

# **Estacionariedad en Procesos Económicos Espaciales.**

## **Aplicación a un Modelo de Beta Convergencia**

**M Luz Mateu Sánchez**

Departamento de Métodos Cuantitativos e Informáticos

Universidad Politécnica de Cartagena

e-mail: [mluzmat\\_78@hotmail.com](mailto:mluzmat_78@hotmail.com)

**Fernando A. López Hernández**

Departamento de Métodos Cuantitativos e Informáticos

Universidad Politécnica de Cartagena

e-mail: [fernando.lopez@upct.es](mailto:fernando.lopez@upct.es)

**Coro Chasco Yrigoyen**

Departamento de Economía Aplicada

Universidad Autónoma de Madrid

e-mail: [coro.chasco@uam.es](mailto:coro.chasco@uam.es)

### **Resumen**

Los problemas de estacionariedad y las consecuencias del incumplimiento de este supuesto sobre la especificación de modelos en el contexto temporal, han sido estudiados en los últimos años debido a los problemas que originan. Sin embargo, en el ámbito de la econometría espacial, estas situaciones apenas han sido investigadas.

El objetivo de este trabajo es exponer las aportaciones que en los últimos años se han realizado referentes al concepto de estacionariedad espacial y en base a éstas realizar nuestra aportación. Se complementa este trabajo con una aplicación empírica a un modelo de beta convergencia espacial, que tras detectar y eliminar la fuente de la falta de estacionariedad de las variables del modelo, los resultados del proceso de estimación mejoran notablemente.

*Palabras clave:* Estacionariedad, Econometría espacial, Beta convergencia.

*Area temática:* Métodos cuantitativos

“Es excesivamente frecuente encontrarse con modelos econométricos temporales cuyas variables no mantienen una relación causal, pero cuya estimación presenta un elevado coeficiente de ajuste del modelo” (Granger y Newbold (1974))

## **1. Introducción.**

La Economía como ciencia empírica necesita la contrastación de las distintas teorías que se han ido desarrollando a través de la ciencia matemática. Así, se ha ido desarrollando la Econometría como ciencia propia, teniendo como principales objetivos la estimación de las relaciones entre variables económicas y la posibilidad de realizar predicciones con el objetivo de contrastar los distintos modelos económicos que se han ido planteando.

En los últimos años podemos ver como se han desarrollado numerosos estudios referidos a las técnicas econométricas que se han de aplicar ante situaciones determinadas. Concretamente, vemos un importante desarrollo de la rama que se conoce como Econometría Temporal, que se ocupa de analizar las relaciones que se establecen entre series económicas a lo largo de un período de tiempo, con el objetivo principal de verificar que las relaciones económicas planteadas en un momento determinado se mantienen a lo largo del tiempo.

Por el contrario el análisis transversal de las series apenas ha sido desarrollado, debido, entre otras causas, a la complejidad de este tipo de análisis como consecuencia de la ruptura de una serie de supuestos básicos de la Econometría Clásica.

No obstante podemos ver algunos trabajos desarrollados recientemente, los cuales hacen hincapié sobre la importancia del análisis espacial de los datos económicos, dando lugar a lo que se conoce como Econometría Espacial.

En este trabajo pretendemos analizar de uno de los temas que apenas ha sido tratado en el contexto espacial, y que por el contrario, es utilizado constantemente en el ámbito temporal, nos referiremos al análisis de procesos espaciales no

estacionarios, las causas que pueden originarlos, y las pruebas que se pueden aplicar en estos casos en el contexto espacial.

Para ello realizamos una aplicación empírica basándonos en el modelo de beta convergencia, a partir del cual, analizaremos la naturaleza estacionaria de las variables espaciales que hayamos incluido.

## **2. Análisis de la estacionariedad de los procesos espaciales en el caso del modelo de beta convergencia.**

Uno de los principales problemas que nos podemos encontrar en el caso de trabajar con un modelo de regresión es el problema de la autocorrelación espacial, ya que la existencia de este tipo de autocorrelación complica de modo considerable la estimación e interpretación de los resultados.

Cabe destacar que existe una tendencia generalizada basada en la aplicación de técnicas econométricas que tienen como objetivo eliminar el comportamiento correlacionado del proceso que se está analizando.

No obstante, como se ha expuesto anteriormente, la naturaleza de los síntomas de autocorrelación espacial puede ser debida a otras causas. Estas causas están relacionadas con la existencia de tendencias espaciales. Por lo tanto, antes de utilizar estas técnicas habría que analizar la causa que existe detrás de este tipo de comportamientos, ya que, en caso contrario, podríamos incurrir en errores de modelización.

En este trabajo desarrollamos un procedimiento, que a nuestro juicio, debería llevarse a cabo a la hora de encontrarnos ante un modelo con autocorrelación espacial.

Para ello, vamos a trabajar con un modelo de beta convergencia, a partir del cual analizaremos la estacionariedad de las variables consideradas.

El modelo de beta convergencia, con el que vamos a trabajar, (Sala i Martin, 1990) estima la relación existente entre el PIB per cápita de una determinada zona geográfica en un momento inicial que consideramos como año base y la tasa de variación del espacio temporal considerado.

Análíticamente este modelo presenta la siguiente estructura.

$$\frac{1}{T} \text{Ln}\left(\frac{y_{i,T}}{y_{i,t}}\right) = \alpha + \beta \text{Ln}(y_{i,t}) \quad (1)$$

donde

- $y_{i,t}$  es el PIB per cápita de la región  $i$  en el año  $t$ .
- $T$  es la duración del período que estamos analizando.

El coeficiente de regresión  $\beta$  permite contrastar la existencia de una relación negativa entre el crecimiento del PIB per cápita y el nivel de dicha variable en el año inicial. Además a partir de dicho coeficiente podemos calcular la velocidad de convergencia

$$g = \frac{-L(1+T\beta)}{T} \quad (2)$$

y la duración en años del período necesario para cubrir la mitad de la distancia temporal que separa las regiones de su PIBpc correspondiente a su estado estacionario

$$\tau = \frac{-\text{Ln}(2)}{\text{Ln}(1+\beta)} \quad (3)$$

### 3. El modelo de Beta Convergencia.

En base a los estudios que se han analizado respecto al modelo de beta convergencia hemos considerado plantear un modelo tomando como ámbito geográfico España, como nivel de desagregación el provincial y considerado como período de referencia el 1986-1996.

El modelo con el que vamos a trabajar inicialmente es el siguiente

$$LP8696 = \alpha + \beta LP86 + e \quad (4)$$

donde

$$LP8696 = Ln\left(\frac{y_{i,T}}{y_{i,t}}\right) \quad (5)$$

$$LP86 = Ln(y_{i,t}) \quad (6)$$

Los resultados obtenidos en esta estimación son

**Tabla 1: Modelo de Beta Convergencia**

---

**ORDINARY LEAST SQUARES ESTIMATION**

DATA SET PIB

DEPENDENT VARIABLE L8696/ OBS 50 VARS 2 DF 48  
R2 0.2288 R2-adj 0.2127  
LIK 178.339 **AIC -352.677** SC -348.853  
RSS 0.00233580 F-test 14.2418 Prob 0.000442126  
SIG-SQ 4.86624e-005 ( 0.00697585 ) SIG-SQ(ML) 4.67159e-005 ( 0.00683490 )

VARIABLE	COEFF	S.D.	t-value	Prob
CONSTANT	0.212844	0.0355321	5.990187	0.000000
L86	<b>-0.0158238</b>	0.00419305	-3.773825	0.000442

Fuente: Elaboración propia a partir de datos INE usando el programa Space Stat 1.90

Vemos que hemos obtenido una significatividad tanto individual como conjunta de los coeficientes de la constante y de la variable explicativa, existiendo una relación negativa entre la tasa de crecimiento de la variable durante el período considerado y su valor inicial, por lo que se podría concluir a favor de un proceso de beta convergencia.

La velocidad de convergencia es de 1,72% anual lo que sitúa la vida media del proceso de convergencia en 43,46 años.

A pesar de que los resultados obtenidos son los que esperábamos vamos a analizar la dependencia espacial del proceso a través de los estadísticos de dependencia espacial.

**Tabla 2: Test de dependencia espacial**

---

**DIAGNOSTICS FOR SPATIAL DEPENDENCE**  
FOR WEIGHTS MATRIX MATRIZ (not row-standardized)

TEST	MI/DF	VALUE	PROB
Moran's I (error)	0.222449	3.076777	0.002093
Lagrange Multiplier (error)	1	<b>5.789555</b>	0.016122
Robust LM (error)	1	4.532521	0.033257
Kelejian-Robinson (error)	2	6.776655	0.033765
Lagrange Multiplier (lag)	1	3.440401	0.063620
Robust LM (lag)	1	2.183368	0.139509
Lagrange Multiplier (SARMA)	2	7.972922	0.018565

Fuente:Elaboración propia a partir de datos INE usando el programa Space Stat 1.90

En la tabla 2 vemos que los test de dependencia espacial indican que existe autocorrelación en el modelo.

En primer lugar, el elevado valor del Índice de Moran permite rechazar su hipótesis nula por lo que indica existencia de dependencia espacial, el problema de este indicador es que no permite identificar la estructura de la dependencia espacial, por lo tanto tenemos que pasar a analizar los test de los multiplicadores de Lagrange, LM(error) y LM(LAG). Cada uno de estos estadísticos indica la presencia de un tipo de dependencia espacial, residual o de retardo respectivamente.

En el caso de que los dos test sean significativos, como ocurre en nuestro modelo, aquel que presente un valor mas elevado supone la mejor alternativa para la formulación de la dependencia espacial.

Todo parece señalar que existe autocorrelación espacial en los residuos del modelo, ya que el estadístico LM(error) es el que presenta un valor más elevado (5.78)

Por lo tanto redefinimos el modelo de beta convergencia teniendo en cuenta que existe una estructura de autorregresiva de primer orden en los residuos del modelo

$$\begin{aligned}\frac{1}{T} \text{Ln}\left(\frac{y_{i,96}}{y_{i,86}}\right) &= \alpha + \beta \text{Ln}(y_{i,86}) + \varepsilon \\ \varepsilon &= \lambda W \varepsilon + u \\ u &\approx N(0, \sigma^2 I)\end{aligned}\tag{7}$$

siendo  $\lambda$  el parámetro que mide la intensidad de esa autocorrelación espacial en el error.

Como hemos comentado anteriormente, la existencia de dependencia espacial en los errores del modelo impide la estimación MCO, ya que este tipo de estimación da lugar a estimadores ineficientes, por lo que para estimar este proceso utilizaremos estimaciones máximo verosímiles.

Antes de estimar el modelo vamos a realizar una serie de transformaciones

$$\frac{1}{T} \text{Ln}\left(\frac{y_{i,96}}{y_{i,86}}\right) = \alpha + \beta \text{Ln}(y_{i,86}) + (I - \lambda W)^{-1} u\tag{8}$$

$$\varepsilon = \frac{1}{T} \text{Ln}\left(\frac{y_{i,96}}{y_{i,86}}\right) - \alpha - \beta \text{Ln}(y_{i,86})\tag{9}$$

multiplicando por  $\lambda W$  tenemos:

$$\lambda W\varepsilon = \lambda W \left[ \frac{1}{T} \text{Ln} \left( \frac{y_{i,96}}{y_{i,86}} \right) \right] - \lambda \alpha W - \lambda \beta W \text{Ln}(y_{i,86}) \quad (10)$$

como

$$\varepsilon = \lambda W\varepsilon + u \quad (11)$$

entonces

$$\left[ \frac{1}{T} \text{Ln} \left( \frac{y_{i,96}}{y_{i,86}} \right) \right] = (\alpha - \lambda \alpha W) + \beta \text{Ln}(y_{i,86}) + \lambda W \left[ \frac{1}{T} \text{Ln} \left( \frac{y_{i,96}}{y_{i,86}} \right) \right] - \lambda \beta W \text{Ln}(y_{i,86}) + u \quad (12)$$

Este modelo, expresado de este modo, presenta dos tipos de efectos de difusión espacial, por un lado la tasa de crecimiento de una provincia  $i$  se ve influida por la tasa de crecimiento de sus regiones vecinas por medio de la variable endógena retardada espacialmente, y por otro, la tasa de crecimiento de la provincia  $i$  depende del PIBpc en el año inicial de las regiones vecinas.

En base a este modelo planteamos la regresión, obteniendo como resultado

**Tabla 3: Modelo Regresión Espacial Tipo ERR**

---

<b>SPATIAL ERROR MODEL - MAXIMUM LIKELIHOOD ESTIMATION</b>					
DATA SET	PIB	SPATIAL WEIGHTS MATRIX		MATRIZ	
DEPENDENT VARIABLE	L8696/	OBS	50	VARS	2 DF 48
R2	0.8873	Sq. Corr.	0.2288	R2(Buse)	0.9050
LIK	183.705	<b>AIC</b>	<b>-363.411</b>	SC	-359.587
SIG-SQ	3.25736e-005 ( 0.00570733 )				
VARIABLE	COEFF	S.D.	z-value	Prob	
CONSTANT	0.340639	0.0470233	7.244037	0.000000	
L86	<b>-0.0311613</b>	0.00553322	-5.631679	0.000000	
LAMBDA	<b>0.145938</b>	0.0191602	7.616720	0.000000	

Fuente:Elaboración propia a partir de datos INE usando el programa Space Stat 1.90

Nuevamente los coeficientes que hemos obtenido son significativos incluido el coeficiente que mide el grado de autocorrelación espacial entre los residuos del modelo.



Comparando este modelo con el obtenido en el caso anterior en el que no hemos considerado la dependencia espacial, vemos que en este último caso los criterios de información de ajuste de este modelo (AIC, SC) dan mejores resultados que en la estimación MCO anterior, por lo que este modelo se ajusta mejor al proceso de convergencia que estamos analizando.

Por otro lado la velocidad de convergencia que obtenemos en este caso es de un 3.72% lo que sitúa la vida media del proceso de convergencia en 21.93 años.

#### **4. El problema de la falta de estacionariedad en modelos espaciales.**

El procedimiento que hemos desarrollado en el apartado anterior es la práctica habitual que se lleva a cabo en econometría espacial a la hora de modelizar un proceso espacial, es decir, estimamos el modelo por MCO comprobamos si existe autocorrelación espacial y en caso de que exista procedemos a analizar los estadísticos de dependencia espacial para concluir con qué tipo de dependencia espacial estamos trabajando y proceder a su inclusión en el modelo, según sea el caso.

No obstante los síntomas de dependencia espacial pueden haber sido generados por la falta de estacionariedad de los procesos con los que estamos trabajando, concretamente debido a la existencia de tendencias espaciales en el proceso, al igual que ocurre en el caso temporal<sup>1</sup>.

Por lo que la posibilidad de que existan procesos espaciales no estacionarios y que estos den lugar a los síntomas de dependencia espacial, también deberá tenerse en cuenta.

Teniendo esto en cuenta consideraremos, al igual que se suele hacer en el caso de la econometría temporal, la posibilidad de que la falta de estacionariedad del proceso sea generada por la existencia de una tendencia determinista o lo que se conoce como superficie tendencia en el caso espacial.

---

<sup>1</sup> Fingleton, B.(1999). Mur, J. (2002)

#### **4.1. Tendencias deterministas en procesos espaciales.**

La posibilidad de que exista una superficie tendencia en el proceso espacial se puede comprobar analizando si dicho proceso se puede expresar como un modelo de superficie tendencial. (Chasco, C. (2003))

Un modelo de superficie tendencia es un modelo de regresión espacial cuyas variables explicativas son los elementos de un polinomio de las coordenadas terrestres de longitud y latitud, a través de las cuales es posible conocer la localización exacta de una observación en el espacio geográfico.

En el caso de que dicha localización no fuera un punto, sino un polígono este último podría representarse a través de su correspondiente centroide.<sup>2</sup>

Un aspecto a tener en cuenta respecto a este tipo de modelos es el alto grado de multicolinealidad que puede producirse, debido a la gran relación funcional existente entre los distintos términos del polinomio. Como consecuencia, no debería utilizarse este modelo para otros fines que no sean el de alisado, filtrado o interpolación de datos.

*4.1.1. Falta de estacionariedad como consecuencia de la existencia de una tendencia determinista.*

Respecto a la dependencia espacial de las variables con las que estamos trabajando en el modelo de beta convergencia, calculando el I de Moran obtenemos los siguientes resultados.

---

<sup>2</sup> Se entiende por centroide el centro geográfico de un polígono que, en la mayoría de los casos, se encuentra dentro de los límites del mismo, a mitad de camino entre los extremos norte-sur, este-oeste de dicha región.

**Tabla 6 . Índice de Moran**

**TEST FOR SPATIAL AUTOCORRELATION**

SUMMARY OF WEIGHTS MATRICES

Weights matrix MATRIZ is not row standardized

**MORAN'S I TEST FOR SPATIAL AUTOCORRELATION**

(normal approximation)

DATA SET: PIB8696

VARIABLE	WEIGHT	I	MEAN	ST.DEV.	Z-VALUE	PROB
LP86	MATRIZ	0.6979926	-0.020	0.086881	8.268780	0.000000
LP87	MATRIZ	0.6870251	-0.020	0.086881	8.142545	0.000000
LP88	MATRIZ	0.7097627	-0.020	0.086881	8.404254	0.000000
LP89	MATRIZ	0.7219232	-0.020	0.086881	8.544222	0.000000
LP90	MATRIZ	0.697287	-0.020	0.086881	8.260659	0.000000
LP91	MATRIZ	0.7370869	-0.020	0.086881	8.718756	0.000000
LP92	MATRIZ	0.7391994	-0.020	0.086881	8.743070	0.000000
LP93	MATRIZ	0.7684526	-0.020	0.086881	9.079774	0.000000
LP94	MATRIZ	0.7719987	-0.020	0.086881	9.120590	0.000000
LP95	MATRIZ	0.7694969	-0.020	0.086881	9.091794	0.000000
LP96	MATRIZ	0.7756696	-0.020	0.086881	9.162841	0.000000

En la tabla anterior vemos como existen síntomas de dependencia espacial de la variable PIBpc<sup>3</sup> para el período de referencia que hemos considerado, ya que los valores obtenidos del índice de Moran rechazan la hipótesis nula de ausencia de dependencia espacial.

La autocorrelación espacial que hemos obtenido, puede venir en parte recogida por la existencia de una superficie tendencia en el proceso por lo que a continuación consideraremos esta posibilidad.

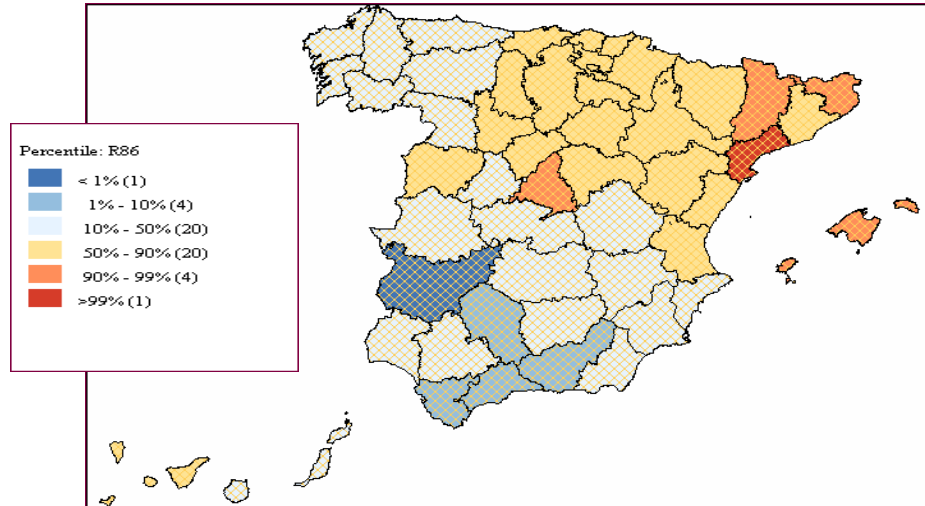
Una primera aproximación a la existencia de una tendencia determinista en el proceso sería el análisis gráfico de la variable sobre la superficie que estamos considerando.

El resultado obtenido se muestra en la siguiente figura.

---

<sup>3</sup> El Índice de Moran se ha calculado considerando la variable PIB pc en logaritmos.

**Figura1. Mapa Percentiles. Año96**



Fuente de elaboración propia (GEODA)

Podemos ver que existe una superficie tendencia en la zona geográfica considerada, ya que conforme nos desplazamos hacia el noreste de la Península los niveles de PIBpc van aumentando progresivamente, dando lugar a un esquema de autocorrelación espacial positivo.

Ahora bien, el resultado gráfico que hemos obtenido se ha de comprobar analíticamente, para ello, modelizaremos la variable PIBpc a través de modelos de superficie tendencial de primer y segundo orden.

Los resultados obtenidos son los siguientes

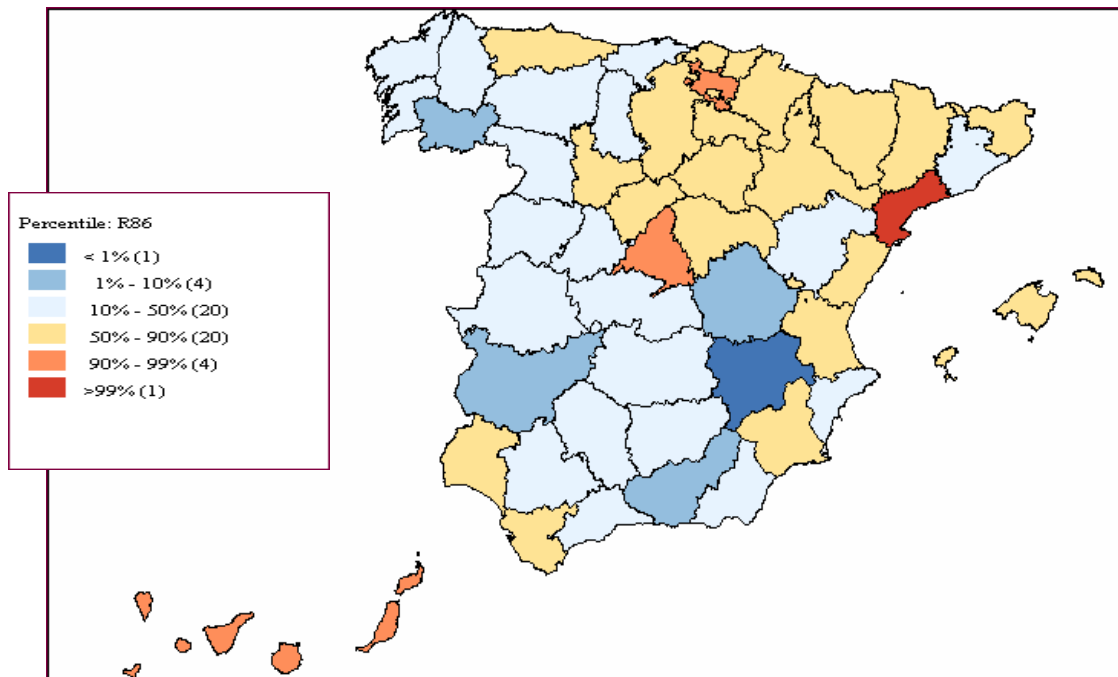
<b>Esquema Autorregresivo o Residual</b>	<b>Coefficiente Beta</b>	<b>Velocidad de convergencia (%)</b>	<b>Vida media</b>	<b>AIC</b>
<b>Inicial</b>	-0.0311613	3.72	21.93	-363.41
<b>Sin tendencia Lineal</b>	-0.031139	3.72	21.93	-371.42
<b>Sin tendencia Cuadrática</b>	-0.0760794	14,27	8,76	-1044.7

De estos resultados podemos destacar algunos aspectos:

- Tras haber eliminado la tendencia lineal a las variables que intervienen en el proceso de beta convergencia mejora el grado de ajuste del modelo.
- En este caso el coeficiente de convergencia así como la velocidad y la vida media del proceso apenas han variado. Por lo que tras eliminar la tendencia lineal obtenemos es un mayor grado de ajuste del modelo sin variar sustancialmente los resultados del modelo.
- Si consideramos la variable una vez eliminada su tendencia cuadrática las diferencias son más acentuadas. En primer lugar el grado de ajuste del modelo aumenta considerablemente por lo que el modelo así planteado sería el más indicado para modelizar el proceso de beta convergencia de acuerdo con este resultado.
- Respecto al coeficiente de convergencia en este caso, en el caso en el que eliminamos la tendencia cuadrática, aumenta considerablemente, dando lugar a una velocidad de convergencia más elevada.

Respecto a la representación gráfica de los resultados que hemos obtenido tras eliminar la tendencia determinista sobre la superficie considerada es la siguiente

**Gráfico 2: Depend. espacial una vez eliminada la superficie tendencia del proceso**



Fuente: elaboración propia (GEODA)

En el gráfico 2 podemos ver que una vez eliminada la superficie de tendencia la estructura de dependencia espacial de la variable sigue estando presente, aunque ha disminuido su intensidad.

Finalmente, si realizamos un análisis de dependencia espacial, tras haber eliminado la tendencia del proceso, obtenemos una disminución sustancial de la dependencia espacial respecto a la que teníamos inicialmente.

#### **4.2 Tendencias estocásticas en procesos espaciales.**

Tras haber eliminado parte de la dependencia espacial existente en el modelo mediante la consideración de una superficie de tendencia en el mismo, podemos plantearnos la posibilidad de considerar la existencia de una raíz unitaria espacial, al igual que ocurre en el ámbito temporal.

Respecto al caso de las raíces unitarias espaciales apenas existen trabajos desarrollados referentes a este tema, esto es en parte debido a las limitaciones originadas por la naturaleza de los procesos espaciales.

La existencia de una raíz unitaria espacial tiene una difícil interpretación en el ámbito de la econometría espacial y es un tema en el que aún quedan muchas cosas por resolver.

En este trabajo a pesar de haber analizado la posible existencia de raíz unitaria espacial, mediante la aplicación de un test de raíz unitaria <sup>4</sup>, los resultados obtenidos no han sido determinantes a favor de que realmente este tipo de estructuras puedan estar dando lugar a comportamientos no estacionarios en las variables de nuestro modelo.

## **5. Resultados respecto a la falta de Estacionariedad**

Respecto a los resultados obtenidos en este modelo de beta convergencia, podemos sacar las siguientes conclusiones:

La consideración de una tendencia determinista mejora los resultados obtenidos incrementando el grado de ajuste del modelo.

Llegamos a la conclusión de que parte de la autocorrelación presentada inicialmente en el modelo es debida a la existencia de comportamientos no estacionarios originados por la existencia de una tendencia determinista por lo que a la hora de llevar a cabo el proceso de modelización resulta importante considerar la posibilidad de que existan este tipo de estructuras.

La existencia de raíces unitarias espaciales apenas ha sido analizada, sin embargo, este concepto parece que tiene una difícil interpretación en el ámbito de la econometría Espacial.

---

<sup>4</sup> Lauridsen J., Kosfeld R, (2002)

Aplicando el test de raíz unitaria a las variables del modelo, tras haberles eliminado su tendencia determinista, no se concluye que exista una tendencia estocástica en el proceso.

### **Bibliografía**

1. Anselin L (1988) *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Kluwer.
2. Anselin y Florax (1995) *New directions in spatial Econometrics*. Ed. Springer, Berlin
3. Anselin L y S. Rey (1991). Properties of test for spatial dependence in linear regression models. *Geographical Analysis* 23, 112-131.
4. Barro, R. y X. Sala-i-Martin (1995) *Economic Growth*. Mc Graw Hill. New York.
5. Bera, A.K. y M.J. Yoon (1992) “*Simple Diagnostic tests for Spatial dependence*”. University of Illinois. Department of Economics.
6. Cliff, A. y J. Ord (1981) *Spatial Process. Models and Applications*. London. Pion.
7. Chasco, C (2003) *Econometría Espacial aplicada a la predicción Extrapolación de Datos Microterritoriales*. Comunidad de Madrid.
8. Cressie, N (1993) *Statistics for Spatial Data*. New York, Wiley
9. Dickey y Fuller (1979) Distribution of the Estimators for Autorregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 84.
10. Engle, R y C.W. Granger (1987) Cointegration and Error Correction: Representation, *Estimation and Testing*. *Econometrica*, 55, 251-276.
11. Finglenton B, (1999) Spurious Spatial regression; Some Monte carlo Results with a Spatial Unit Root and Spatial Cointegration. *Journal of Science*, 39, 1-19.



12. Florax, R y H. Folmer (1992) Specification and estimation of spatial linear regression models. Monte Carlo evaluation of the pre-test estimators. *Regional Science and Urban Economics*, 22, 404-432.
13. Granger y Newbold (1974). Spurious Regressions in Econometrics. *Journal of Econometrics*, 2, 111-120
14. Johansen, S. (1995) Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models. Oxford University.
15. Lauridsen, J. (2002) Spatial Autorregressively Distributed Lag Models: Equivalent Forms, Estimation and an Illustrative Commuting Model. University of Southern Denmark.
16. Lauridsen J., Kosfeld R, (2002) A Test Strategy for Spurious Spatial Regresión, Spatial Nonstacionary, and Spatial Cointegration. University of Southern Denmark.
17. López F, Palacios M.A (2000) “Distintos Modelos de Dependencia Espacial”. Anales de Economía Aplicada XIV reunión Asepelt- España, Oviedo.
18. López F, Palacios M.A, Ruíz, M (2001) “Modelos Explicativos del desempleo en términos de Localización. Una aplicación a las provincias Españolas”. Anales de Economía Aplicada XV reunión Asepelt- España, Santiago de Compostela.
19. Moreno, R (2002), Técnicas econométricas para el tratamiento de datos espaciales: La Econometría Espacial (UB)
20. Moran, P. (1.948). The Interpretation os Statistical Maps. *Journal of the Royal Statistical Society B*, 10, 243-251
21. Mur, J. (1990) Correlación Espacial: Un Estudio de Monte-Carlo” Tesis Doctoral. Departamento de Análisis Económico. Universidad de Zaragoza.
22. Mur, J. (1.992). Contrastes de autocorrelación espacial. Un estudio de Monte Carlo. *Estadística Española*. Vol.34, Núm.130, pp. 285-307.

23. Mur J. (2002) On the Specification of Spatial Econometric Models. Discussion paper, Departamento de Análisis Económico Universidad de Zaragoza.
24. Nelson, C.R. y C.I. Plosser(1982) “Trends and Random Walks in Macroeconomics Time Series” *Mathit Journal of Monetary Economics*, 10, pp 139-162.
25. Sala i Martin, X. (1990). On Growth and States. Ph. Dissertation. Harvard University.
26. Upton, G y Fingleton, B (1985). *Spatial Data Análisis by Example*. Ed. Wiley. New York.