

Interrelación entre turismo rural y de masas: Estudio de caso en Cataluña

Resumen

El presente trabajo analiza la interrelación existente entre el turismo rural y el de sol y playa. Para ello, se ha estimado un modelo de precios hedónicos en el que se ha considerado la existencia de dependencia espacial, utilizando una muestra de las casas rurales en alquiler ubicadas en Cataluña. Los resultados obtenidos muestran los signos esperados, destacando que la congestión perjudica el precio de alquiler y que la existencia de puntos de interés en un entorno a la casa influye positivamente en éste. Por otro lado, la lejanía a la playa más cercana reduce el precio de alquiler, mientras que cuanto mayor es el número de playas existentes en un entorno, menor es el precio. Este hecho podría interpretarse como que el turista rural valora la playa como un atractivo turístico adicional, pero por otro lado, huye de la masificación existente en una zona con muchas playas.

Clasificación Código Jel: L83

Keywords: Turismo rural, precios hedónicos, dependencia espacial.

Santana-Jiménez, Yolanda¹ (ysantana@dmc.ulpgc.es), Tlf.: 928458644

Hernández, Juan M.¹ (jhernandez@dmc.ulpgc.es), Tlf.: 928458228

Suárez-Vega, Rafael¹ (rsuarez@dmc.ulpgc.es), Tlf.: 928458221

¹Departamento de Métodos Cuantitativos en Economía y Gestión, Universidad de Las Palmas de Gran Canaria, c/ Saulo Torón, nº17, 35017 España. Fax: 928451829

Interrelación entre turismo rural y de masas: Estudio de caso en Cataluña

1. Introducción

En las últimas décadas, los gestores turísticos de España y otros países mediterráneos han apoyado y promocionado proyectos de turismo rural como alternativa al tradicional de sol y playa. El turismo rural y el costero (masas) son dos ramas de la misma industria y por tanto comparten elementos esenciales de la oferta turística, como son ciertas infraestructuras (medios de transporte), aunque también algunos atractivos, como los eventos culturales, patrimonio o baja congestión (Kozak, 2002; Roberts and Hall, 2001; Yoon and Uysal, 2005; Alegre and Cladera, 2006; Santana-Jiménez and Hernández, 2011; Farmaki, 2012). Así, el éxito de estas políticas de diversificación turística requiere de un análisis de la interrelación entre los dos tipos de turismo. El objetivo de este trabajo es identificar los atributos más relevantes del turismo rural en una región determinada y compararlos con los tradicionalmente valorados en el mercado de turismo de masas.

El análisis se llevará a cabo a través de un estudio empírico del mercado de turismo rural en Cataluña. La elección de Cataluña se debe a que esta región ha desarrollado un turismo de masas desde la década de los 60, mientras que ya desde los 80 el turismo rural ha ganado importancia. Por otro lado, dispone de una amplia información de turismo rural proporcionada por propietarios privados y por la administración pública. Metodológicamente, se estimará un modelo de precios hedónicos al mercado de alojamientos rurales en Cataluña,

que permitirá determinar las características implícitas valoradas por el mercado. En la estimación del modelo se ha tenido en cuenta la dependencia espacial mediante la consideración de matrices de pesos espaciales que conectan cada casa con un número determinado de casas vecinas.

2. Metodología

El modelo de precios hedónicos asume que el precio de un determinado bien o clase de productos p está influenciado por una colección de características o atributos (x_1, x_2, \dots, x_k) a través de la siguiente relación,

$$p = f(x_1, x_2, \dots, x_k). \quad (1)$$

Los atributos no están explícitamente valorados por el mercado, sino que su precio está implícitamente incluido en el precio del bien general. En el caso del turismo rural, el bien o clase de productos es la casa rural, cuyo precio de alquiler está determinado por los diferentes atributos que la componen y que no se ofertan separadamente. Por ejemplo, el equipamiento de una determinada casa rural (e.g. terraza con barbacoa) está usualmente incluido en el precio total de alquiler. Si se conociera la forma funcional $f(\cdot)$, se podría determinar el precio implícito del atributo x_i , $i=1,2,\dots,k$, tomando la derivada parcial de la función de precios, esto es, $p_{x_i} = \partial p / \partial x_i$. Los fundamentos económicos de la metodología de precios hedónicos se encuentra en Rosen (1974). Algunas aplicaciones al mercado de turismo

rural pueden encontrarse en Santana-Jiménez et al. (2011, 2014), Ohe and Ciani (2011), Hernández et al. (2013) y Suárez-Vega et al. (2013).

Dada la gran variedad de atributos que potencialmente pueden influir en el precio de la casa rural, se han seguido los siguientes pasos con el fin de seleccionar los atributos que se incluirán en los modelos definitivos. En primer lugar se aplicaron paralelamente los procedimientos de estimación Step-wise y GASIC para optimizar el ajuste del modelo según los diferentes criterios de selección óptima. GASIC (Acosta-González and Fernández-Rodríguez 2007) es un procedimiento de selección automática de factores del modelo de regresión, realizado mediante un algoritmo genético donde la función de pérdida es el criterio de información de Schwartz. Esta metodología evita la tendencia a sobreidentificar modelos detectada en el procedimiento Stepwise (Lovell, 1983). Suárez-Vega et al. (2013) presentan una aplicación de este método para explicar el precio de alquiler de casas rurales en la isla de La Palma (España).

En segundo lugar, se compararon los resultados de ambos procedimientos y se consideró la mejor opción probando combinaciones entre los atributos seleccionados por los dos métodos.

En tercer lugar, se consideró y contrastó la presencia de dependencia espacial. Anselin (2005) proporciona información completa sobre estos modelos y su aplicación. La especificación general de los modelos de dependencia espacial para el modelo de precios hedónicos propuesto para las casas rurales en Cataluña es el siguiente:

$$\ln(p) = \alpha 1 + \rho W \ln(p) + V\beta + u, \quad (1)$$

donde $u = \lambda Wu + \varepsilon$, $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n)$. La variable dependiente $\ln(p)$ representa el n -vector del logaritmo de precios de la casa n ; α es una constante, y 1 es un vector de unos de n filas. La matriz $W_{n \times n}$ representa la influencia del precio de las casas en un entorno de una casa concreta. El coeficiente ρ mide el grado de dependencia entre las casas de alquiler, y un precio positivo indica que casas cercanas presentan precios similares. El vector β , con m y p filas, corresponde al número de variables (V) consideradas en el modelo. Finalmente u es el vector de errores que sigue un modelo de error espacial.

Para contrastar la existencia de correlación espacial, se aplica el test I de Moran al logaritmo de los precios. El rechazo de la hipótesis nula ($I \neq 0$) indica la existencia de correlación espacial significativa. Adicionalmente, se emplean otros contrastes sobre el modelo clásico ampliamente utilizados en econometría espacial, con el fin de seleccionar la mejor especificación espacial: el test I de Moran sobre los errores, el test de multiplicadores de Lagrange (error) y su versión robusta, así como el test de multiplicadores de Lagrange (spatial lag) y su versión robusta. Finalmente, existen otros contrastes adicionales realizados después de la estimación del modelo espacial que buscan valorar si la especificación espacial propuesta mejora significativamente el modelo clásico o no: el test de razón de verosimilitud, que estudia la adecuación del modelo de retardo espacial propuesto (o del retardo del error) y el test de multiplicadores de Lagrange, que estudia si el modelo espacial propuesto carece de otras estructuras espaciales significativas omitidas en el modelo. Una explicación detallada de estos contrastes se encuentra en Anselin (2005).

3. Estudio de caso

3.1. Datos y variables

El presente estudio empírico se ha realizado tomando una muestra representativa de las casas rurales situadas en Cataluña. La muestra se compone de 393 observaciones. La información se ha obtenido a partir de páginas web disponibles en internet.

Los modelos de precios hedónicos aplicados al mercado de turismo rural suelen distinguir dos tipos de variables: estructurales y de localización. Las variables estructurales son aquellas que describen las características físicas de la casa rural (metros cuadrados, número de camas, etc.) y los servicios proporcionados (piscina, desayuno incluido, etc.), mientras que las de localización combinan las características del área que rodea la habitación, como densidad de población ó número de restaurantes, con aquellos factores relacionados con su posición geográfica, como la proximidad a comodidades o servicios (área donde se sitúa la habitación, vistas al mar, distancia a la playa, aeropuerto, centro, etc.).

Las variables consideradas en el modelo se encuentran en la Tabla 1. Algunas fueron obtenidas directamente de las páginas web, como son *Price* (el precio por noche para dos personas) y una serie de variables estructurales (número de camas, si tiene o no barbacoa, TV satélite, piscina, jacuzzi, chimenea, si permite animales domésticos, o si está incluida en un resort). Entre las variables de localización, se consideran *Barcelona*, *Girona* y *Lleida*, que indican si la casa está ubicada en dichas provincias o no.

En el cálculo del resto de variables de localización ha sido necesario geocodificar las casas rurales y diversos sitios de interés (capitales de provincia, áreas de arena natural, espacios rurales y playas), y se ha utilizado el software GIS (Geographical Information System). A partir de esta información se calcularon distancias en línea recta (en Km) desde las casas

rurales a los puntos de interés más cercanos (*Dist_nearest_cap_prov_Km*, *Dist_nearest_beach_Km*, *Dist_nearest_rural_int_Km*). También se obtuvo el número de puntos de interés dentro de un radio específico desde la casa rural. Adicionalmente, se calcularon tres áreas de influencia con radios de 25, 50 y 100Km.

Se ha incluido una variable de diversidad de usos del suelo en un entorno a la casa, según el índice propuesto por Bastian et al. (2002)

$$Landscape\ Diversity_i = 1 - \sum_{h=1}^m (\varphi_h)^2,$$

Donde φ_h indica la proporción de uso del suelo h en un radio de i Km desde la casa rural, y m representa la cantidad de uso del suelo del área. Cuanto mayor sea el valor del índice, mayor diversidad de usos del suelo existe en el área.

Las variables *Pop_rKm* muestran la población en un radio r desde la casa rural. Estas variables se han obtenido a partir de mapas proporcionados por LandScan 2007™ High Resolution global Population Data Set (Bright, et al. 2008) y se han considerado radios de 1, 5, 50 y 100 Km.

Se han considerado también el número de puntos de interés rural, así como el número de capitales de provincia, y el número de playas en radios de 25, 50 y 100Km. Esta última variable es de especial relevancia como comparativa de ambos tipos de turismo.

Tabla 1. Definición y estadísticos descriptivos de las variables para las casas rurales de Cataluña.

Variables	Definición	Media	Desv. Típica	Mín.	Máx.
<i>Price</i>	Precio/noche para 2 personas (euros)	65,19	33,44	15	240
Estructural					
<i>Beds</i>	Número de camas en la casa	8,92	3,99	2	20
<i>Barbecue</i>	Barbacoa en la casa (1=sí, 0=no)	0,59	0,49	0	1
<i>Satellite TV</i>	TV satélite en la casa (1=sí, 0=no)	0,02	0,14	0	1
<i>Pool</i>	Piscina en la casa (1=sí, 0=no)	0,43	0,49	0	1
<i>Jacuzzi</i>	Jacuzzi en la casa (1=sí, 0=no)	0,02	0,14	0	1
<i>Fireplace</i>	Chimenea en la casa (1=sí, 0=no)	0,63	0,48	0	1
<i>Pets allowed</i>	Animales domésticos permitidos	0,27	0,44	0	1
<i>Resort</i>	Incluido en un Resort (1=sí, 0 no)	0,13	0,34	0	1
Localización					
<i>Barcelona</i>	Situado en Barcelona (1=sí, 0=no)	0,25	0,43	0	1
<i>Girona</i>	Situado en Gerona (1=sí, 0=no)	0,38	0,48	0	1
<i>Lleida</i>	Situado en Lérida (1=sí, 0=no)	0,22	0,42	0	1
<i>Landscape Diversity</i>	Índice de diversidad en radio de 1Km	0,53	0,18	0,0002	0,84
<i>Dist_nearest_cap_prov_Km</i>	Distancia a capital de provincial más cercana (Km)	49,58	27,72	5,23	122
<i>Dist_nearest_beach_Km</i>	Distancia a playa más cercana (Km)	57,5	37,67	0,55	165
<i>Dist_nearest_rural_int_Km</i>	Dist. A punto de interés rural más cercano (Km)	14,73	10,33	0,02	63
<i>Npoints_rural_int_25Km</i>	Nº puntos de interés rural en 25Km	2,49	1,94	0	7
<i>Npoints_rural_int_50Km</i>	Nº puntos de interés rural en 50Km	7,34	3,41	0	11

<i>Npoints_rural_int_100Km</i>	Nº puntos de interés rural en 100Km	17,6	5,73	3	26
<i>Ncap_prov_25Km</i>	Nº capitales de provincia en 25Km	0,14	0,35	0	1
<i>Ncap_prov_50Km</i>	Nº capitales de provincia en 50Km	0,36	0,48	0	1
<i>Ncap_prov_100Km</i>	Nº capitales de provincia en 100Km	0,43	0,49	0	1
<i>Nbeaches_25Km</i>	Nº playas en 25Km	0,48	1,14	0	8
<i>Nbeaches_50Km</i>	Nº playas en 50Km	2,14	2,92	0	11
<i>Nbeaches_100Km</i>	Nº playas en 100Km	7,47	4,34	0	13
<i>Pop_1Km</i>	Población en 1Km	511	1.072,6	0,1	6.715
<i>Pop_5Km</i>	Población en 5Km	6260,8	11,046.9	14	92.789
<i>Pop_50Km</i>	Población en 50Km	90,19E6	1,02E6	44,49E6	4,55E6
<i>Pop_100Km</i>	Población en 100Km	4,16E6	1,72E6	0,76E6	5,91E6

3.2. Resultados

La Tabla 2 muestra los resultados de los tests correspondientes al modelo MCO y a los modelos de dependencia espacial estimados. El test I de Moran sobre $\text{Log}(\text{price})$ indica la existencia de dependencia espacial significativa entre los precios. Específicamente, el precio de la casa más cercana a cada casa influye positivamente en el precio de alquiler de la unidad alojativa. Adicionalmente, el test I de Moran sobre los errores rechaza la hipótesis nula, indicando la existencia de dependencia espacial en los residuos del modelo clásico. Los test de multiplicadores de Lagrange correspondientes tanto a los modelos de retardo espacial como de retardo en el error rechazan la hipótesis nula, es decir, ambos modelos mejoran la estimación MCO. Sin embargo, las versiones robustas de los contrastes no pueden rechazarse.

Este resultado puede deberse a la existencia de otros factores que invalidan los contrastes asintóticos. No obstante, dado que existe dependencia espacial, se han estimado tanto el modelo de retardo del error (M2) como el de retardo espacial (M3), y se ha seleccionado la mejor opción tras el análisis de los criterios clásicos de selección óptima.

Tabla 2. Estimación de los parámetros del modelo: (M1) estimación MCO ($\rho=\lambda=0$); (M2) modelo de retardo del error ($\lambda\neq 0, \rho=0$), considerando W la matriz de pesos espaciales que conecta el vecino más cercano a cada casa; (M3) modelo de retardo espacial ($\lambda=0, \rho\neq 0$), considerando W la matriz de pesos que conecta el vecino más cercano a cada casa.

Variable dependiente:	<u>M1</u>	<u>M2</u>	<u>M3</u>	<u>Elasticidades/</u>
Log(<i>Price</i>)	MCO	Matriz de pesos: 1 vecino más cercano	Matriz de pesos: 1 vecino más cercano	<u>semielasticidades M2</u>
ρ			0,181*** (0,00)	
λ		0,19*** (0,00)		
<i>D334</i>	0,98** (0,01)	1,03*** (0,00)	0,93** (0,01)	180,1% ^b
<i>D196</i>	1,81*** (0,00)	1,81*** (0,00)	1,82*** (0,00)	511,04% ^b

<i>D184</i>	-1,67 ^{***}	-1,43 ^{***}	-1,53 ^{***}	-76,06% ^b
	(0,00)	(0,00)	(0,00)	
<i>D182</i>	1,06 ^{***}	0,97 ^{***}	1,01 ^{***}	163,7% ^b
	(0,00)	(0,01)	(0,00)	
<i>Intercept</i>	4,07 ^{***}	3,68 ^{***}	3,00 ^{***}	
	(0,00)	(0,00)	(0,00)	
Estructurales				
<i>Pool</i>	0,12 ^{***}	0,14 ^{***}	0,12 ^{***}	15% ^b
	(0,00)	(0,00)	(0,00)	
<i>1/Capacity</i>	0,60 ^{**}	0,84 ^{***}	0,71 ^{***}	-1% ^c
	(0,03)	(0,00)	(0,00)	
Localización				
<i>Barcelona</i>	0,46 ^{***}	0,43 ^{***}	0,37 ^{***}	53% ^b
	(0,00)	(0,00)	(0,00)	
<i>Girona</i>	0,18 [*]	0,17 [*]	0,16 [*]	18% ^b
	(0,05)	(0,1)	(0,07)	
<i>Npoints_</i>	0,047 ^{***}	0,049 ^{***}	0,041 ^{***}	4,9% ^c
<i>Rural_int_100Km</i>	(0,00)	(0,00)	(0,03)	
<i>Nbeaches_100Km</i>	-0,07 ^{***}	-0,07 ^{***}	-0,06 ^{***}	-7% ^c
	(0,00)	(0,00)	(0,00)	
<i>Dist_nearest_beach_Km</i>	-0,01 ^{***}	-0,01 ^{***}	-0,009 ^{***}	-0,57% ^a
	(0,00)	(0,00)	(0,00)	
<i>1/Pop5Km</i>	12,74 ^{***}	11,19 ^{***}	10,83 ^{***}	-0,0018% ^a
	(0,00)	(0,00)	(0,00)	

<i>1/Pop100Km</i>	809514,5 ^{***}	851225,4 ^{***}	729705,8 ^{***}	-0,20% ^a
	(0,00)	(0,00)	(0,00)	

Los valores P aparecen en paréntesis, y ^{***}, ^{**}, ^{*} denotan significatividad al 1, 5 and 10%, respectivamente.

^a Las elasticidades se calcularon mediante la fórmula $\left(\frac{\Delta\%Price}{\Delta\%X}\right)$, donde $\Delta\%$ significa incremento porcentual, y X hace referencia a la variable explicativa.

^b $\Delta\%Price$ debido a la existencia de la categoría propuesta de la variable cualitativa respecto a la categoría de referencia.

^c Las semielasticidades se calculan mediante la fórmula $\left(\frac{\Delta\%Price}{\Delta X}\right)$.

Tabla 3. Medidas de bondad del ajuste y contrastes de validez del modelo.

	<u>M1</u>	<u>M2</u>	<u>M3</u>
	MCO	Matriz de pesos: 1 vecino más cercano	Matriz de pesos: 1 vecino más cercano
R ²	0,24	0,235	0,275
Normalidad	7,97 (0,018)		
Log Likelihood	-180,23	-167,01	-167,19
Akaike, Information C,	388,46	362,02	364,39
Schwarz C,	444,099	417,65	424,00
Multicollinearity test	35,98		
Breusch-Pagan test	21,19	19,6	19,9

	(0,06)	(0,1)	(0,09)
Koenker-Bassett test	17,72		
	(0,16)		
Diagnóstico de dependencia espacial			
Moran's I on log(<i>Price</i>)	0,37***		
Moran's I test (error)	(0,00)		
	0,329***		
	(0,00)		
Lagrange Multiplier (error)	21,52***		
	(0,00)		
Robust LM (error)	0,50		
	(0,47)		
Lagrange Multiplier (spatial lag)	21,28***		
	(0,00)		
Robust LM (spatial lag)	0,26		
	(0,45)		
Likelihood ratio test ^a		22,60***	22,23***
		(0,00)	(0,00)
Lagrange Multipliers test ^b		0,005	0,12
		(0,93)	(0,72)

Los valores P aparecen en paréntesis, y ***, **, * denotan significatividad al 1, 5 and 10%, respectivamente.

^a El test de razón de verosimilitud considera como hipótesis alternativa la existencia de diferencias entre el modelo espacial propuesto (de retardo espacial o de retardo del error) y el modelo clásico.

^b El test de multiplicadores de Lagrange propone como hipótesis alternativa para el modelo (M2) la existencia de tendencias de retardo espacial en el modelo de retardo de error propuesto (M2); en el caso del modelo (M3), propone la existencia de tendencias de retardo en el error en el modelo de retardo espacial propuesto (M3).

La Tabla 2 muestra los resultados de estimación de los modelos. El modelo (M2) presenta un coeficiente λ positivo y significativo, mostrando una relación espacial positiva entre los errores. Los coeficientes significativos del modelo son los mismos que los del modelo clásico y presentan valores similares. El test de The Breusch-Pagan en la Tabla 3 indica que los residuos son homocedásticos al 5%. El test de verosimilitud rechaza la hipótesis nula, revelando que el modelo propuesto mejora significativamente el modelo clásico. Adicionalmente, el no rechazo de la hipótesis nula del test de multiplicadores de Lagrange muestra que no existen estructuras espaciales alternativas excluidas en el modelo. En cuanto a la bondad del ajuste, los criterios de información de Akaike y de Schwarz muestran que el modelo de error espacial mejora al modelo clásico, mientras que el criterio de máxima verosimilitud muestra una conclusión opuesta. En resumen, considerando los resultados en conjunto, puede concluirse que el modelo (M2) mejora el ajuste con respecto a (M1).

El modelo (M3) presenta un coeficiente de retardo especial ρ positivo y significativo (ver Tabla 2) mostrando que casas cercanas tiene precios similares. Las variables significativas son idénticas a los otros modelos, y los test de diagnóstico satisfacen las hipótesis estándar requeridas. Los criterios de bondad del ajuste muestran que existe una pequeña diferencia entre el modelo de retardo espacial (M3) y el de retardo del error (M2), pero este último parece ser algo superior.

Dados los coeficientes correspondientes a las variables significativas obtenidas con el modelo (M2), las casas situadas en Barcelona o Gerona presentan precios superiores a las situadas en otras provincias de Cataluña. Específicamente, las casas de Barcelona son un 53% más caras que las de Lérida y Tarragona $((e^{0,43}-1)*100=53)$, y las situadas en Gerona son 18% más caras que las provincias de referencia. Con respecto a las variables estructurales, *Pool* y $1/Capacity$ muestran los signos esperados según la literatura existente. Es decir, las casas con piscina son un 15% más caras que las que no la tienen $((e^{0,14}-1)*100)$, y la capacidad reduce el precio de alquiler para dos personas de la casa.

Con respecto a las variables de localización incluidas, existe cierta controversia al comparar el signo negativo de *Nbeaches_100Km* con la relación negativa encontrada entre *Dist_nearest_beach_Km* y $\text{Log}(\text{price})$. Según esto, los turistas valoran positivamente tener una playa cerca de la casa, pero negativamente tener muchas playas en un entorno cercano.

Además, *Npoints_rural_int_100Km* presenta un signo positivo, indicando que cada punto de interés rural adicional en un radio de 100Km aumenta el precio en 4.9%.

Finalmente, dos variables referentes al aislamiento disminuyen el valor del precio de alquiler: la población en un radio de 5 y 100Km respectivamente. Están incluidas en el modelo con forma funcional inversa y muestran que un incremento de la población del 1% en un radio de 5Km reduce el precio en un 0.0018%, mientras que la reducción es de un 0,2% cuando el radio es 100Km.

4. Conclusiones

El presente trabajo analiza los atributos que afectan al turismo rural en una región con un amplio desarrollo en turismo de sol y playa con el objeto de estudiar la interrelación entre ambos productos. Con el fin de ofrecer una evidencia empírica a esta comparativa, se ha estimado un modelo de precios hedónicos utilizando una muestra de las casas rurales ubicadas en Cataluña. Esta región dispone de una amplia oferta de turismo rural y de masas, por lo que resulta apropiada para el estudio comparativo.

Los atributos significativos encontrados en la estimación del modelo son coherentes con la literatura existente al respecto: así, las variables estructurales piscina y capacidad de la vivienda muestran los signos esperados, la congestión perjudica el precio de alquiler de la

casa rural, y la existencia de puntos de interés en un entorno a la casa influye positivamente en el precio de ésta.

La valoración significativa de la cercanía a la playa conecta con uno de los atributos más destacados del turismo costero. Los resultados muestran que la lejanía a la playa más cercana reduce el precio de alquiler, lo cual podría indicar que el turista rural también puede estar interesado en la playa como un atractivo turístico adicional. No obstante, la estimación muestra que el precio se reduce cuando aumenta el número de playas existentes en un entorno. Este resultado puede interpretarse como que el turista rural valora la cercanía a una playa o zona costera como parte del atractivo del entorno rural, pero no la masificación que conlleva estar en un entorno con muchas playas.

Así, como conclusión, podríamos decir que el turista rural no es indiferente a la existencia de playas en un entorno, pero que le afecta en sentido positivo como atractivo natural individual y negativo como área masificada. Este es un primer resultado del proyecto de investigación, que debería ser analizado con mayor profundidad por medio de otras técnicas de análisis adicionales, como la regresión geográfica ponderada utilizando herramientas SIG.

5. Referencias

- Acosta-González E and F. Fernández-Rodríguez 2007. "Model selection via genetic algorithms illustrated with cross-country growth data." *Empirical Economics* 33:313-337.
- Alegre, J. and Cladera, M. 2006. "Repeat Visitation in Mature Sun and Sand Holiday Destinations". *Journal of Travel Research* no. 44(3):288-297.
- Anselin, L. 2005. *Exploring spatial data with Geoda: a workbook*. Urbana: Spatial Analysis Laboratory, Department of Geography, University of Illinois, Center for Spatially Integrated Social Science (CSISS).
- Bastian, C. T., D. M. McLeod, M. J. Germino, W. A. Reiners, and B. J. Blasko. 2002. "Environmental amenities and agricultural land values: a hedonic model using geographic information systems data." *Ecological Economics* no. 40 (3):337-349.
- Bright, E.A., P.R. Coleman, A.L. King, and A.N. Rose. 2008. LandScan 2007. Oak Ridge National Laboratory (<http://www.ornl.gov/landscan/>)
- Farmaki, Anna. 2012. "An exploration of tourist motivation in rural settings: The case of Troodos, Cyprus." *Tourism Management Perspectives* no. 2:72-78.

- Hernández J.M., Santana, Y. and R. Suárez. 2013. "Metodología para la estimación de los atractivos de un destino turístico rural". In *Turismo Rural y en Areas Protegidas*.
González Hernández, M., León González, C., De León Ledesma, J. y Moreno Gil, S.
Ed. Síntesis. 67-82.
- Kozak M. 2002. "Comparative analysis of tourist motivations by nationality and destinations". *Tourism Management* 23: 221-232.
- Lovell M.C. 1983. "Data Mining". *Review of Economics and Statistics* 65:1-12.
- Ohe, Y., and A. Ciani. 2011. "Evaluation of agritourism activity in Italy: facility based or local culture based?" *Tourism Economics* no. 17 (3):581-601.
- Roberts, L., and D. Hall. 2001. *Rural tourism and recreation: Principles to practice*. Oxon, UK: CABI.
- Rosen, S. 1974. "Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition". *Journal of Political Economy* 82(1):34-55.
- Santana-Jiménez, Y. and J.M. Hernández. 2011. "Estimating the effect of overcrowding on tourist attraction: The case of Canary Islands". *Tourism Management* 32(2): 415-425.

Santana-Jimenez, Y., R. Suarez-Vega, and J. M. Hernandez. 2011. "Spatial and environmental characteristics of rural tourism lodging units." *Anatolia* no. 22 (01):89-101.

Santana-Jiménez, Y., Sun, Y., Hernández J.M. and Suárez-Vega, Rafael. 2014. "The influence of remoteness and isolation in the rural tourism accommodation service among Eastern and Western destinations". *Journal of Travel Research*. Próxima publicación.

Suárez-Vega, R., E. Acosta-González, L. Casimiro-Reina and J.M. Hernández 2013. "Assessing the Spatial and Environmental Characteristics of Rural Tourism Lodging Units Using a Geographical Weighted Regression Model." in *Quantitative Methods in Tourism Economics*, edited by A. Matias, P. Nijkamp and M. Sarmento. Physica-Verlag.

Yoon, Y. and Uysal, M. 2005. "An examination of the effects of motivation and satisfaction on destination loyalty: a structural model". *Tourism Management* no. 26(1):45-56.