

Demandas de turismo argentina y brasileña en Uruguay

Silvia Altmark

Gabriela Mordecki

Florencia Santiñaque

W. Adrián Risso

Marzo 2012

Serie DT (12/01)
ISSN : 1688-6453

Demandas de turismo argentina y brasileña en Uruguay

Silvia Altmark¹, Gabriela Mordecki²,

Florencia Santiñaque³ y W. Adrián Risso⁴

Resumen

En el presente estudio se estiman las demandas de turismo argentina y brasileña en Uruguay por separado. Estos países representan el 66,25% del turismo receptivo en Uruguay, pero presentan características diferentes. Aplicando la metodología de cointegración se encuentran relaciones de largo plazo entre el gasto turístico de ambos países, sus respectivos ingresos y el tipo de cambio real turístico. La elasticidad ingreso de la demanda es positiva y mayor a la unidad en ambos casos, confirmando la hipótesis de que el turismo es un bien de lujo. Por otro lado se observa que esta elasticidad es menor en el caso argentino (1,899), que en el brasileño (2,679). La demanda argentina puede ser relativamente más inelástica debido al gran porcentaje de turismo cautivo presente, representado en parte por los argentinos con segundas residencias en Uruguay. Por otro lado, la elasticidad del tipo de cambio real turístico es también positiva y más inelástica en el caso argentino (0,623) que en el brasileño (1,168).

Palabras Claves: Demanda de Turismo, Tipo de cambio real turístico, Cointegración.

1. Introducción

Se pueden mencionar varias razones para estudiar la demanda de turismo de un país y conocer cuáles son sus principales determinantes. Entre los impactos positivos que produce el turismo se pueden mencionar la creación de empleo, el desarrollo local, los ingresos del gobierno y las divisas. Tanto los organismos públicos como los operadores privados están interesados en conocer las variables que afectan a la demanda de turismo. Medir el impacto del turismo puede ser vital cuando el gobierno tiene que tomar decisiones de política o cuando una empresa debe evaluar estrategias de marketing para promover sus servicios.

¹Instituto de Estadística (IESTA), Universidad de la Republica. E-mail: salt@iesta.edu.uy

²Instituto de Economía (IECON), Universidad de la Republica. E-mail: gabriela@iecon.ccee.edu.uy

³Instituto de Estadística (IESTA), Universidad de la Republica. E-mail: fsanti@iesta.edu.uy

⁴Instituto de Economía (IECON), Instituto de Estadística (IESTA), Universidad de la Republica. E-mail: arisso@iecon.ccee.edu.uy

Paraskervopoulos (1977), Loeb (1982), Stronge y Redman (1982), Truett y Truett (1987), Smeral y Witt (1996), Mudambi y Baum (1997) son sólo algunos ejemplos de estudios que intentan estimar los determinantes de la función de demanda turística. Crouch (1994) encuentra 80 estudios empíricos sobre la función de demanda turística. Estos análisis se concentran en variables como el ingreso per cápita de los países de origen y el precio relativo de las exportaciones de servicios turísticos.

Se ha estudiado la demanda de turismo desde diferentes puntos de vista, usando tanto métodos cualitativos como cuantitativos. En un estudio reciente Song y Li (2008) señalan que la mayoría de los estudios publicados usan métodos cuantitativos y en especial, modelos econométricos de series de tiempo.

Siendo Uruguay un pequeño país situado entre Brasil y Argentina, presenta una relación bastante cercana con estos países. En particular, como se menciona en Brida et al. (2010), el turismo en Uruguay tiene dos características principales: alta dependencia de los turistas argentinos y fuerte estacionalidad. De acuerdo al Ministerio de Turismo y Deporte, en 2010 el gasto total de turismo en Uruguay fue de U\$S 1.478:245.642, en donde el gasto de los argentinos representaba el 50,80% mientras que el gasto brasileño se colocó en segundo lugar con el 15,45% del gasto total.

Hasta donde los autores conocen no hay artículos publicados en revistas internacionales sobre la demanda de turismo en Uruguay. Sin embargo se pueden mencionar una serie de trabajos relevantes sobre este tema. Robano (2000) encuentra que la elasticidad ingreso de la demanda es mayor a la unidad pero menor que los estándares internacionales, lo cual sugiere que la mayoría del turismo argentino es cautivo. En este sentido, es importante señalar que una gran parte de los turistas argentinos tienen segundas residencias en Uruguay, lo cual puede explicar esta relativamente baja elasticidad. Recientemente, Serviansky (2011) analiza al turismo argentino en dos grupos, quienes tienen segundas residencias y aquellos que no. El autor encuentra que en el primer grupo el ingreso no es relevante en la demanda, mientras que en el segundo grupo el ingreso es relevante y muestra una elasticidad de 1,51.

Mantero et al. (2004) sugieren que la demanda de turismo en Uruguay no debería ser estudiada globalmente y que, por tanto, una desagregación de la demanda considerando la nacionalidad de los turistas sería conveniente. De hecho, el presente estudio sigue esta línea, dado que toma las dos principales nacionalidades de los turistas en Uruguay (Argentina y Brasil) y se estiman sus demandas por separado.

Es el propósito del presente artículo el de estimar las demandas de largo plazo por turismo en Uruguay por parte de argentinos y brasileños. Como se mencionó anteriormente, estos turistas representaban el 66,25% del gasto en 2010, pero pueden presentar comportamientos diferentes.

El presente trabajo se organiza de la siguiente manera. En la sección 2 se presenta la metodología econométrica aplicada en el caso de las demandas por turismo argentina y brasileña. En la sección 3 se presentan los resultados principales. Finalmente, en la sección 4 se mencionan algunas conclusiones.

2. Metodología Econométrica y Base de Datos

El objetivo del presente estudio es modelar las demandas argentina y brasileña de turismo en Uruguay. Para esto aplicamos la metodología de cointegración sugerida por Johansen (1988), a los efectos de estimar las dos funciones de demanda de largo plazo. Como es sabido, las series de tiempo en economía generalmente no son estacionarias, por lo cual la econometría clásica no puede ser aplicada. De hecho, cuando las series son integradas, la econometría clásica produce regresiones espurias, en donde los parámetros estimados por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) presentan alta significación y la ecuación presenta un alto R^2 pero los residuos violan los supuestos estándares requeridos por el método de MCO. En este caso, como señala Phillips (1986) se deben aplicar las técnicas de cointegración.

En el presente trabajo se aplicará el procedimiento propuesto por Johansen (1988) y Johansen (1995). Esta prueba estadística tiene la ventaja respecto a Engle y Granger (1987) de brindar todas las relaciones de cointegración posibles.

El primer paso en el análisis de cointegración es el estudio de la estacionariedad de las series de tiempo a través de la aplicación de una prueba de raíces unitarias. En el presente estudio se aplicará la prueba ADF propuesta por Dickey y Fuller (1981). Esta prueba se aplicará sobre los niveles y la primera diferencia de las variables tomadas en logaritmos. Se considerarán cuatro variables relevantes para los dos modelos. Por un lado, la demanda argentina requiere como variables al gasto turístico de los argentinos en Uruguay (Da), el ingreso real de los argentinos (Ya), el tipo de cambio real turístico entre Argentina y Uruguay (Eau) y el tipo de cambio real turístico entre Argentina y Brasil (Eab). Por otro lado, la demanda brasileña requiere tener el gasto turístico de los brasileños (Db), el ingreso real de los brasileños (Yb), el tipo de cambio real turístico entre Brasil y Uruguay (Ebu) y el tipo de cambio real turístico entre Argentina y Brasil (Eab). Si todas las series son integradas del mismo orden, se podrá estudiar la existencia de una posible relación de cointegración. El segundo paso será buscar una relación de largo plazo entre las variables, seguido por la aplicación de un modelo VEC sobre la dinámica de corto plazo.

Estos modelos para Argentina y Brasil pueden ser representados en primera diferencias de la siguiente manera:

$$\Delta Xa_t = \Gamma_{1a} \Delta Xa_{t-1} + \Pi_a Xa_{t-1} + \phi_a DUMMY_{at} + \mu_a + \varepsilon_{at} \quad (1)$$

$$\Delta Xb_t = \Gamma_{b1} \Delta Xb_{t-1} + \Pi_b Xb_{t-1} + \phi_b DUMMY_{bt} + \mu_b + \varepsilon_{bt} \quad (2)$$

donde, $Xa=(Da, Ya, Eau, Eab)$ y $Xb=(Db, Yb, Ebu, Eab)$ son los vectores que contiene las variables para las demandas de Argentina y Brasil, mientras que μ_a y μ_b son vectores de términos constantes. $DUMMY_a$ y $DUMMY_b$ son variables dummy y los vectores de residuos están representados por ε_{at} y ε_{bt} , variables distribuidas normales e independientes. Las matrices Π_a y Π_b llevan información sobre las relaciones de largo plazo de las variables en Xa y Xb , respectivamente. Los rangos de Π_a y Π_b son los números de combinaciones de variables linealmente independientes y estacionarias. McCallum (1984) señala que, a los efectos de aplicar técnicas de inferencia, se debe probar la exogeneidad débil. Esto se debe a que sin esta prueba los signos de los parámetros obtenidos pueden ser incorrectos.

Banerjee et al. (1993) resalta que hay una conexión importante entre una relación de cointegración y la relación de equilibrio de largo plazo correspondiente. Estudiar una relación de cointegración es analizar un equilibrio estadístico entre variables que tienden a crecer en el tiempo. La discrepancia de este equilibrio puede ser modelada por un Vector de Corrección de Errores (VCE), el cual muestra como después de un shock las variables pueden regresar al equilibrio.

Base de Datos

Para estudiar la demanda turística de argentinos y brasileños en Uruguay, se tomaron series de tiempo trimestrales desde el primer trimestre de 1996 al segundo trimestre de 2011. Los datos de gasto turístico argentino y brasileño fueron obtenidos a través de las encuestas de turismo receptivo publicadas por el Ministerio de Turismo y Deporte de Uruguay. Estas variables fueron corregidas por el respectivo tipo de cambio y el índice de precios (IPC) uruguayo publicado por el Instituto Nacional de Estadísticas (INE), obteniendo, de esta manera, el gasto turístico argentino y brasileño expresado en pesos uruguayos constantes.

A los efectos de aproximar el ingreso real de Argentina se consideró el PBI argentino a precios de 1993 publicado por el Ministerio de Economía de Argentina. El ingreso real brasileño fue aproximado por el PBI brasileño a precios constantes de 1995 publicado por el Instituto Brasileño de Estadística y Geografía.

El tipo de cambio real turístico entre Argentina y Uruguay, Argentina y Brasil y Brasil y Argentina fue elaborado por el Instituto de Estadística (IESTA) de la Universidad de la República Oriental del Uruguay. Considerando las discrepancias en las mediciones de inflación de Argentina, se aplicaron tres alternativas para el tipo de cambio real que usan tres diferentes fuentes para el índice de precios: el Instituto Nacional de Estadística y Censo (INDEC), el Instituto de Estadística de la provincia de Santa Fe y el Instituto de Estadística de la provincia de San Luis.

Además, se consideraron tres variables *dummy* para los años 1999, 2002 y 2008. Se intentan recoger los efectos de la crisis brasileña éntre los años 1998-1999, la crisis argentina en 2002 y la crisis internacional de 2008 originada en 2008. En el caso de Argentina se incorporó además, otra variable *dummy* que incorpora el efecto de los cortes de puentes entre los años 2005 y 2010.

3. Evidencia Empírica

La Tabla 1 y la Tabla 2 muestran la prueba ADF de raíces unitarias para las series de tiempo las demandas de Argentina y Brasil. Los resultados de esta prueba se presentan en diferencias y en nivel de los logaritmos de las variables.

Tabla 1: Prueba ADF de raíces unitarias en la demanda de turismo de los argentinos

ADF		Tendencia y Constante	Con Constante	Sin tendencia ni constante			Tendencia y Constante	Con Constante	Sin tendencia ni constante
D_a	Estadist.-t	-0,51	-1,08	0,52	ΔD_a	Estadist.-t	-4,78*	-3,63*	-3,61*
	p-valor	0,98	0,72	0,83		p-valor	0,00	0,01	0,00
Y_a	Estadist.-t	-1,33	0,45	1,37	ΔY_a	Estadist.-t	-3,24	-2,80	-2,42*
	p-valor	0,87	0,98	0,96		p-valor	0,09	0,06	0,02
E_{au} (INDEC)	Estadist.-t	-3,70*	0,38	-1,84	ΔE_{au} (INDEC)	Estadist.-t	-5,69*	-5,53*	-5,09*
	p-valor	0,03	0,98	0,06		p-valor	0,00	0,00	0,00
E_{au} (S. Luis)	Estadist.-t	-4,04*	-0,84	-1,25	ΔE_{au} (S. Luis)	Estadist.-t	-5,59*	-5,65*	-5,50*
	p-valor	0,01	0,80	0,19		p-valor	0,00	0,00	0,00
E_{au} (S. Fe)	Estadist.-t	-4,29*	-1,17	-1,00	ΔE_{au} (S. Fe)	Estadist.-t	-5,73*	-5,79*	-5,71*
	p-valor	0,01	0,68	0,28		p-valor	0,00	0,00	0,00
E_{ab} (INDEC)	Estadist.-t	-3,09	-0,35	0,92	ΔE_{ab} (INDEC)	Estadist.-t	-6,67*	-6,53*	-6,47*
	p-valor	0,12	0,91	0,90		p-valor	0,00	0,00	0,00
E_{ab} (S. Luis)	Estadist.-t	-3,27	-1,05	0,44	ΔE_{ab} (S. Luis)	Estadist.-t	-6,55*	-6,57*	-6,59*
	p-valor	0,08	0,73	0,81		p-valor	0,00	0,00	0,00
E_{ab} (S. Fe)	Estadist.-t	-3,32	-1,34	0,28	ΔE_{ab} (S. Fe)	Estadist.-t	-6,46*	-6,49*	-6,53*
	p-valor	0,07	0,60	0,76		p-valor	0,00	0,00	0,00

Fuente: Elaboración propia. * indica rechazo de la hipótesis nula al 5%

La Tabla 1 muestra que las variables involucradas en la demanda argentina son procesos I(1). Sin embargo, el tipo de cambio real turístico entre Argentina y Uruguay es estacionario. Cuando tenemos tres variables I(1) y una I(0), la metodología aún permite aplicar la prueba de cointegración de Johansen, ver Juselius (2006), Johansen (1995) y Harris (1995).

Tabla 2: Prueba ADF de raíces unitarias en la demanda de turismo de los brasileños

ADF		Tendenci a y Constant e	Con Constante	Sin tendenci a ni constant e			Tendencia y Constante	Con Constante	Sin tendenci a ni constant e
D_b	<i>Estadist.-t</i>	-2,45	0,83	1,35	ΔD_b	<i>Estadist.-t</i>	-17,70	-3,12	-2,95
	<i>p-valor</i>	0,35	0,99	0,95		<i>p-valor</i>	0,00	0,03	0,00
Y_b	<i>Estadist.-t</i>	-2,04	1,61	3,08	ΔY_b	<i>Estadist.-t</i>	-4,70	-4,09	-0,64
	<i>p-valor</i>	0,57	1,00	1,00		<i>p-valor</i>	0,00	0,00	0,43
E_{ub}	<i>Estadist.-t</i>	-1,98	-1,77	-0,22	ΔE_{ub}	<i>Estadist.-t</i>	-7,28	-7,26	-7,32
	<i>p-valor</i>	0,60	0,39	0,60		<i>p-valor</i>	0,00	0,00	0,00
E_{ab} (INDEC)	<i>Estadist.-t</i>	-3,09	-0,35	0,92	ΔE_{ab} (INDEC)	<i>Estadist.-t</i>	-6,67	-6,53	-6,47
	<i>p-valor</i>	0,12	0,91	0,90		<i>p-valor</i>	0,00	0,00	0,00
E_{ab} (S. Luis)	<i>Estadist.-t</i>	-3,27	-1,05	0,44	ΔE_{ab} (S. Luis)	<i>Estadist.-t</i>	-6,55	-6,57	-6,59
	<i>p-valor</i>	0,08	0,73	0,81		<i>p-valor</i>	0,00	0,00	0,00
E_{ab} (S. Fe)	<i>Estadist.-t</i>	-3,32	-1,34	0,28	ΔE_{ab} (S. Fe)	<i>Estadist.-t</i>	-6,46	-6,49	-6,53
	<i>p-valor</i>	0,07	0,60	0,76		<i>p-valor</i>	0,00	0,00	0,00

Fuente: Elaboración propia. * indica rechazo de la hipótesis nula al 5%

La Tabla 2 muestra que el gasto brasileño, el PBI brasileño y el tipo de cambio real turístico entre Brasil y Uruguay y Brasil y Argentina son procesos integrados de primer orden. Por lo tanto, la econometría clásica no puede ser aplicada y se debe proceder a buscar una relación de cointegración.

La Tabla 3 muestra el mejor modelo VAR para la demanda argentina de turismo en Uruguay considerando las tres fuentes de índices de precios, usando el criterio de Schwarz. Los tres casos presentados muestran la existencia de una relación de cointegración.

Tabla 3. Relaciones de Cointegración para Argentina, considerando los tres IPC (INDEC, San Luis, Santa Fe)

	Gasto Argentino	Constant e	Y_a	TCRT Arg- Uru	TCRT Bra- Arg
INDEC	<i>Coeficiente</i> <i>Estadístico-t</i>	-26,830 [-3,181]	2,481 [3,954]	0,778 [1,506]	0,560 [1,184]
San Luis	<i>Coeficiente</i> <i>Estadístico-t</i>	-22,378 [-3,262]	2,069 [4,221]	0,880 [1,749]	0,574 [1,360]
Santa Fe	<i>Coeficiente</i> <i>Estadístico-t</i>	-22,539 [-4,080]	2,091 [5,314]	1,061 [2,227]	0,344 [0,913]

Fuente: Elaborado usando los resultados obtenidos

La Tabla 3 muestra que, si bien en los tres casos los coeficientes presentan el signo esperado, solamente el modelo que usa el IPC de Santa Fe tiene coeficientes estadísticos significativos. El tipo de cambio real turístico entre Brasil y Argentina no es significativo en ningún modelo.

La Tabla 4 muestra el mejor modelo en el caso de la demanda Brasileña por turismo en Uruguay, considerando los diferentes IPC argentinos. Los resultados muestran que el mejor modelo no involucra a este IPC.

Tabla 4. Relación de cointegración para Brasil, considerando los tres IPC (INDEC, San Luis, Santa Fe) y un modelo sin el Tipo de cambio real turístico entre Brasil y Argentina

	Gasto Brasileño	Constante	Yb	TCRT Bra-Uru	TCRT Bra-Arg
<i>INDEC</i>	<i>Coefficiente</i>	-22,192	2,614	1,062	0,038
	<i>Estadístico-t</i>	[-2,525]	[3,587]	[2,631]	[0,111]
<i>San Luis</i>	<i>Coefficiente</i>	-26,922	3,000	1,351	0,250
	<i>Estadístico-t</i>	[-3,989]	[5,363]	[3,568]	[-0,797]
<i>Santa Fe</i>	<i>Coefficiente</i>	-26,963	3,010	1,435	0,352
	<i>Estadístico-t</i>	[-5,377]	[7,162]	[4,119]	[1,223]
<i>Sin TCR Bra-Arg</i>	<i>Coefficiente</i>	-22,529	2,621	1,160	
	<i>Estadístico-t</i>	[-7,677]	[10,338]	[5,170]	

Fuente: Elaborado usando los resultados obtenidos

Las Tablas 5 y 6 muestran las pruebas de cointegración para las demandas turísticas de ambos países.

Tabla 5. La prueba de la Traza para la demanda argentina en base al IPC de Santa Fe.

Nº relaciones de Cointegración	Valor propio	Estadístico de la Traza	Valor Crítico	Prob.**
<i>Prueba de la Traza</i>				
Ninguna*	0,807385	132	54	0,0000
Como máximo 1	0,334347	33	35	0,0789
Como máximo 2	0,106884	9	20	0,7472
Como máximo 3	0,034395	2	9	0,7577

La prueba de la traza indica 1 ecuación de cointegración al 5%. * Rechazo de la hipótesis nula al 5%.

Tabla 6. Pruebas de Cointegración (Traza y Valor Propio) para la demanda turística de Brasil en Uruguay

No relaciones de Cointegración	Valor propio	Estadístico de la Traza	Valor Crítico	Prob.**
<i>Prueba de la Traza</i>				
Ninguna*	0,612	61,92	35,19	0,000
Como máximo 1	0,057	5,15	20,26	0,978
Como máximo 2	0,027	1,65	9,16	0,845
<i>Prueba del Valor Propio</i>				
Nº de relaciones de Coint.	Valor Propio	Máx, Valor Propio	Valor Crítico	Prob,**
Ninguna*	0,612	56,77	22,30	0,000
Como máximo 1	0,057	3,50	15,89	0,978
Como máximo 2	0,027	1,65	9,16	0,845

Las pruebas de la Traza y el Valor Propio indican 1 relación de cointegración al 5%. * Rechazo de la hipótesis nula al 5%.

Se aplicó la prueba de exogeneidad débil en ambas funciones de demanda. En el caso de la demanda argentina, se hizo la prueba para el tipo de cambio real turístico entre Uruguay y Argentina y el tipo de cambio real turístico entre Brasil y Argentina, el estadístico Chi2 fue 1,57 y el p-valor fue 0,46 por lo cual la hipótesis nula de exogeneidad débil no fue rechazada.

En el caso de la demanda brasileña se aplicó la prueba de exogeneidad débil sobre el ingreso brasileño y el tipo de cambio real turístico entre Brasil y Uruguay. La prueba estadística Chi2 fue 0,01 y el p-valor 0,93, por lo cual la hipótesis nula no es rechazada.

Además se realizó un estudio de autocorrelación y normalidad sobre los residuos, presentando un buen desempeño.

Finalmente, las demandas turísticas de Argentina y Brasil en Uruguay se muestran en las ecuaciones (3) y (4) respectivamente.

$$Demanda_{Argentina} = -16,715 + 1,899 Y_a + 0,623 E_{au} \quad (3)$$

$$[-3,437] \quad [5,492] \quad [1,867]$$

$$Demanda_{Brazil} = -23,255 + 2,679 Y_b + 1,168 E_{bu} \quad (4)$$

$$[-7,377] \quad [9,840] \quad [8,848]$$

Los coeficientes de las variables presentan los signos esperados en ambas ecuaciones y son significativos. Se recuerda que dado que las variables están expresadas en logaritmos, los coeficientes representan las elasticidades. La elasticidad ingreso de la demanda en ambos casos es mayor de la unidad, lo que indica que el turismo es un bien de lujo como asume la teoría; por otro lado la elasticidad del tipo de cambio real turístico es cercana a uno en ambas ecuaciones.

En el caso de la demanda Argentina la elasticidad ingreso de la demanda es 1,899 lo cual significa que un incremento del 1% del ingreso produce un incremento del 1,899% en la demanda. Por otro lado, un incremento del 1% en el ingreso de Brasil provoca un incremento del 2,679% en la demanda turística. Esta elasticidad mayor en el caso brasileño respecto al argentino, sugiere una mayor variabilidad de la demanda brasileña sobre la argentina.

En cuanto a la elasticidad de la demanda respecto al tipo de cambio real turístico la demanda brasileña también es más elástica que la argentina. Mientras que un incremento del 1% en el tipo de cambio real turístico entre Argentina y Uruguay produce un incremento del 0,623% en

la demanda turística, un incremento del 1% en el tipo de cambio real turístico entre Brasil y Uruguay provoca un incremento del 1,168% en la demanda de Brasil.

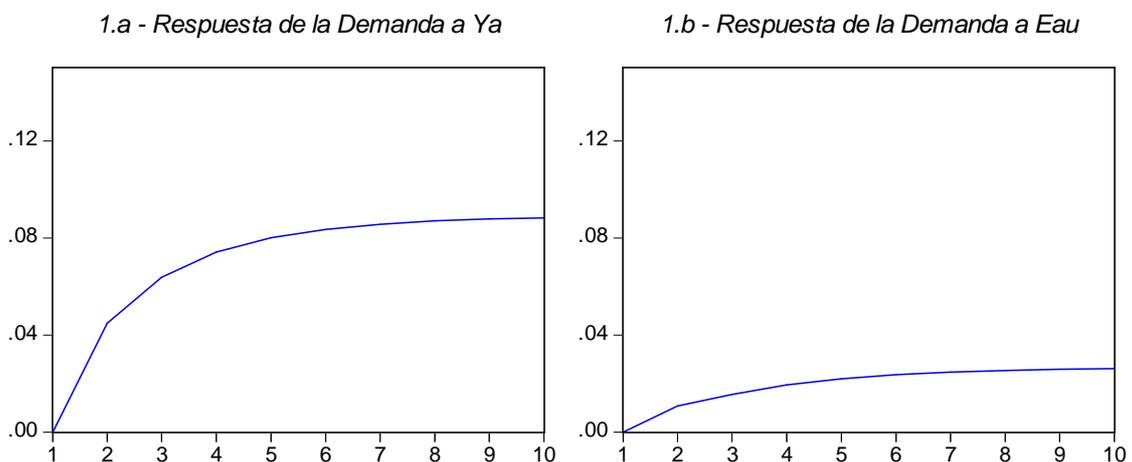
Estos resultados concuerdan con Robano (2000), dado que las elasticidades, en particular la elasticidad ingreso es menor que la brasileña se podría pensar que la mayoría del turismo argentino es cautivo, tal vez debido a que un gran número de turistas argentinos tiene segundas residencias en Uruguay, como se sugiere en Serviansky (2011).

Funciones de Impulso y Respuesta

Se realizó además un estudio sobre las funciones de impulso y respuesta aplicando innovaciones de una desviación estándar de Cholesky. La Figura 1.a muestra que después de un shock en el ingreso argentino, hay un incremento de la demanda turística por los siguientes diez trimestres. La Figura 1.b muestra que cuando el tipo de cambio real turístico entre Argentina y Uruguay sufren un shock se obtiene un incremento en la demanda turística.

Argentina

Figura 1. Respuesta de la demanda argentina a una innovación en Y_a (1.a) y una innovación en E_{au} (1.b).



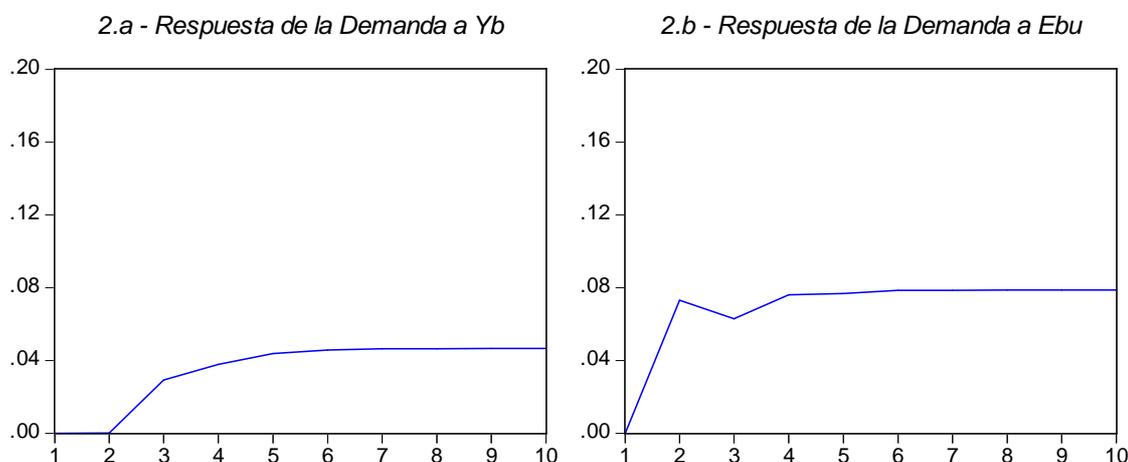
Fue

nte: Elaborado en base a los resultados obtenidos

Las Figuras 2.a y 2.b muestran las funciones de impulso respuesta para el caso de la demanda brasileña de turismo en Uruguay.

Brasil

Figura 2. Respuesta de la demanda brasileña a una innovación en Yb (2.a) y una innovación en Ebu (2.b).



Fuente: Elaborado en base a los resultados obtenidos

Las Figuras 2.a y 2.b muestran las funciones de impulso respuesta en el caso de la demanda brasileña de turismo. Un shock en el ingreso de Brasil tiene un efecto positivo empezando en el segundo trimestre. La Figura 2.b sugiere que un shock en el tipo de cambio real turístico ente Brasil y Uruguay provoca un incremento en el primer trimestre y luego la demanda empieza a estabilizarse.

4. Conclusiones

Estudiar los determinantes de la demanda de turismo es relevante para un país a la hora de tomar decisiones de política o una empresa para evaluar sus políticas de marketing. Entre los impactos positivos del turismo que se suelen mencionar más a menudo se encuentran la creación de empleo, el desarrollo local, los ingresos del gobierno y las divisas.

El estudio de la demanda turística ha sido ampliamente estudiado a nivel internacional, sin embargo pocos trabajos se han realizado para el caso uruguayo y no se cuenta con ninguno publicado en revistas internacionales. Se pueden destacar los trabajos de Robano (2000) que estudia la demanda de turismo en Uruguay, el trabajo de Mantero et al. (2004) que considera que no se debe hacer un estudio global de la demanda Uruguay y el trabajo de Serviansky (2011) que separa a los argentinos entre aquellos que poseen segundas residencias y quiénes no.

Considerando los principales puntos de los trabajos anteriormente mencionados y que el turismo argentino y brasileño representaba el 66,35% del total del turismo receptivo en Uruguay en 2010 se decidió hacer un análisis separado de ambos países considerando los principales determinantes.

Aplicando la metodología de cointegración sugerida por Johansen (1988) se encuentran dos relaciones de largo plazo para la demanda argentina y brasileña de turismo en Uruguay. Se encuentra que la demanda representada como el gasto de los turistas en Uruguay está relacionada positivamente con el ingreso del país de origen de los turistas y el tipo de cambio real turístico confirmando lo que predice la teoría de la demanda.

Se encuentra que la demanda Brasileña es más elástica que la Argentina tanto cuando se toma la elasticidad ingreso como la elasticidad del tipo de cambio real turístico. Esto sugiere que una parte del turismo argentino es cautivo y que puede estar representado por el gran porcentaje de argentinos que tienen segundas residencias en Uruguay.

En ambos casos la elasticidad ingreso del turismo es mayor a la unidad lo cual es característico de los bienes de lujo, lo cual confirma también confirma la teoría de que el turismo es un bien normal pero no es un bien de primera necesidad, sino de lujo.

Bibliografía

-Banerjee, A., Dolado, J., Galbraith, J. & Hendry, D., (1993), *Cointegration, Error-Correction, and the Econometric Analysis of the Non-Stationary Data*, Oxford University Press, Oxford, UK

-Brida, J., Lanzilotta, B., Risso, W., (2010), "The tourism-led growth hypothesis for Uruguay", *Tourism Economics*, vol. 16 (3), pp. 765-771.

-Crouch, G. I., (1994), "The study of international tourism demand", *Journal of Travel Research*, Vol. 32, pp. 41-55.

-Dickey, D., and Fuller, W., (1981), "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root", *Econometrica*, vol. 49, pp. 1057-1071.

-Engle, R. and Granger, C., (1987), "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, Vol. 55, pp. 251-276.

-Harris, R., (1995), *Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling*, Prentice Hall, Essex, UK

- Johansen, S., (1988)**, "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12, pp. 231-254.
- Johansen, S., (1995)**, *Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models*, Oxford University Press, Oxford, UK
- Juselius, K., (2006)**, *The Cointegrated VAR Model: Methodology and Applications*, Oxford University Press, Oxford, UK.
- Loeb, P. D., (1982)**, "International travel to the United States: an econometric evaluation", *Annals of Tourism Research*, vol. 9, pp. 7-20.
- Mantero, R., Perelmuter, N. and Sueiro, I., (2004)**, "Determinantes económicos del turismo receptivo en Uruguay", CINVE, Trabajo no publicado.
- McCallum, B., (1984)**, "On Low-Frequency Estimates of Long-Run Relationships in Macroeconomics", *Journal of Monetary Economics*, vol. 14, pp. 3-14.
- Mudambi, R. y Baum, T., (1997)**, "Strategic segmentation: an empirical analysis of tourist expenditure in Turkey", *Journal of Travel Research*, vol. 36, pp. 29-34.
- Paraskevopolous, G., (1977)**, "An Econometric Analysis of International Tourism", Lecture Series No. 31, *Centre of Planning and Economic Research*, Athens, Greece.
- Phillips, P., (1986)**, "Understanding Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics*, vol. 33, pp. 311-340.
- Robano, V., (2000)**, "Determinantes del turismo receptivo en Uruguay", *Trabajo presentado en las XV Jornadas de Economía del Banco Central del Uruguay*, Montevideo.
- Serviansky, M., (2011)**, *El impacto del costo del transporte en la demanda de turismo receptivo argentino en Uruguay. Un análisis desagregado de cointegración y causalidad*, tesis presentada para el grado de maestría en economía, Montevideo, Uruguay
- Smeral, E., y Witt, S., (1996)**, "Econometric forecasts of tourism demand to 2005", *Annals of Tourism Research*, vol. 23, pp. 891-907.
- Song, H., y Li, G., (2008)**, "Tourism demand modeling and forecasting – A review of recent research", *Tourism Management*, vol. 29 (2), pp. 203-220 .
- Stronge, W., y Redman, M., (1982)**, "US tourism in Mexico: and empirical analysis", *Annals of Tourism Research*, Vol. 9, pp. 21-35.
- Truett, D., y Truett, L., (1987)**, "The response of tourism to international economic conditions: Greece, Mexico, and Spain", *The Journal of Developing Areas*, vol. 21, pp. 177-90.

ANEXO I: Prueba sobre los residuos de los modelos

En este anexo se presenta el resultado de las pruebas de auto correlación y normalidad sobre los residuos de los modelos estimados en el estudio.

1. *Análisis de los residuos del modelo de la demanda argentina:*

1.1 Prueba LM de Correlación Serial sobre los residuos del modelo VEC

Hipótesis nula: No hay correlación serial en el rezago de orden h

Muestra: 1996Q1 2012Q4

No. observaciones: 60

Rezagos	Estad.-LM	p-valor
1	18,95408	0,0256
2	13,18961	0,1542
3	3,995934	0,9117
4	20,40617	0,0156
5	4,503857	0,8752
6	6,508932	0,6881
7	7,542934	0,5808
8	10,03544	0,3476
9	8,285999	0,5056
10	24,95271	0,0030
11	7,446888	0,5907
12	8,263620	0,5078
13	6,545785	0,6843
14	7,841038	0,5502
15	6,650084	0,6735
16	8,267070	0,5075
17	4,847891	0,8474
18	6,247619	0,7149
19	5,335345	0,8042
20	15,35797	0,0816
21	5,346292	0,8031
22	18,92491	0,0258
23	8,012985	0,5328
24	12,22106	0,2011

Prob. de una chi-2 con 9 grados de libertad.

1.2 Prueba de normalidad sobre los residuos del modelo VEC

Ortogonalización: Cholesky (Lutkepohl)

Hipótesis nula: Los residuos son una normal multivariada

Muestra: 1996Q1 2012Q4

No. observaciones: 60

Componente	Asimetría	Chi-2	Grados de libertad	p-valor
1	0,434426	1,887260	1	0,1695
2	-0,263582	0,694757	1	0,4046
3	-0,432741	1,872649	1	0,1712
Conjunta		4,454667	3	0,2164

Componente	Curtosis	Chi-2	Grados de libertad	p-valor
1	2,106186	1,997259	1	0,1576
2	1,790871	3,654979	1	0,0559
3	3,208484	0,108664	1	0,7417
Conjunta		5,760902	3	0,1238

Componente	Jarque-Bera	Grados de libertad	p-valor
1	3,884519	2	0,1434
2	4,349736	2	0,1136
3	1,981313	2	0,3713
Conjunta		6	0,1159

2. *Análisis de los residuos del modelo de la demanda argentina:*

2.1 Prueba LM de Correlación Serial sobre los residuos del modelo VEC

Hipótesis nula: No hay correlación serial en el rezago de orden h

Muestra: 1996Q1 2012Q4

No. observaciones: 60

Rezagos	Estad.-LM	p-valor
1	10,53282	0,3091
2	18,36726	0,0311
3	12,54545	0,1843
4	15,98460	0,0672
5	11,65784	0,2333
6	23,94267	0,0044
7	18,07891	0,0343
8	10,19992	0,3345
9	9,114091	0,4268
10	16,42807	0,0585
11	15,04535	0,0897
12	21,34648	0,0112
13	18,09924	0,0340
14	10,82739	0,2877
15	10,82648	0,2878
16	11,25467	0,2587
17	18,69483	0,0279
18	11,01232	0,2749
19	13,23430	0,1523
20	9,972508	0,3527
21	13,01628	0,1619
22	9,395640	0,4016
23	15,17341	0,0863
24	12,32420	0,1956

Probs. de una chi-2 con 9 grados de libertad

2.2 Prueba de normalidad sobre los residuos del modelo VEC

Ortogonalización: Cholesky (Lutkepohl)

Hipótesis nula: Los residuos son una normal multivariada

Muestra: 1996Q1 2012Q4

No. observaciones: 60

Componente	Asimetría	Chi-2	Grados de libertad	p-valor
1	-0,354373	1,255800	1	0,2624
2	-0,150586	0,226763	1	0,6339
3	-0,647198	4,188653	1	0,0407
Conjunta		5,671215	3	0,1287

Componente	Curtosis	Chi-2	Grados de libertad	p-valor
1	1,944032	2,787671	1	0,0950
2	2,164306	1,745962	1	0,1864
3	3,835833	1,746542	1	0,1863
Conjunta		6,280175	3	0,0987

Componente	Jarque-Bera	Grados de libertad	p-valor
1	4,043471	2	0,1324
2	1,972725	2	0,3729
3	5,935195	2	0,0514
Conjunta	11,95139	6	0,0631

ANEXO II: Proyecciones según los modelos estimados

1. Proyecciones para el gasto turístico argentino en 2012

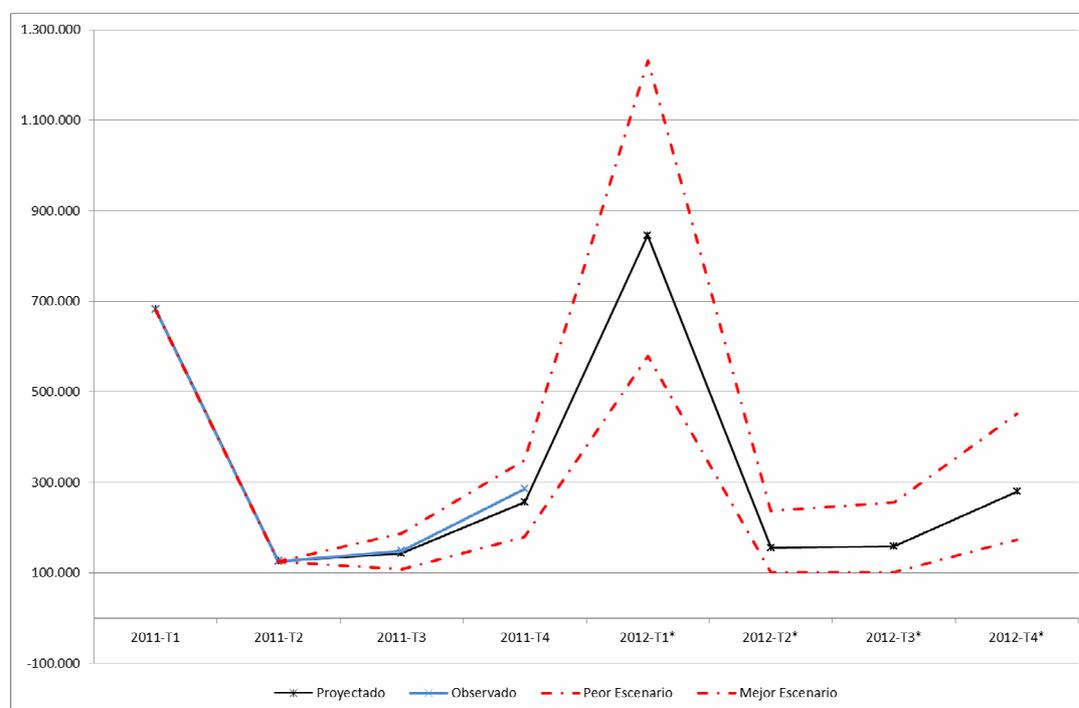
La Tabla II.1 y la Figura II.1 muestran las proyecciones para el periodo comprendido entre el tercer trimestre de 2011 y el cuarto de 2012 comparando con los valores que se han observado.

Tabla II.1 Gasto de los turistas argentinos, Proyección, Observado y Límites de confianza (en miles de dólares corrientes)

Trimestre	Proyectado	Observado	I.C. Inferior (a)	I.C. Superior (a)
2011-T1	681.821,45	681.821,45	681.821,45	681.821,45
2011-T2	125.611,49	125.611,49	125.611,49	125.611,49
2011-T3	143.900,34	148.791,22	108.758,19	187.488,13
2011-T4	256.429,02	285.945,63	179.927,18	349.516,75
2012-T1*	845.946,45		578.670,22	1.232.348,14
2012-T2*	155.120,36		102.521,58	236.561,88
2012-T3*	159.113,64		101.258,09	255.590,54
2012-T4*	279.426,72		174.114,73	452.080,78

Fuente: Elaboración propia. * Los modelos se estimaron en pesos constantes, los valores corrientes en miles de dólares para el 2012 suponen la inflación y el tipo de cambio iguales a los del último trimestre del 2011 que son los últimos conocidos. (a) Los intervalos de confianza inferior y superior corresponden al 95% de confianza.

Figura II.1 Gasto de los turistas argentinos, Proyección, Observado y Límites de confianza (en miles de dólares corrientes)



2. Proyecciones para el gasto turístico brasileño en 2012

La Tabla II.1 y la Figura II.1 muestran las proyecciones para el periodo comprendido entre el tercer trimestre de 2011 y el cuarto de 2012 comparando con los valores que se han observado.

Tabla II.2 Gasto de los turistas brasileños, Proyección, Observado y Límites de confianza (en dólares corrientes)

Trimestre	Proyectado	Observado	I.C. Inferior (a)	I.C. Superior (a)
2011-T1	125.279.759,00	125.279.759,00	125.279.759,00	125.279.759,00
2011-T2	49.308.116,00	49.308.116,00	49.308.116,00	49.308.116,00
2011-T3	52.125.545,35	57.832.382,00	37.574.371,85	70.449.638,38
2011-T4	71.468.614,92	85.901.876,00	50.026.307,27	115.186.274,21
2012-T1*	121.992.167,41		83.649.111,61	177.010.141,35
2012-T2*	60.057.763,10		40.215.261,01	91.462.852,06
2012-T3*	59.098.746,50		35.531.878,20	89.888.847,37
2012-T4*	84.985.687,36		52.861.337,15	136.660.346,16

Fuente: Elaboración propia. * Los modelos se estimaron en pesos constantes, los valores corrientes en dólares para el 2012 suponen la inflación y el tipo de cambio iguales a los del último trimestre del 2011 que son los últimos conocidos. (a) Los intervalos de confianza inferior y superior corresponden al 95% de confianza.

Figura II.2 Gasto de los turistas brasileños, Proyección, Observado y Límites de confianza (en dólares corrientes)

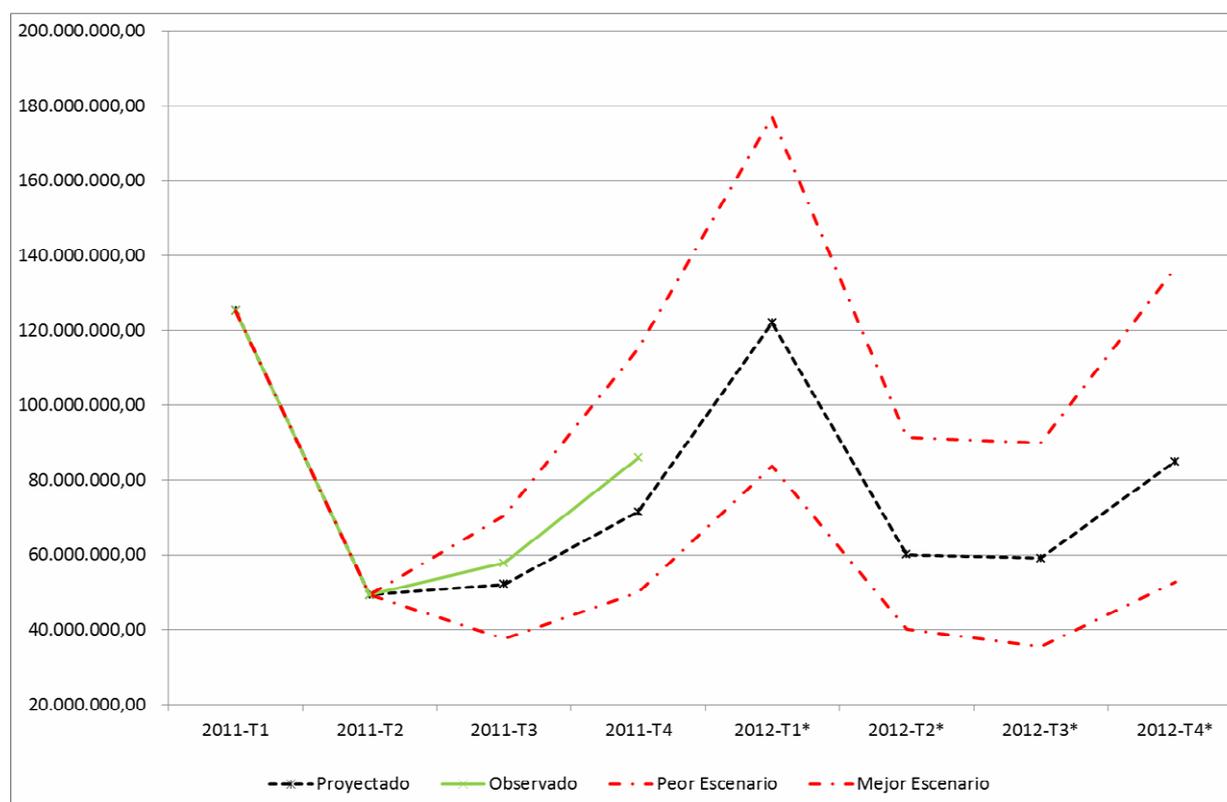


Tabla II.3 Comparación del poder predictivo de los modelos tomando los dos trimestres observados (T3-2011 y T4-2011).

Estadístico	Argentina	Brasil
MAPE	6,80477	13,33496
MPE	2,26826	4,44499
U-Theil	0,04854	0,08083

Todos los estadísticos MAPE, MPE y U-Theil muestran que el error de predicción menor se ha dado utilizando el modelo para proyectar el gasto de los turistas argentinos.