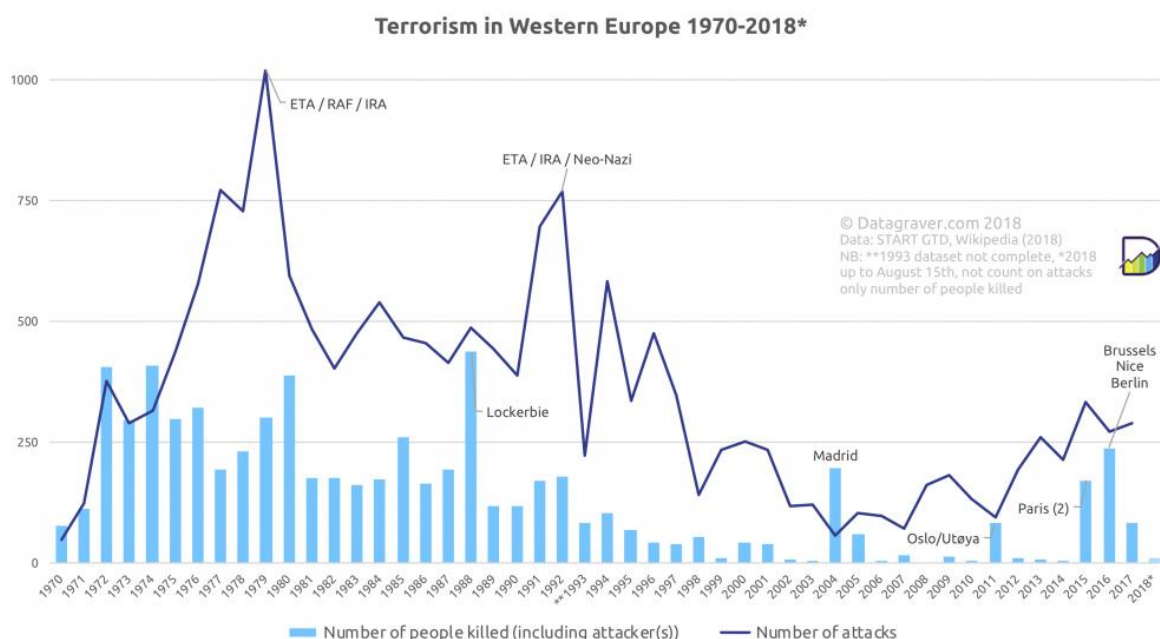
Al mismo tiempo, la industria turística es uno de los sectores más vulnerables ante un deterioro en las condiciones internacionales de seguridad, tal como se muestra en las

secciones 2 y 3. Por lo tanto, entender estas interacciones es relevante para conocer la evolución sectorial y el desempeño económico de países cuya economía y balanza de pagos es más intensiva en turismo o enfrenta esta clase de desafíos de seguridad.

Como muestran las siguientes dos secciones, la literatura académica sobre el estudio de la economía del turismo y su relación con el terrorismo es un campo establecido desde hace varias décadas. Sin embargo, todavía no existe un estudio cuantitativo sobre el impacto de hechos más recientes, como la oleada de terrorismo en Europa a mediados de la década de 2010, cuando el número de ataques por año en Europa Occidental llegó a los niveles más altos desde la década de 1990, tal como muestra la Figura 2. El número de ataques terroristas planeados (llevados a cabo o prevenidos por las autoridades) entre 2014 y 2016 fue de 4, y 2015 fue el año en que esta cifra alcanzó su mayor número desde 1994 (Nesser et al., 2016). La mayoría de los ataques planeados (38 de 42) en este período fueron obra de elementos vinculados a la organización yihadista Estado Islámico (EI).

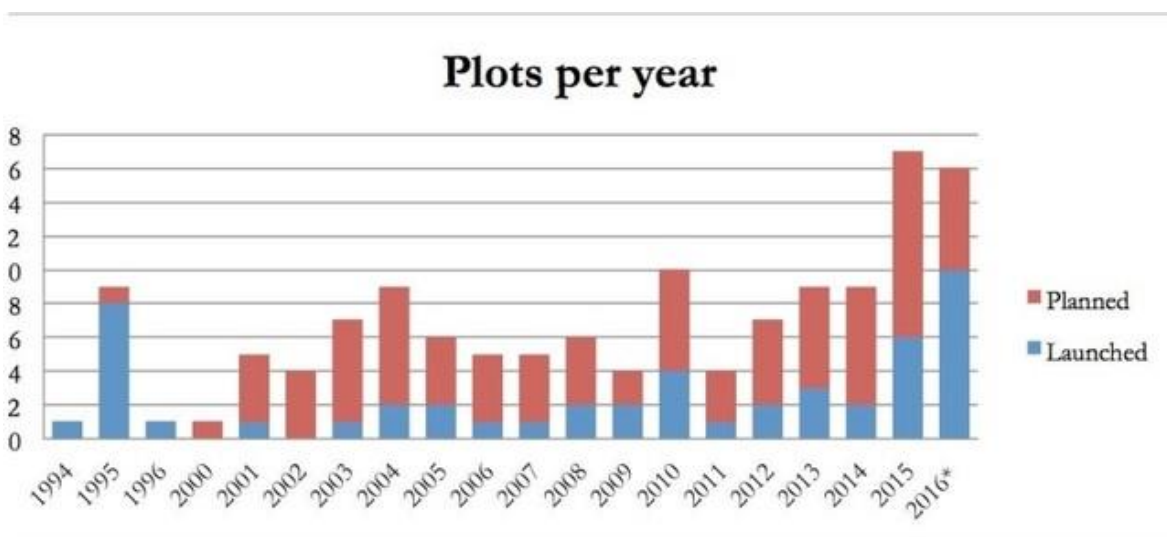
El propósito de este trabajo es cuantificar el efecto que tuvieron los atentados terroristas en seis países europeos (Alemania, Bélgica, Francia, España, Reino Unido y Turquía) sobre la actividad turística en el período analizado.

*Figura 2: Número de ataques terroristas y víctimas fatales en Europa Occidental, 1970-2018*



Fuente: START (2021)

Figura 3: Planes de atentados terroristas descubiertos en Europa, 1994-2016



Fuente: Nesser et al. (2016)

Por otra parte, existen registros contemporáneos de la preocupación del sector turístico por el posible impacto de estos atentados. Un informe trimestral sobre tendencias y proyecciones de turismo en Europa (European Travel Commission 2016, p. 6) manifestaba: “Aunque el desempeño de los mercados chino y estadounidense ha sido fuerte en base a las cifras disponibles, los datos deben ser interpretados con particular cautela, puesto que el impacto de los recientes ataques terroristas en Europa está por observarse en los próximos meses”.

## 2. Revisión de la literatura teórica

Song, Witt y Li (2008, p. 2) define “demanda de turismo” para un destino en particular como “la cantidad del producto turístico (es decir, la combinación de bienes y servicios turísticos) que los consumidores están dispuestos a adquirir durante un período específico bajo un conjunto dado de condiciones”. Los autores mencionan como factores que determinan la demanda de turismo: “los precios del destino en cuestión (costo de vida en el destino y costo de viaje), la disponibilidad y precios de destinos sustitutos, los ingresos de los potenciales consumidores, gasto en publicidad, gustos de los consumidores en los países de origen (generadores de la demanda), y otros factores sociales, culturales, geográficos y políticos”.

Sandler (2014) hace una revisión de literatura y una reseña histórica de la subdisciplina del análisis económico del terrorismo, el cual es definido como “el uso premeditado o amenaza de uso de violencia por individuos o grupos subnacionales para obtener un

objetivo político o social a través de la intimidación de una audiencia numerosa, más allá de las víctimas inmediatas”. Sandler ubica el inicio del campo de estudio con la publicación del estudio econométrico de Landes (1978), en el que analiza el fenómeno de los secuestros de aviones (*hijackings*). Landes desarrolla un modelo para evaluar si el número de secuestros se ve influenciado por variables relacionadas a la probabilidad de detección y castigo como la presencia de detectores de metales, la proporción de secuestradores que fueron enjuiciados y condenados, y otras variables demográficas y socioeconómicas. La decisión de analizar al secuestrador de aviones como un agente que maximiza su utilidad esperada está influenciada por el trabajo de Becker (1968) en el que hace un análisis de la conducta delictiva desde el punto de vista de la teoría de la decisión racional.

Frey, Luechinger y Stutzer (2007, p. 2) plantean que la actividad terrorista puede afectar a la economía de cuatro maneras distintas: “en primer lugar, los ataques terroristas reducen el stock de capital físico y humano. En segundo lugar, las oleadas de ataques redirigen recursos extranjeros del país afectado hacia otros países; los casos paradigmáticos son el turismo y la inversión extranjera directa (IED). En tercer lugar, el terrorismo induce un mayor nivel de incertidumbre y, por lo tanto, distorsiona la asignación de recursos dentro de un país a través de cambios en los comportamientos de ahorro, consumo e inversión de los individuos. En cuarto lugar, medidas de seguridad más estrictas aumentan los costos de transacción y desvían recursos de usos más productivos. Además, los ataques terroristas evocan un clima de miedo que reduce el bienestar de las personas más allá de las consecuencias económicas inmediatas”.

Saxton (2002), en un informe para el Comité Económico Conjunto del Congreso de los Estados Unidos, provee un marco teórico para la clasificación de los costos económicos del terrorismo, y lo aplica al caso concreto de los atentados terroristas del 11 de septiembre de 2001 (11-S). Dentro de los costos incurridos a corto plazo el informe incluye: las pérdidas humanas directas (con el impacto económico que conlleva la pérdida de capital humano); la destrucción de capital físico, como edificios, infraestructura, y propiedad pública y privada; costos de limpieza y reparación; impacto de la mayor incertidumbre sobre los mercados financieros (aumento de la preferencia por activos seguros y líquidos, como los bonos del tesoro a corto plazo, en comparación con activos más riesgosos, como acciones); deterioro en la confianza del consumidor y del productor; e impactos sectoriales, que afectan desproporcionadamente a determinadas regiones donde se ubican estas industrias (en el caso del 11-S, fue afectado no sólo el turismo, sino también los sectores aerocomercial, aeroespacial, seguros, gastronómico, etc.)

El informe también clasifica costos de largo plazo: un aumento en los costos de seguridad, que los autores describen como análogo a un impuesto sobre todas las



transacciones en la economía, aumentando los costos de transacción y reduciendo los incentivos a invertir; costos de oportunidad de reasignar recursos reales hacia actividades anti-terroristas, en detrimento de su uso en la producción de bienes de consumo finales.

### 3. Revisión de la literatura empírica

---

Buesa Blanco et al. (2006) estiman el costo económico total de los atentados del 11 de marzo de 2004 en Madrid (11-M), que se compone de la estimación de los siguientes ítems: el costo del rescate y la atención inicial para las víctimas de los atentados; el costo de la atención sanitaria para los heridos en la red de hospitales de Madrid; el costo de las vidas humanas perdidas y las lesiones infligidas sobre los heridos, considerando el valor de la compensación recibida por ellos; la pérdida salarial imputable a las personas que fueron heridas en los ataques; los daños causados a la infraestructura ferroviaria, al material rodante y a las casas que fueron dañadas como resultado de las explosiones; el costo del uso de la infraestructura disponible para la identificación de víctimas mortales y la atención a sus familiares; el costo de los servicios de atención psicológica creado inmediatamente luego de los ataques; y el costo de oportunidad en el que incurrieron los ciudadanos al manifestarse en solidaridad con las víctimas el día posterior a los atentados.

La forma de estimar estos costos es por vía de imputación contable: se tomaron datos gubernamentales sobre compensaciones a víctimas y costos estándar del sistema de salud estatal. Asimismo, se calcularon las pérdidas económicas por horas laborales perdidas a partir de las estadísticas sobre salario medio en la Comunidad de Madrid. La suma de los costos estimados asciende a 212 millones de euros, que representa 0,16% del PIB de la Comunidad de Madrid, si bien los autores aclaran que esto constituye un *mínimo* del posible impacto económico, al existir otros posibles costos asociados. Entre estos otros costos no estimados en el trabajo, se encuentra la pérdida de ingresos del turismo, la cual es reconocida como un posible costo del terrorismo por los autores (p. 5).

Sandler et al. (1992) utilizan datos de 12 países de Europa y América del Norte para el período 1970-1988 para construir en cada uno de ellos un modelo de series de tiempo autorregresivo, integrado y de media móvil (ARIMA), para estimar el efecto de atentados terroristas sobre la demanda de turismo. Luego utilizan este modelo para construir el nivel contrafáctico de turismo de cada país sin atentados, y al compararlo con los datos observados, obtienen una estimación de los ingresos de turismo perdidos por esta reducción de demanda.

Drakos y Kutan (2003), al igual que el estudio previamente citado, también utilizan un modelo ARIMA para estimar efectos del terrorismo, en este caso sobre las industrias

turísticas de Grecia, Turquía e Israel en el período 1991-2000. Sin embargo, el aporte principal de los autores es la estimación de los efectos sustitución entre países: si sólo uno de ellos sufre un atentado terrorista, los dos restantes se benefician de un mayor flujo de turismo al ser percibidos como más seguros en términos relativos. La elección de los países estudiados está relacionado al hecho de que, al ser tres países cuya oferta turística tiene características similares (clima, litoral mediterráneo, sitios arqueológicos), es razonable suponer que los turistas internacionales los consideren sustitutos cercanos.

Ahlfeldt, Franke y Maennig (2015) utilizan un panel de datos administrativos mensuales que cubren el período 1993-2005 de salidas de ciudadanos alemanes al extranjero por turismo para contrastar empíricamente un conjunto de hipótesis, entre ellas, la de que los atentados terroristas del 11-S redujeron la demanda alemana de turismo hacia países con mayoría musulmana. La estrategia de estimación es por diferencias en diferencias, donde, para el caso particular del análisis del efecto del 11-S, los países del mundo islámico corresponden al grupo de “tratamiento”, mientras que el resto del mundo hace las veces de grupo de “control”. Es decir, se supone que las tendencias del turismo eran paralelas en todas las regiones del mundo previo al 11-S, y que las diferencias posteriores en la evolución del turismo son atribuibles únicamente al cambio en la demanda alemana de turismo extranjero.

Los autores hallan diferencias estadísticamente significativas entre la trayectoria temporal post-11-S del turismo en los países de mayoría musulmana en comparación con el resto de las regiones del mundo. Este resultado muestra que el país afectado por un atentado terrorista puede no ser el único país (o incluso el principal) que ve reducida su demanda de turismo luego del hecho.

#### 4. Hipótesis

---

Siguiendo a Song et al. (2008) y Sandler et al. (1992), en este trabajo se planteará que la relación entre atentados terroristas y demanda de turismo internacional tiene un mecanismo causal derivado de la teoría microeconómica del consumidor. En particular, se analizará la toma de decisiones de los (potenciales) turistas modelando el comportamiento de un turista representativo como un agente racional que elige bienes y servicios de consumo en función de preferencias bien definidas, con el objetivo de maximizar su utilidad dados su ingreso y los precios vigentes. Dentro de los servicios que puede elegir dicho consumidor representativo, se encuentran múltiples destinos turísticos (además de otros bienes y servicios de consumo no-turístico). Bajo este esquema, si hay un aumento del precio relativo de un destino turístico con respecto a los demás, *ceteris paribus*, entonces el efecto sustitución hará que el nivel relativo de

turismo descienda en el destino que se encareció y crezca en los destinos que se abarataron.

Por otra parte, en este trabajo se empleará una definición del “precio” de un destino turístico que no incluye únicamente los costos monetarios directos (transporte, alojamiento, etc.), sino que también contempla el equivalente monetario de las pérdidas de utilidad esperada ocasionados por la posibilidad de un atentado terrorista, condicional sobre decidir visitar el destino en cuestión (estos incluyen, en orden de severidad: cancelaciones anticipadas de viaje, interrupciones a los servicios, heridas, deterioro de salud mental, pérdida de la propia vida o de terceros). Denominaremos “precio generalizado” a la suma de los costos monetarios directos y el valor esperado de las pérdidas contingentes de utilidad mencionadas. Dicho valor esperado depende de la probabilidad subjetiva de ser afectado por un evento de estas características, y del grado de aversión al riesgo del consumidor representativo.

Además, vamos a suponer que, luego de que ocurre un atentado terrorista en un determinado destino turístico, se eleva (al menos temporalmente) la probabilidad subjetiva del consumidor representativo de ser afectado por futuros ataques en el mismo destino. Esto eleva el precio generalizado del destino afectado, lo que lleva a que reduzca su demanda de dicho destino en relación con otros, a través del efecto sustitución. Por lo tanto, la predicción de este modelo es que el *market-share* turístico de los países afectados debe descender luego de ocurrido un ataque terrorista, pudiendo perdurar este efecto por más de un período.

Por último, vamos a suponer que las preferencias de los consumidores son tales que su proporción de consumos turísticos entre distintos destinos es independiente tanto de su ingreso nominal total como del nivel de precio de los bienes no-turísticos (ver Apéndice III para un conjunto de supuestos sobre las preferencias que son condición suficiente para esta independencia).

## 5. Datos

---

Para obtener una medida de la demanda de turismo internacional en cada país, se utilizan datos de balanza de pagos<sup>2</sup>. En particular, siguiendo a Sandler et al. (1992), se toma la subcategoría de la cuenta corriente de la balanza de pagos que registra los ingresos (“credit”) de divisas extranjeras por viajes. Eurostat (2022), la agencia de

---

<sup>2</sup> Por lo tanto, queda fuera del alcance de este trabajo el análisis del impacto sobre el turismo doméstico. A su vez, las estimaciones realizadas no contemplan la posible redistribución del turismo extranjero entre destinos turísticos dentro de un mismo país ante ataques terroristas que afecten a una ubicación en particular, pero no a posibles sustitutos. Por ejemplo, el ataque terrorista ocurrido en Niza, Francia, el 14 de julio de 2016, podría haber llevado a que los turistas sustituyan viajes a Niza por otras localidades del litoral mediterráneo francés (por ejemplo, Cannes o Marsella), sin por ello afectar las mediciones de ingreso de divisas en la cuenta corriente de la balanza de pagos de Francia.

estadísticas de la Unión Europea, ofrece este dato con frecuencia trimestral en una unidad de medida homogénea (millones de euros). Estos datos permiten construir un panel de 33 países de la UE o adyacentes a la misma (por ejemplo, Suiza o Turquía) para el período del primer trimestre de 2010 al cuarto trimestre de 2019.

País	Número de ataques terroristas en la muestra
Austria	0
Bosnia-Herzegovina	0
Bélgica	2
Bulgaria	0
Suiza	0
Chipre	0
Republica Checa	0
Alemania	0
Dinamarca	0
Estonia	0
Grecia	0
España	1
Finlandia	0
Francia	5
Croacia	0
Hungría	0
Irlanda	0
Islandia	0
Italia	0
Lituania	0
Luxemburgo	0
Letonia	0
Malta	0
Países Bajos	0
Polonia	0
Portugal	0
Rumania	0
Suecia	0
Eslovenia	0
Eslovaquia	0
Turquía	11
Reino Unido	2
Kosovo	0

*Tabla 1: Países y número de ataques terroristas incluidos en la muestra*

Los datos de atentados terroristas para los mismos países y el mismo período fueron obtenidos de la *Global Terrorism Database*, compilada por START (National Consortium for the Study of Terrorism and Responses to Terrorism), un centro de estudios afiliado a la Universidad de Maryland, College Park, E.E.U.U. Esta base de datos de código abierto compila información sobre eventos terroristas de todo el mundo entre 1970 a 2019, cubriendo la totalidad del período de la muestra. Cada uno de los eventos registrados en la base de datos contiene, en caso de estar disponible, información sobre sus características puntuales: número de víctimas fatales, número de heridos, grupo perpetrador, tipo de objetivo (civil o militar), etc. Para la muestra empleada en este

análisis se seleccionaron los ataques con más de 10 víctimas fatales<sup>3</sup>. La motivación para este recorte de observaciones es la naturaleza no lineal de la relación entre el número de víctimas de un ataque terrorista y su impacto sobre el turismo: puesto que el grado de severidad del evento afecta la magnitud del cambio en la percepción del riesgo del destino en cuestión por parte de los potenciales turistas, no se le puede dar el mismo tratamiento a todos los ataques terroristas, sin contemplar su grado de fatalidad. Por lo tanto, para cualquier evento que se decida incluir en la muestra, existe un *trade-off* entre una mejora en la precisión de los estimadores (por una mayor variabilidad en los valores de los regresores) y la posibilidad de que se incluyan eventos que, al ser de menor escala y no afectar al turismo en la misma magnitud, lleven a un sesgo en los estimadores.

## 6. Especificación econométrica

---

Dado un panel con datos para  $N$  países a lo largo de  $T$  trimestres, denominamos  $ingr\_tur_{i,t}$  a nuestra medida de ingresos de divisas por turismo del país  $i$  en el trimestre  $t$ .

Asimismo, definimos  $s_{i,t}$ , el *market-share* turístico del país  $i$  en el trimestre  $t$ , como:

$$s_{i,t} \equiv \frac{ingr\_tur_{i,t}}{\sum_{i=1}^N ingr\_tur_{i,t}} \quad (6.1)$$

$$i = (1, \dots, N); t = (1, \dots, T)$$

Llamamos  $x_{i,t}$  a una variable binaria que vale 1 si el país  $i$  se vio afectado por al menos un ataque terrorista de más de 10 víctimas fatales en el trimestre  $t$ , y 0 si no se vio afectado en dicho período. Esta variable será nuestro indicador de presencia de ataques terroristas. Su capacidad de explicar las variaciones en los *market-shares* turísticos a través del análisis de regresión será nuestra medida del impacto de estos *shocks* al sector.

Se plantea una especificación econométrica, adaptada de Sandler et al. (1992), que relaciona  $s_{it}$  con  $x_{it}$  y sus rezagos:

$$\log(s_{i,t}) = \alpha_i + \beta_0 x_{i,t} + \beta_1 x_{i,t-1} + \dots + \beta_\delta x_{i,t-\delta} + \gamma_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (6.2)$$

---

<sup>3</sup> Para el caso de Turquía, se omitieron los eventos de la base de datos vinculados con agrupaciones de la minoría kurda: el Partido de los Trabajadores de Kurdistán (PKK) y los Halcones de la Libertad del Kurdistán (TKK). Esto se debe a que éstos operan en el sudeste del país, una región poco concurrida por el turismo internacional (Seckelmann 2002).

Donde:

- $s_{i,t}$  aparece en logaritmo natural para permitir que el impacto en cada país sea en proporción a su *market-share* turístico.
- $\alpha_i$  es un efecto fijo al nivel de país.
- $\delta$  es el número de rezagos de la variable explicativa incluido en la especificación.
- $\gamma_{i,t}$  es un efecto estacional: para datos trimestrales,  $\gamma_{i,t} = \gamma_{i,t-4}$ .
- $\epsilon_{i,t}$  es el término estocástico de error.
- $x_{i,t}$  es una variable binaria que vale 1 si el país  $i$  se vio afectado por al menos un ataque terrorista de más de 10 víctimas fatales en el trimestre  $t$ , y 0 si no se vio afectado en dicho período.

La inclusión de rezagos de la variable binaria  $x_{i,t}$  permite capturar la posibilidad de que los atentados terroristas tengan un impacto persistente a lo largo del tiempo (que tengan una influencia sobre la demanda de turismo hasta  $\delta$  trimestres después del hecho). Este impacto diferido es ampliamente reconocido en la literatura empírica, y lo motiva una particularidad del sector en cuestión: el turismo es un conjunto de servicios de consumo que se planifican por anticipado, por lo que un aumento de la percepción de riesgo de un determinado destino turístico no sólo afecta las decisiones de un potencial turista en el mismo período en el que ocurrió el hecho, sino que puede llevar a la revisión de dichos gastos planeados para el futuro. Por ejemplo, si un viaje se planifica con un trimestre de antelación, la no realización del mismo (en comparación con el contrafáctico sin ataques) tiene impactos sobre la balanza de pagos en múltiples períodos: en el mismo trimestre de tomada la decisión, se pierden las divisas por todos los servicios que se reservan (transporte, hoteles), mientras que en el trimestre siguiente se pierden las divisas que los eventuales turistas hubiesen gastado en el lugar de destino.

Un método estándar para estimar una ecuación de las características de (2) utilizando datos de panel es la utilización de mínimos cuadrados generalizados con la transformación de efectos fijos o de efectos aleatorios, y corrigiendo la estacionalidad mediante variables binarias que indican el trimestre del año al que corresponde la observación, es decir, tres *dummies* de trimestre, con el restante como caso base. Sin embargo, los datos de turismo presentan una estacionalidad con características particulares: el trimestre de mayor actividad turística de ciertos países es, a su vez, el de menor actividad en otros (ver Apéndice I). Por ejemplo, la “temporada alta” en España y otros destinos mediterráneos, corresponde a los terceros trimestres (verano en el Hemisferio Norte), mientras que en Austria, y otros destinos especializados en turismo invernal, corresponde a los primeros trimestres. Este tipo de estacionalidad, que difiere en signo, y además en magnitud, entre distintos países, no puede ser eliminada fácilmente mediante *dummies*. Por lo tanto, una opción utilizada en los

estudios empíricos (Song et al., 2008, p. 206; Sandler et al., 1992, p. 539) es la diferenciación estacional, que consiste en estimar la ecuación en primeras diferencias respecto de su valor un año atrás:

Para eliminar el componente estacional y los efectos fijos, se diferencia estacionalmente  $\log(s_{i,t})$ :

$$\begin{aligned} \log(s_{i,t}) - \log(s_{i,t-4}) = & \alpha_i + \beta_0 x_{i,t} + \beta_1 x_{i,t-1} + \dots + \beta_\delta x_{i,t-\delta} + \gamma_{i,t} + \epsilon_{i,t} \\ & - [\alpha_i + \beta_0 x_{i,t-4} + \beta_1 x_{i,(t-1)-4} + \dots + \beta_\delta x_{i,(t-\delta)-4} + \gamma_{i,t-4} + \epsilon_{i,t-4}] \end{aligned} \quad (6.3)$$

Definiendo la diferencia estacional  $\Delta_s$  de una variable  $v_t$  con frecuencia trimestral como:

$$\Delta_s v_t = v_t - v_{t-4} \quad (6.4)$$

Podemos reescribir la ecuación (3) como:

$$\Delta_s \log(s_{i,t}) = \beta_0 \Delta_s x_{i,t} + \beta_1 \Delta_s x_{i,t-1} + \dots + \beta_\delta \Delta_s x_{i,t-\delta} + \Delta_s \epsilon_{i,t} \quad (6.5)$$

La consistencia de los estimadores de (5) depende de que  $\Delta_s x_{i,t-j}$  y  $\Delta_s \epsilon_{i,t}$  estén incorrelacionados, para todo  $t = \delta + 1, \dots, T$  y  $j = 0, \dots, \delta$ . Esto es equivalente a suponer que no existe una relación sistemática entre ataques terroristas y los demás factores que hacen variar la demanda de turismo período a período, como, por ejemplo, cambios en el ingreso o en los precios relativos de bienes y servicios (la parte monetaria del “precio generalizado” de la sección 4). Es decir, estamos utilizando el supuesto de que el terrorismo es una variable exógena.

Una posible objeción a esta especificación econométrica es que el supuesto de exogeneidad empleado es demasiado restrictivo, y que podría relajarse utilizando variables de control que afecten a  $\Delta_s \log(s_{i,t})$ . Una opción discutida en Sandler et al. (1992) es la inclusión de índices de tipo de cambio real multilateral (ITCRM) para cada país y trimestre, para capturar el impacto de cambios en el precio relativo de los distintos destinos turísticos sobre el *market-share* de cada país. Sin embargo, los autores no lo consideran aconsejable, por dos motivos: en primer lugar, el ITCRM es una variable no-estacionaria, mientras que la variable dependiente sí lo es. En segundo lugar, el ITCRM no es necesariamente un indicador confiable de los precios a los cuales se enfrenta un turista, que tiene una ponderación distinta de bienes y servicios a la que se utiliza para construir el índice.

## 7. Resultados de la estimación

ESPECIFICACIÓN:	(I)	(II)	(III)
VARIABLES EXPLICATIVAS	$\Delta_s \log(s_{i,t})$	$\Delta_s \log(s_{i,t})$	$\Delta_s \log(s_{i,t})$
$\Delta_s x_{i,t}$	-0,0383** (0,0168)	-0,0359** (0,0165)	-0,0298* (0,0170)
$\Delta_s x_{i,t-1}$	-0,0537*** (0,0177)	-0,0506*** (0,0166)	-0,0519*** (0,0165)
$\Delta_s x_{i,t-2}$	-0,0490*** (0,0168)	-0,0461*** (0,0166)	-0,0437*** (0,0162)
$\Delta_s x_{i,t-3}$		0,00335 (0,0165)	0,00663 (0,0165)
$\Delta_s x_{i,t-4}$			0,0132 (0,0170)
Intercepto	0,0133* (0,00695)	0,0110* (0,00629)	0,0116* (0,00679)
Observaciones	1.122	1.089	1.056
Número de países	33	33	33

*Tabla 2. Estimaciones (I) a (III). Variable dependiente: diferencia estacional del logaritmo del market-share turístico. Variables explicativas: diferencias estacionales de las variables binarias de terrorismo y sus rezagos. Errores estándar en paréntesis.*

*Leyenda p-valores: \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$*

Se procedió a estimar la ecuación (6.5) por mínimos cuadrados generalizados, controlando por efectos aleatorios y correlación serial del error<sup>4</sup>, obteniendo así las estimaciones de las especificaciones (I) a (III), que se detallan en la Tabla 2. A pesar de que la especificación que se derivó en la sección previa no posee un intercepto, se

<sup>4</sup> Se utilizó la función “xtregar” en STATA 14, la cual modela la dinámica temporal de los errores como un proceso autorregresivo de primer orden AR(1), y hace la transformación de Prais-Winsten para corregir los errores estándar, de forma tal que contemplen la correlación serial de los errores.



decidió incluir uno para mayor generalidad. Esta constante es positiva y estadísticamente significativa, si bien únicamente al 10%. Este hallazgo es equivalente a decir que (en ausencia de efectos de ataques terroristas) el “país europeo promedio” vio aumentar su *market-share* turístico entre el inicio y el final del intervalo temporal que conforma la muestra, lo cual puede ocurrir únicamente si los países con un *market-share* inicial más bajo ganan una proporción del mercado a expensas de los países más establecidos (ver Apéndice I). Una explicación de esta tendencia podría hallarse en cambios estructurales de largo plazo del mercado turístico, como una mayor relevancia de destinos previamente considerados “periféricos”, a la par de un mayor desarrollo de la infraestructura y cambios graduales en las preferencias de los consumidores. Una evidencia adicional de este fenómeno de convergencia en el mercado de turismo es que el índice Herfindahl-Hirschman (IHH)<sup>5</sup>, una medida de concentración calculada a partir de los *market-shares* turísticos de los países de la muestra, fue de 0,082 en el primer trimestre de 2010, y para el primer trimestre de 2019 se había reducido a 0,0763.

El análisis de los coeficientes asociados a las variables explicativas  $\Delta_s x_{i,t-j}, j = 0, 1, \dots, \delta$  muestra que un ataque terrorista tiene un efecto negativo y estadísticamente significativo sobre el turismo en el país donde sucedió el hecho. Este impacto perjudicial comienza en el mismo trimestre de ocurrido el suceso, y perdura por otros dos trimestres más. Las estimaciones de las especificaciones (II) y (III) muestran que, si se agregan términos a la ecuación estimada para evaluar impactos posteriores a los 2 trimestres de ocurrido el hecho (respectivamente, 3 y 4 trimestres), la estimación de este efecto es estadísticamente indistinguible de cero

La razón por la cual se puede interpretar la negatividad de los coeficientes asociados a  $\Delta_s x_{i,t}$  y sus primeros dos rezagos en las estimaciones de las especificaciones (I) a (III) como una indicación del impacto negativo de  $x_{i,t}$  y sus primeros dos rezagos sobre el *market-share*  $s_{i,t}$  es que los estimadores de los parámetros de la especificación estimada, dada por la ecuación (6.5), también son (bajo los supuestos de identificación) estimadores consistentes de los parámetros de la ecuación (6.2), que relaciona de forma directa (sin diferenciar)  $\log(s_{i,t})$  con  $x_{i,t}$  y sus rezagos. Como, además,  $\log(s_{i,t})$  es una transformación monótona de  $s_{i,t}$ , podemos afirmar que  $x_{i,t}$ ,  $x_{i,t-1}$  y  $x_{i,t-2}$  tienen un impacto negativo y estadísticamente significativo sobre  $s_{i,t}$ .

Para hallar el impacto estimado en forma de variación porcentual, definimos  $s'_{i,t}$  como el *market-share* contrafáctico en el que no ocurrieron atentados terroristas. Por lo tanto, la pérdida porcentual del *share* (PPS) respecto de dicho contrafáctico está definida como:

---

<sup>5</sup> Definido como  $IHH_t = \sum_{i=1}^N s_{i,t}^2$  (Tirole 1988, p. 221)

$$PPS_{i,t} \equiv \frac{s_{i,t} - s'_{i,t}}{s'_{i,t}} = \frac{s_{i,t}}{s'_{i,t}} - 1 \quad (7.1)$$

Como  $s_{i,t} = e^{\ln(s_{i,t})}$ , obtenemos de la ecuación (6.2):

$$s_{i,t} = e^{\alpha_i + \beta_0 x_{i,t} + \beta_1 x_{i,t-1} + \dots + \beta_\delta x_{i,t-\delta} + \gamma_{i,t} + \epsilon_{i,t}} \quad (7.2)$$

$$s'_{i,t} = e^{\alpha_i + \beta_0 x'_{i,t} + \beta_1 x'_{i,t-1} + \dots + \beta_\delta x'_{i,t-\delta} + \gamma_{i,t} + \epsilon_{i,t}} \quad (7.3)$$

Combinando (7.1) a (7.3):

$$PPS_{i,t} = \frac{e^{\alpha_i + \beta_0 x_{i,t} + \beta_1 x_{i,t-1} + \dots + \beta_\delta x_{i,t-\delta} + \gamma_{i,t} + \epsilon_{i,t}}}{e^{\alpha_i + \beta_0 x'_{i,t} + \beta_1 x'_{i,t-1} + \dots + \beta_\delta x'_{i,t-\delta} + \gamma_{i,t} + \epsilon_{i,t}}} - 1 \quad (7.4)$$

$$PPS_{i,t} = e^{\beta_0(x_{i,t} - x'_{i,t}) + \beta_1(x_{i,t-1} - x'_{i,t-1}) + \dots + \beta_\delta(x_{i,t-\delta} - x'_{i,t-\delta})} - 1 \quad (7.5)$$

Como un contrafáctico sin terrorismo implica que las variables binarias  $x'_{i,t}, \dots, x'_{i,t-\delta}$  son todas iguales a cero:

$$PPS_{i,t} = e^{\beta_0 x_{i,t} + \beta_1 x_{i,t-1} + \dots + \beta_\delta x_{i,t-\delta}} - 1 \quad (7.6)$$

En el caso en que un ataque terrorista perjudique al turismo con un rezago de  $j$  períodos ( $\beta_j < 0, j \in \{0, \dots, \delta\}$ ), y un hecho de estas características efectivamente haya tenido lugar hace  $j$  períodos ( $x_{i,t-j} = 1$ ),  $PPS_{i,t}$  tiene signo negativo. Si usamos la notación “ $\hat{\phantom{x}}$ ” para denotar el estimador de un parámetro a partir de datos muestrales, entonces un estimador consistente (Wooldridge 2010, p. 82) de  $PPS_{i,t}$  es:

$$\widehat{PPS}_{i,t} = e^{\hat{\beta}_0 x_{i,t} + \hat{\beta}_1 x_{i,t-1} + \dots + \hat{\beta}_\delta x_{i,t-\delta}} - 1 \quad (7.7)$$

Donde  $\hat{\beta}_0$  a  $\hat{\beta}_\delta$  son los coeficientes de la estimación de la ecuación (6.5), que a su vez son estimadores consistentes de (6.2).

Por ejemplo, en la estimación de la especificación (I), donde los rezagos son  $\delta = 2$ , si en el país  $i$  en el trimestre  $t$  hay un atentado terrorista (y no los hubo en los dos trimestres anteriores), entonces la variación en el *market-share* comparado con el contrafáctico sin atentados es:

$$\widehat{PPS}_{i,t} = e^{(-0,0383) \cdot 1 + (-0,0537) \cdot 0 + (-0,049) \cdot 0} - 1 = e^{-0,0383} - 1 \approx -0,0375$$

Es decir, el efecto contemporáneo estimado de un ataque terrorista es una caída del *market-share* en 3,75%.

Análogamente, el efecto de un ataque con un período de rezago es una variación en el *market share* de  $100 \cdot (e^{-0,0537} - 1) \approx -5,22\%$ , y con dos períodos de rezago es de  $100 \cdot (e^{-0,0490} - 1) \approx -4,78\%$ .

## 8. Cálculo de las pérdidas estimadas de divisas

Para hallar la pérdida de ingresos de divisas por turismo ( $PerdDiv_{i,t}$ ) que un país afectado por un ataque perdió en un determinado trimestre, tenemos que multiplicar el cambio en el *market-share* turístico respecto del contrafáctico sin terrorismo por la suma de los ingresos turísticos del total de los países ( $ing\_tur_{i,t}$ ):

$$PerdDiv_{i,t} = (s_{i,t} - s'_{i,t}) \cdot \sum_{i=1}^N ing\_tur_{i,t} \quad (8.1)$$

De la ecuación (7.1), podemos escribir:

$$(s_{i,t} - s'_{i,t}) = PPS_{i,t} \cdot s'_{i,t} \quad (8.2)$$

$$s_{i,t} = (PPS_{i,t} + 1) \cdot s'_{i,t} \quad (8.3)$$

$$s'_{i,t} = \frac{s_{i,t}}{(PPS_{i,t} + 1)} \quad (8.4)$$

De (8.2) y (8.4):

$$(s_{i,t} - s'_{i,t}) = s_{i,t} - \frac{s_{i,t}}{(PPS_{i,t} + 1)} \quad (8.5)$$

$$(s_{i,t} - s'_{i,t}) = s_{i,t} \cdot \frac{PPS_{i,t}}{PPS_{i,t} + 1} \quad (8.6)$$

De (8.1) y (8.6):

$$PerdDiv_{i,t} = s_{i,t} \cdot \frac{PPS_{i,t}}{PPS_{i,t} + 1} \cdot \sum_{i=1}^N ing\_tur_{i,t} \quad (8.7)$$

Para estimar  $PerdDiv_{i,t}$ , utilizamos el estimador de la pérdida porcentual de share  $\widehat{PPS}_{i,t}$ , reemplazando en (7.7) los coeficientes obtenidos en la estimación de la especificación (I):

$$\widehat{PPS}_{i,t} = e^{(-0,0383)x_{i,t} + (-0,0537)x_{i,t-1} + (-0,049)x_{i,t-\delta} - 1} \quad (8.8)$$

Reemplazamos en (8.7) el valor obtenido de (8.8) para cada país  $i$  y trimestre  $t$ :

$$Perd\widehat{Div}_{i,t} = s_{i,t} \cdot \frac{\widehat{PPS}_{i,t}}{\widehat{PPS}_{i,t} + 1} \cdot \sum_{i=1}^N ing\_tur_{i,t} \quad (8.9)$$

Como  $Perd\widehat{Div}_{i,t}$  en (8.9) es una función únicamente de los datos y de los coeficientes de la regresión, se pueden calcular sus valores para todo país de la muestra en el que haya ocurrido un ataque terrorista, de forma tal de arribar a la estimación de la pérdida de divisas. Esta cifra se presenta en millones de euros corrientes<sup>6</sup>.

---

<sup>6</sup> A diferencia de Sandler et al. (1992), las estimaciones se hacen sobre valores corrientes, en lugar de calcular un valor presente descontado de las pérdidas en distintos períodos. Esto se debe a que el período de muestra coincidió con un contexto mundial de bajas tasas de interés. En el caso particular de la Eurozona, el tipo de interés de las operaciones principales de financiación se ubicó en el 0% desde marzo de 2016 en adelante. Asimismo, la inflación en la Eurozona se mantuvo por debajo del 2,3% anual en todo el período comprendido en la tabla 3 (Banco Central Europeo, 2022).

	2013	2014	2015	2016	2017	2018	Total por país
<b>Alemania</b>				-326,867	-854,921		<b>-1181,78</b>
<b>Bélgica</b>				-250,043			<b>-250,04</b>
<b>España</b>					-1700,51	-568,695	<b>-2269,20</b>
<b>Francia</b>			-2507,92	-2393,75	-449,121		<b>-5350,79</b>
<b>Reino Unido</b>					-1669,52		<b>-1669,52</b>
<b>Turquía</b>	-192,634	-447,447		-2010,7	-1274,24		<b>-3925,01</b>
<b>Total por año</b>	<b>-192,634</b>	<b>-447,447</b>	<b>-2507,92</b>	<b>-4981,36</b>	<b>-5948,31</b>	<b>-568,695</b>	<b>-14646,37</b>

*Tabla 3: Pérdidas estimadas de ingresos turísticos por país y año a causa de atentados terroristas, en millones de euros corrientes.*

Como muestra la Tabla 3, la pérdida de ingresos de moneda extranjera por turismo a causa de atentados terroristas fue de 14.646 millones de euros para los países afectados de la muestra entre 2013 y 2018. Los países con más pérdidas estimadas en términos absolutos fueron Francia, con 5.350 millones de euros, y Turquía, con 3.925 millones de euros. Para el caso de Francia, contribuyó el hecho de ser el segundo mercado turístico en términos absolutos (por debajo de España) y haber sido afectada por el segundo mayor número de trimestres con ataques en la muestra. Por otra parte, Turquía es un mercado turístico cuyo tamaño es apenas un 40% del de Francia, pero sus pérdidas fueron un 73% de las de dicho país. Esta desproporción se explica por el hecho de que Turquía fue, por un amplio margen, el país de la muestra con más trimestres en los que ocurrieron ataques (11).

	2013	2014	2015	2016	2017	2018	Pérdida anual promedio
<b>Alemania</b>				-0.97%	-2.42%		<b>-0.56%</b>
<b>Bélgica</b>				-3.62%			<b>-0.60%</b>
<b>España</b>					-2.55%	-0.82%	<b>-0.56%</b>
<b>Francia</b>			-4.77%	-4.80%	-0.86%		<b>-1.74%</b>
<b>Reino Unido</b>					-3.93%		<b>-0.66%</b>
<b>Turquía</b>	-0.91%	-2.01%		-11.89%	-6.49%		<b>-3.55%</b>

*Tabla 4: Pérdidas estimadas de ingresos turísticos a causa de atentados terroristas como porcentaje de los ingresos totales de divisas por turismo*

La tabla 4 muestra que el país y año que tuvo mayores pérdidas porcentuales anuales fue Turquía en 2016, cuando perdió un monto estimado en 11,89% de las divisas que efectivamente se percibieron por turismo en dicho período. Turquía tuvo atentados terroristas en todos los trimestres de 2016.

A modo de comparación con estudios de los efectos de oleadas previas de ataques terroristas, Sandler et al. (1992) estima el valor presente capitalizado a 1988 de las

pérdidas de divisas por ataques terroristas en el período 1974-1988 para Austria, Italia, Grecia y Europa continental en su conjunto, y las expresa como porcentaje de los ingresos turísticos de 1988. Esta medida de pérdida de divisas es, para un año promedio del período de muestra, de 2,9% para Austria; 0,4% para Italia; 1,67% para Grecia; y 2,11% para Europa continental en su conjunto. Estos valores son de un orden de magnitud similar a los hallados en la Tabla 4, sugiriendo que el impacto del terrorismo sobre el turismo se mantuvo aproximadamente constante en el tiempo.

## 9. Conclusión

---

Se mostró que el turismo internacional es un sector cada vez más importante dentro de la economía mundial. De continuar las tendencias de las últimas décadas hacia la reducción en las barreras de transporte, económicas y regulatorias, es de esperar que el peso relativo de esta industria siga en ascenso.

Asimismo, los ataques terroristas son un fenómeno recurrente a nivel global desde fines del siglo XX. La literatura especializada ve al terrorismo no como una ideología, sino como una táctica que ha sido empleada a lo largo de la historia por grupos de múltiples orientaciones ideológicas, que buscan eludir los canales y procesos políticos habituales para forzar un cambio político a través de las amenazas y la violencia. Estos grupos suelen extender sus actividades a una escala transnacional, ya que encuentran en ello un número de ventajas, como el aprovechar las dificultades de coordinación entre las políticas anti-terroristas de los distintos países (Enders y Sandler, 2006, pp. 6-7). El proceso de globalización ha fomentado esta tendencia a la transnacionalización del terrorismo.

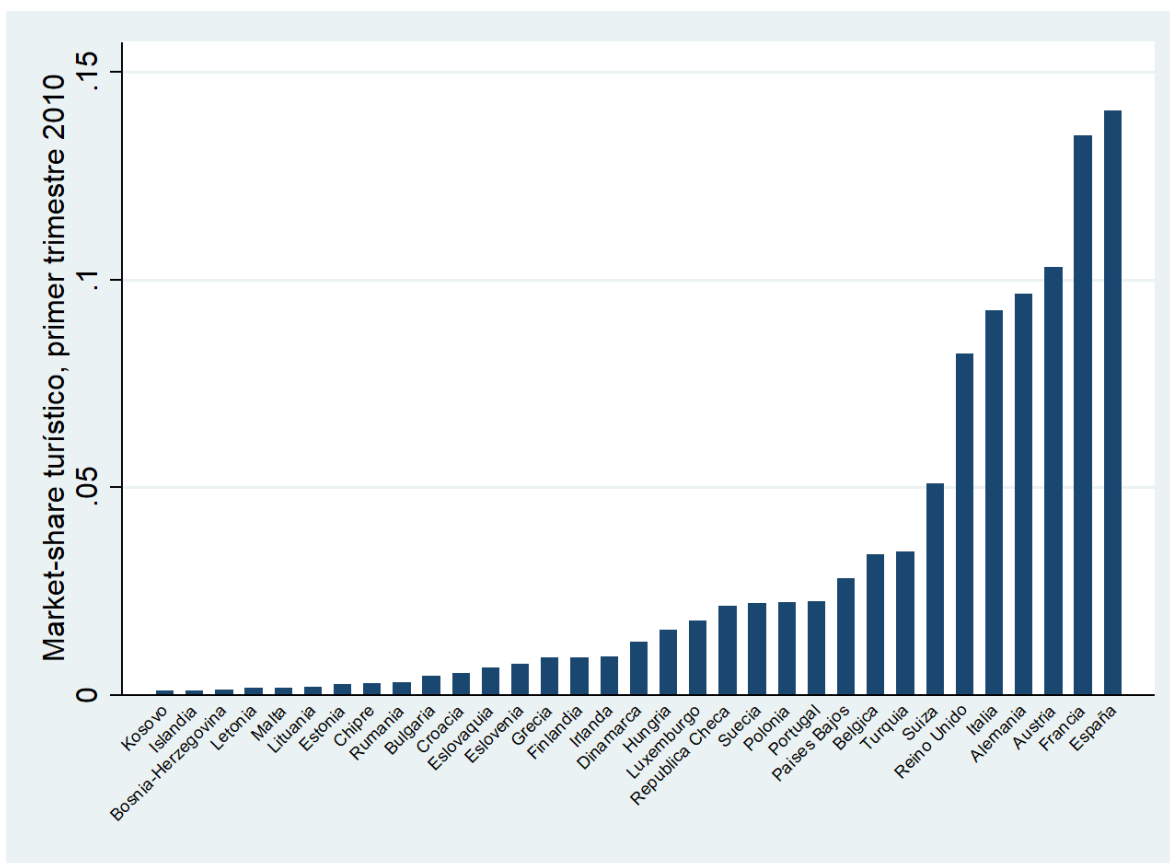
Otra ventaja para estos grupos de una mayor globalización es la capacidad de generar daño económico y disrupción social a bajo costo, a través de ataques cuyo objetivo es el turismo internacional, una táctica bien documentada en múltiples estudios empíricos a lo largo de varias décadas.

El aporte de este trabajo es la corroboración, para una oleada de atentados para la que no había estudios empíricos disponibles, de que el terrorismo sigue teniendo la capacidad de reducir los ingresos turísticos de los países afectados, y que el daño económico a este sector está en un orden de magnitud similar al de décadas pasadas, en términos porcentuales.

Todavía queda pendiente la evaluación de otros aspectos de la relación terrorismo-turismo que el método utilizado en el presente trabajo no es capaz de captar adecuadamente, entre las cuales se encuentran: las ganancias de ingresos turísticos que perciben los países cuya oferta turística es un sustituto de la de países afectados por ataques; las pérdidas de ingresos turísticos de países no afectados directamente pero cuya percepción de riesgo por parte de los turistas redujo su demanda (conocida como *efecto generalización* en la literatura); los efectos sobre el turismo doméstico; y los efectos sobre la elección de destinos turísticos dentro de un mismo país.

## Apéndice I: estadística descriptiva de la muestra

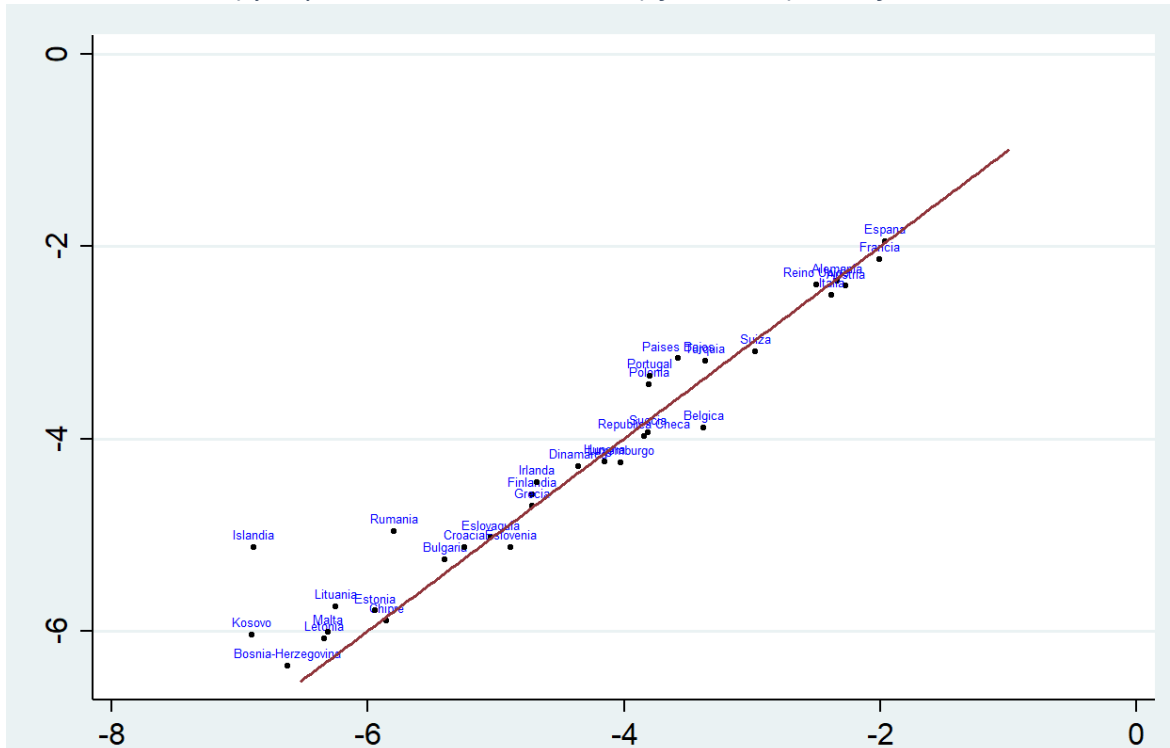
Figura 4: Market-share turístico, primer trimestre 2010



La figura 4 muestra el market-share de cada país en el primer trimestre de 2010, el primer período incluido en la muestra. Se puede ver que el mercado turístico exhibe cierto grado de concentración, con los cinco principales destinos turísticos, todos ellos en Europa occidental, representando el 56,7% del total de transacciones turísticas internacionales entre los países de la muestra.

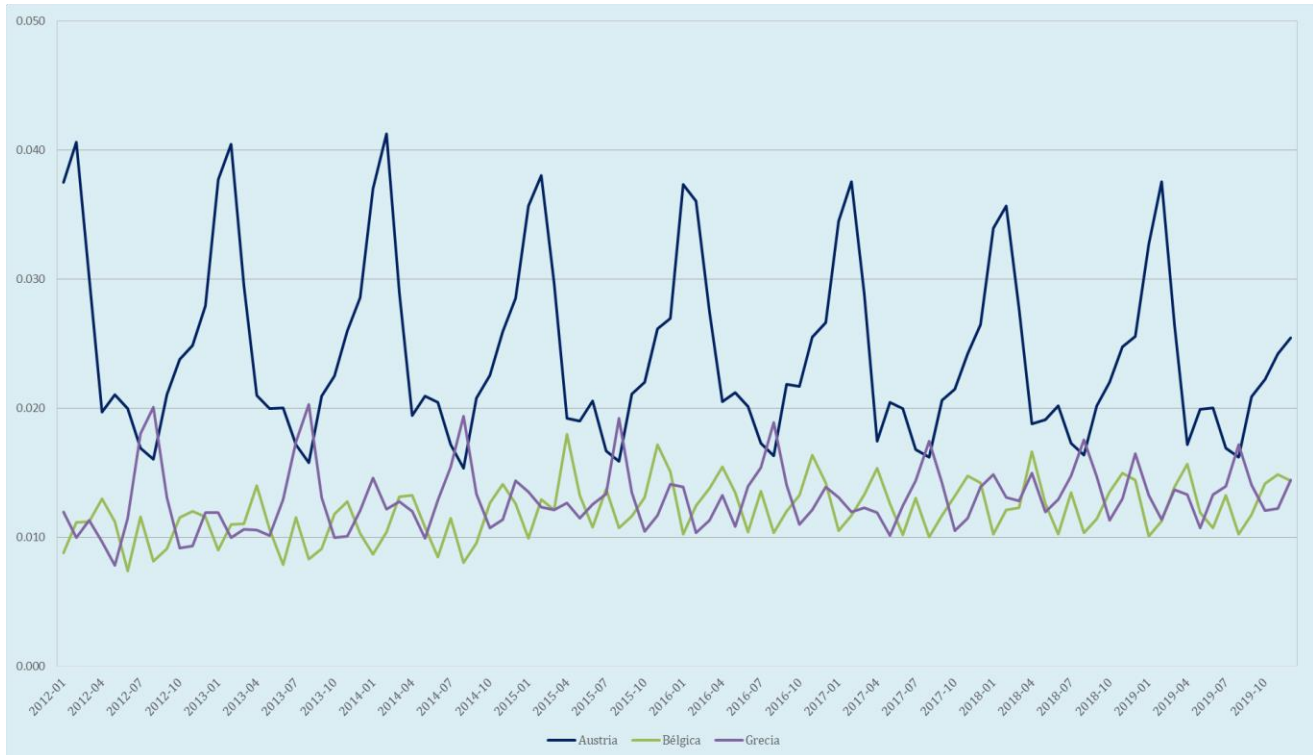


Figura 5: Logaritmo del market-share turístico en el primer trimestre de 2010 (eje horizontal) y el primer trimestre de 2019 (eje vertical). En rojo: recta de 45°.



La figura 5 compara (en escala logarítmica) los market-share turísticos de cada país en los primeros trimestres de 2010 y 2019, primer y último año de la muestra respectivamente. Por un lado, se observa que los países más visitados en 2010, como España, Francia e Italia, mantuvieron o ligeramente redujeron su market-share, mientras que los países menos visitados en 2010, como Islandia o Rumania, experimentaron un crecimiento de su market-share (están por encima de la recta de 45°). Esto ilustra el proceso de desconcentración gradual del mercado, que fue discutido en la sección 7.

*Figura 6: Market-share turístico de Austria, Bélgica y Grecia, primer trimestre 2010- cuarto trimestre 2019*



La figura 6 ilustra los patrones estacionales que tiene la variable del market-share en los distintos países. Por un lado, la temporada de mayor concurrencia turística en Grecia coincide con la de menor actividad en Austria. Asimismo, la magnitud del componente estacional difiere entre países. Esto provee la motivación para el uso de la diferenciación estacional del market-share como forma de corregir la estacionalidad.

## Apéndice II: comparación con estimaciones alternativas

	(Efectos aleatorios)	(Efectos fijos)	(MCO)
VARIABLES	$\Delta_s \log(s_{i,t})$	$\Delta_s \log(s_{i,t})$	$\Delta_s \log(s_{i,t})$
$\Delta_s x_{i,t}$	-0.0359** (0.0165)	-0.0359** (0.0163)	-0.0666*** (0.0199)
$\Delta_s x_{i,t-1}$	-0.0506*** (0.0166)	-0.0506*** (0.0163)	-0.0630*** (0.0199)
$\Delta_s x_{i,t-2}$	-0.0461*** (0.0166)	-0.0461*** (0.0163)	-0.0520*** (0.0199)
$\Delta_s x_{i,t-3}$	0.00335 (0.0165)	0.00335 (0.0163)	0.00493 (0.0199)
Intercepto	0.0110* (0.00629)	0.0135*** (0.00225)	0.0130*** (0.00288)
Observaciones	1,089	1,056	1,089
R-cuadrada			0.033

*Tabla 5. Estimaciones por efectos aleatorios, efectos fijos y mínimos cuadrados ordinarios (MCO). Variable dependiente: diferencia estacional del logaritmo del market-share turístico. Variables explicativas: diferencias estacionales de las variables binarias de terrorismo y sus rezagos. Errores estándar en paréntesis.*

*Leyenda p-valores: \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$*

La tabla 5 compara la estimación obtenida en la sección 7 con las alternativas de efectos fijos (columna 2) y mínimos cuadrados ordinarios (columna 3). Podemos ver que, en los tres casos, se encuentra un efecto significativo de las variables binarias de terrorismo, tanto contemporáneas como sus primeros dos rezagos. La similitud entre las estimaciones por efectos fijos y efectos aleatorios sugiere la virtual ausencia de

correlación entre atentados terroristas y factores que determinan la tasa promedio de crecimiento del turismo en cada país.

VARIABLES	(1) $\Delta_s \log(s_{i,t})$
$\Delta_s x_{i,t}$	-0.0353** (0.0167)
$\Delta_s x_{i,t-1}$	-0.0514*** (0.0169)
$\Delta_s x_{i,t-2}$	-0.0457*** (0.0167)
$\Delta_s x_{i,t-3}$	0.00371 (0.0166)
$\Delta_s \text{euro}2016$	-0.0110 (0.0466)
Intercepto	0.0110* (0.00629)
Observaciones	1,089
Número de países	33

*Tabla 6. Estimación por efectos aleatorios. Variable dependiente: diferencia estacional del logaritmo del market-share turístico. Variables explicativas: diferencias estacionales de las variables binarias de terrorismo y sus rezagos, y diferencia estacional de variable binaria de control por la realización de la Eurocopa 2016. Leyenda p-valores: \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$*

Entre el 10 de junio y el 10 de julio de 2016, se realizó en Francia el Campeonato Europeo de Fútbol de la UEFA 2016 (Eurocopa 2016). El 14 de julio de 2016 un atentado terrorista en la ciudad de Niza, Francia resultó en 86 víctimas fatales. Si se supone que tanto los atentados terroristas como los eventos deportivos de alto perfil tienen efectos sobre el turismo, corresponde evaluar si introducir la diferencia estacional de una variable binaria (euro2016 que vale 1 en Francia en el segundo trimestre de 2016 y 0 en el resto de observaciones) como variable de control impacta en las estimaciones del efecto del terrorismo sobre el turismo. Lo hallado en la tabla 6 responde esto por la negativa: los coeficientes asociados a las variables binarias de ataques terroristas siguen siendo estadísticamente significativos y de magnitud similar, y el efecto de la Eurocopa 2016 no es estadísticamente significativo.

### Apéndice III: supuestos sobre la función de utilidad

---

Sandler et al. (1992, pp. 533-537) introduce el supuesto de utilidad separable en bienes y servicios turísticos y no-turísticos. En el presente apéndice se mostrará, en base al desarrollo del autor citado, que la utilidad débilmente separable junto con otros supuestos auxiliares son suficientes para garantizar que las variaciones trimestrales en el market-share turístico de un determinado país sean independientes de las fluctuaciones en los ingresos de los consumidores de turismo internacional, y del nivel de precios de los bienes no-turísticos que consumen.

Formalmente, vamos a suponer que existen consumidores, que también son turistas, y pueden elegir de entre dos categorías amplias de bienes (y servicios): turísticos y no turísticos. Sin pérdida de generalidad, suponemos además que los consumidores pueden realizar actividades turísticas en dos países. Denotamos a estas actividades como  $q_1$  y  $q_2$ . Todos los demás bienes se representan como el bien compuesto  $q_3$ . Las preferencias del consumidor se pueden representar a través de la siguiente función de utilidad:

$$U = U(q_1, q_2, q_3)$$

(A3. 1)

Suponemos que la función de utilidad en (A3.1) es dos veces diferenciable, estrictamente creciente en los  $q_i$  y cuasicóncava. Además, introduciremos nuestro supuesto clave:  $U$  es funcionalmente separable entre actividades turísticas y no turísticas. Las preferencias funcionalmente separables están definidas (Varian, 1992, pp. 150-152) como aquellas que, para las canastas de consumo  $\mathbf{x}, \mathbf{x}', \mathbf{z}$  y  $\mathbf{z}'$ :

$$(\mathbf{x}, \mathbf{z}) \succ (\mathbf{x}', \mathbf{z}) \text{ si y sólo si } (\mathbf{x}, \mathbf{z}') \succ (\mathbf{x}', \mathbf{z}')$$

(A3. 2)

Se puede llevar (A3.2) a nuestro caso particular reemplazando  $\mathbf{x} = (q_1, q_2)$  y  $\mathbf{z} = q_3$ .

Este supuesto<sup>7</sup> implica que se puede reescribir la función de utilidad como:

$$U = U(t(q_1, q_2), q_3)$$

(A3. 3)

Donde  $t(q_1, q_2)$  es un índice de cantidades de turismo consumidas. Una función que puede ser expresada como en (A3.3) es denominada “débilmente separable”.

La restricción presupuestaria del consumidor es:

$$p_1 q_1 + p_2 q_2 = I - p_3 q_3 = I_t$$

(A3. 4)

---

<sup>7</sup> Junto con el supuesto de no saciedad local de las preferencias

Donde  $p_1$  y  $p_2$  son los precios generalizados de las actividades turísticas, tal como fueron definidos en la Sección 4,  $p_3$  es el índice de precios de los bienes no turísticos,  $I$  es el ingreso total del consumidor e  $I_t$  es el total de sus gastos en turismo.

Bajo el supuesto de separabilidad débil, los consumidores hacen su decisión de consumo en dos etapas: primero dividen su gasto en actividades turísticas y no turísticas de tal forma de maximizar (A3.3) sujeto a (A3.4). Luego, dado el presupuesto fijado para turismo, lo dividen entre destinos turísticos de tal forma de maximizar  $t(q_1, q_2)$  que, además de ser un índice de cantidad, es la sub-función de utilidad de los bienes turísticos. Formalmente, el consumidor resuelve:

$$\begin{aligned} & \max_{q_1, q_2} t(q_1, q_2) \\ \text{s. a: } & p_1 q_1 + p_2 q_2 = I_t \end{aligned} \tag{A3. 5}$$

Denotamos  $u^*$  a la solución de este sub-problema de maximización, la cual se puede escribir como:

$$u^* = v(p_1, p_2, I_t) \tag{A3. 6}$$

Si introducimos el supuesto auxiliar de que  $t(q_1, q_2)$  es homotética, podemos reescribir la ecuación (A3.6) como<sup>8</sup>:

$$u^* = v(p_1, p_2) \cdot I_t \tag{A3. 7}$$

Entonces, el problema del consumidor puede ser escrito como:

$$\begin{aligned} & \max_{q_1, q_2} U(v(p_1, p_2) \cdot I_t, q_3) \\ \text{s. a: } & I_t + p_3 q_3 = I \end{aligned} \tag{A3. 8}$$

Definiendo una variable escalar,

$$T = v(p_1, p_2) \cdot I_t, \tag{A3. 9}$$

Entonces se puede interpretar a  $T$  como un índice de cantidades, que surge de dividir el gasto turístico en términos monetarios,  $I_t$ , por el índice de precios  $\frac{1}{v(p_1, p_2)}$ , que es creciente en  $p_1$  y  $p_2$  (ya que  $v(p_1, p_2)$  es decreciente en  $p_1$  y  $p_2$ ). Por lo tanto, el problema del consumidor se puede plantear en términos de la elección de índices de cantidad, sujeto a una restricción determinada por los índices de precios:

---

<sup>8</sup> Ver Varian, 1992, p. 66

$$\begin{aligned} & \max_{T, q_3} U(T, q_3) \\ \text{s. a: } & \frac{1}{v(p_1, p_2)} T + p_3 q_3 = I \end{aligned}$$

(A3. 10)

En la primera etapa, el consumidor elige el valor óptimo de  $T$ , lo multiplica por  $\frac{1}{v(p_1, p_2)}$  para obtener su presupuesto turístico  $I_t$ , el cual utiliza a su vez para resolver el problema (A3.5) y determinar su elección de  $q_1$  y  $q_2$ .

Por el lema de Roy, se puede obtener a partir de (A3.6) las cantidades consumidas de  $q_1$  y  $q_2$ :

$$q_i(p_1, p_2, I_t) = -\frac{(\partial v / \partial p_i) I_t}{v(p_1, p_2)}, \quad i = (1, 2)$$

(A3. 11)

Si expresamos el market-share turístico del país 1,  $\frac{q_1}{q_1 + q_2}$  en términos de (A3.11):

$$\begin{aligned} & \frac{\left( -\frac{(\partial v / \partial p_1) I_t}{v(p_1, p_2)} \right)}{\left( -\frac{(\partial v / \partial p_1) I_t}{v(p_1, p_2)} \right) + \left( -\frac{(\partial v / \partial p_2) I_t}{v(p_1, p_2)} \right)} = \frac{\left( -\frac{(\partial v / \partial p_1) I_t}{v(p_1, p_2)} \right)}{\left( \frac{(\partial v / \partial p_1 + \partial v / \partial p_2) I_t}{v(p_1, p_2)} \right)} \\ & = \frac{(\partial v / \partial p_1) I_t}{(\partial v / \partial p_1 + \partial v / \partial p_2) I_t} = \frac{\partial v / \partial p_1}{\partial v / \partial p_1 + \partial v / \partial p_2} \end{aligned}$$

Que es independiente tanto del ingreso total  $I$  como de los precios de bienes no turísticos  $p_3$ . Por simetría, esta independencia también se cumple para el market-share del país 2. Si un atentado terrorista en un solo país afecta la relación entre los precios generalizados  $p_1$  y  $p_2$ , entonces afecta el market-share turístico de ambos países.

## Bibliografía

---

Ahlfeldt, G. M., Franke, B., & Maennig, W. (2015). Terrorism and international tourism: the case of Germany. *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, 235(1), 3-21.

Banco Central Europeo (2022). *Tipos de interés de los bancos centrales*. Disponible en <https://www.euro-area-statistics.org/digital-publication/statistics-insights-money-credit-and-central-bank-interest-rates/bloc-3a.html?lang=es>

Banco Mundial (2022). *GDP (constant 2015 US\$) – World*. Disponible en <https://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.MKTP.KD?locations=1W>

Becker, G. S. (1968). Crime and punishment: An economic approach. En *The economic dimensions of crime* (pp. 13-68). Palgrave Macmillan, London.

Buesa Blanco, M., Valiño Castro, A., Heijs, J., Baumert, T., & González Gómez, J. (2006). The economic cost of March 11: measuring the direct economic cost of the terrorist attack on March 11, 2004 in Madrid.

Bureau of Labor Statistics (2022). *CPI for All Urban Consumers*. Disponible en <https://data.bls.gov/pdq/SurveyOutputServlet>

Drakos, K., & Kutan, A. M. (2003). Regional effects of terrorism on tourism in three Mediterranean countries. *Journal of Conflict Resolution*, 47(5), 621-641.

Enders, W., & Sandler, T. (2006). *The political economy of terrorism*. Cambridge University Press

European Travel Commission (2016). *European Tourism in 2016: Trends & Prospects (Q1/2016)*.

Eurostat (2022). Balance of Payments Statistics - Current account - quarterly data [ei\_bpm6ca\_q\_custom\_2193201\_page\_linear.xlsx]. Disponible en [https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/EI\\_BPM6CA\\_Q/default/table?lang=en&category=euroind.ei\\_bp](https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/EI_BPM6CA_Q/default/table?lang=en&category=euroind.ei_bp)

Frey, B. S., Luechinger, S., & Stutzer, A. (2007). Calculating tragedy: Assessing the costs of terrorism. *Journal of Economic surveys*, 21(1), 1-24.

Landes, W. M. (1978). An economic study of US aircraft hijacking, 1961-1976. *Journal of Law and Economics*, 21(1), 1-31.

Nesser, P., Stenersen, A., & Oftedal, E. (2016). Jihadi terrorism in Europe: The IS-effect. *Perspectives on Terrorism*, 10(6), 3-24.



- Sandler, T. (2014). The analytical study of terrorism: Taking stock. *Journal of Peace Research*, 51(2), 257-271.
- Sandler, T., Enders, W., & Parise F, G. (1992). An econometric analysis of the impact of terrorism on tourism. *Kyklos*, 45(4), 531-554.
- Saxton, J. (2002): The economic costs of terrorism, Joint Economic Committee, United States Congress, Washington DC, EEUU.
- Seckelmann, A. (2002). Domestic tourism—a chance for regional development in Turkey? *Tourism Management*, 23(1), 85-92.
- Song, H., Witt, S. F., & Li, G. (2008). *The Advanced Econometrics of Tourism Demand*. Routledge.
- START (National Consortium for the Study of Terrorism and Responses to Terrorism) (2021). Global Terrorism Database [globalterrorismdb\_0221dist.xlsx]. Obtenido de <https://www.start.umd.edu/gtd>
- Tirole, J. (1988). *The Theory of Industrial Organization*. MIT Press.
- Varian, H. (1992). *Microeconomic Analysis*, 3<sup>rd</sup> Edition. W.W. Norton & Company.
- Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric Analysis of Cross-Section and Panel Data*, 2<sup>nd</sup> Edition. MIT Press.
- World Tourism Organisation (2016). *International tourism trends in EU-28 member states. Current situation and forecasts for 2020-2025-2030*.