

**CONTRASTES DE AUTOCORRELACIÓN ESPACIAL:
UNA APLICACIÓN AL ÁMBITO DE LAS PROVINCIAS ESPAÑOLAS.**

Esther VAYÁ VALCARCE

Dpt d'Econometria, Estadística i Economia Espanyola

Universitat de Barcelona

Jordi SURINACH i CARALT

Dpt d'Econometria, Estadística i Economia Espanyola

Universitat de Barcelona

A pesar de las graves consecuencias que puede llegar a tener sobre la estimación y validación el obviar la presencia de autocorrelación espacial, son escasos los trabajos en los que ésta se contrasta a través de alguno de los estadísticos globales desarrollados en el ámbito de la Econometría Espacial. En este sentido, y tomando como referencia básica las provincias españolas, el presente trabajo aplica dichos contrastes, detectando procesos importantes de dependencia espacial a nivel global en dos variables en particular: Vab_{pc} y desempleo. Asimismo, y a partir de un análisis utilizando estadísticos de autocorrelación local recientemente aparecidos, se observan concentraciones o asociaciones espaciales muy significativas en los cuadrantes noreste, este y sur de España, complementando estos resultados con un análisis detallado de aquellas provincias cuya contribución al indicador global ha sido significativamente superior al valor medio calculado.

Palabras clave: Dependencia espacial, Indicadores Locales, Clusters Espaciales.

Email: evaya@riscd2.eco.ub.es; surinach@riscd2.eco.ub.es

1. Introducción

¿Es correcto asumir que unidades geográficas próximas en el espacio y estrechamente vinculadas a través de redes de transporte que se extienden entre ellas son hasta tal punto independientes que un *shock*, positivo o negativo, en alguna de ellas no pudiera transmitirse al resto? Si bien la respuesta a esta cuestión es evidente, son muy pocos los trabajos, sobre todo en el ámbito regional, en los que se observa un intento claro de contrastar el posible incumplimiento de la hipótesis de independencia entre las observaciones muestrales disponibles. Por esta razón, y habida cuenta de las consecuencias que obviar esta dependencia puede ocasionar sobre la regresión estimada, en el presente trabajo se lleva a cabo una contrastación de la presencia en el ámbito provincial español de autocorrelación espacial en algunas de las variables habitualmente utilizadas en los modelos econométricos regionales.

De todos modos, este estudio no se centra únicamente en la detección de procesos de dependencia espacial a nivel global, es decir, en toda el área bajo estudio, sino que también se plantea la posible existencia de núcleos de dependencia local, de posibles *clusters* o concentraciones significativas de valores, elevados o no, de las variables analizadas. Para ello, se han utilizado dos estadísticos de autocorrelación local recientemente aparecidos en el ámbito de la Econometría Espacial: la G_i de Getis y Ord y el indicador I_i de Moran desarrollado por Anselin, los cuales permiten detectar el grado de asociación espacial presente en cada una de las unidades que componen la muestra utilizada.

2. La autocorrelación espacial global

La dependencia o autocorrelación espacial, objetivo principal de la Econometría espacial ya desde sus comienzos, aparece como consecuencia directa de una relación funcional entre lo que ocurre en un punto determinado del espacio y lo que ocurre en otro lugar. Es decir, cuando el valor que toma una variable X en un lugar concreto i no viene explicado únicamente por condicionantes internos sino también por el valor de esa misma variable en otros puntos del espacio J , se puede acabar con el supuesto de independencia entre las observaciones muestrales disponibles. De forma similar, esta dependencia espacial puede aparecer en el término de perturbación de cualquier modelo econométrico que utilice datos *cross-section* o datos de panel. Si bien las razones que pueden ocasionar la aparición de dependencia espacial son abundantes, merece destacar, entre otras, la posible existencia de externalidades y efectos *spillover* entre las unidades espaciales, más probables a menor nivel de agregación escogido. Aún a pesar de la escasez de trabajos empíricos en los que se contrasta la posible no independencia de las observaciones espaciales utilizadas, las consecuencias de obviar su presencia no carecen de importancia. Muy al contrario, tal y como han destacado Anselin y Griffith (1988), la dependencia entre los residuos de una regresión pueden ocasionar la sesgadez e ineficiencia de la estimación MCO, pudiendo incluso invalidar la inferencia basada en los tests de significación de la t , afectar a la validación de contrastes típicos de heteroscedasticidad e inestabilidad estructural o sesgar al alza medidas de bondad del ajuste como el R^2 . A su vez, si el origen de la dependencia se encuentra en la variable endógena, la estimación MCO del parámetro autorregresivo introducido en la especificación con tal de incorporar esta dependencia pasará a ser inconsistente. Por tanto, y habida cuenta de las importantes consecuencias que de la existencia de autocorrelación espacial se derivan, han sido numerosos los

estadísticos desarrollados con la finalidad de contrastar este efecto. Entre ellos, destacamos dos que posteriormente serán aplicados en el presente trabajo: la I de Moran (Moran, 1948) y la G(d) de Getis y Ord (1992). Partiendo de una variable cualquiera X observada en un espacio de N regiones, el contraste I de Moran tomará la siguiente expresión:

$$I = \frac{N}{S} \frac{\sum_{ij} w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2} \quad (1)$$

donde S es el sumatorio de todos los pesos w_{ij} y N el tamaño muestral. La introducción de una matriz cuadrada W o matriz de contactos tiene la finalidad de recoger, a través de cada uno de sus elementos w_{ij} , la interacción existente entre cada par de observaciones de la muestra i y j . Si bien no existe un criterio unánimemente aceptado en relación a la definición de W , uno de los más utilizados es el de contigüidad binaria por el cual w_{ij} tomará el valor 1 si i y j son regiones físicamente adyacentes o 0 en caso contrario (para otras definiciones posibles ver Bodson y Peeters (1975), Cliff y Ord (1981)). Este contraste, cuya hipótesis nula es la no dependencia espacial, puede alcanzar valores positivos o negativos. El primer caso supone que la presencia de un fenómeno determinado en una región del sistema lleva a que se extienda hacia el resto de regiones que la rodean, favoreciendo así la concentración del mismo. En caso de autocorrelación negativa ($I < 0$), la presencia de ese fenómeno en una región impide su aparición en unidades vecinas. Una vez calculado el valor del contraste y tras obtener sus momentos de primer y segundo orden siguiendo una hipótesis de distribución normal o aleatoria (Cliff y Ord, 1981), la significación de la I de Moran estandarizada se comprobará a partir de los valores de una $N(0,1)$.

De forma similar, la presencia de dependencia espacial puede ser contrastada a partir de la G(d) de Getis(1992):

$$G(d) = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N w_{ij}(d) x_i x_j}{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N x_i x_j} \quad j \neq i \quad (2)$$

donde w_{ij} tomará el valor 1 si j se encuentra dentro del radio d definido para i o 0 en caso contrario. Su valor, previa estandarización, también deberá ser contrastado a partir de una distribución normal. Por último, destacar que ambos estadísticos persiguen un objetivo común: detectar la existencia de un esquema de dependencia espacial global en todo el área de estudio.

3. Contrastes de dependencia local

Llegado este punto se nos plantean dos grupos de cuestiones: primero, ¿no cabe la posibilidad de, aun sin aceptarse la presencia de autocorrelación espacial global, existan pequeños *clusters* espaciales, en los que la variable analizada no se encuentre distribuida de forma aleatoria sino mostrando una concentración importante?; y, segundo,

en caso de haberse detectado dependencia a nivel global, ¿contribuye cada región con igual peso en el indicador global o, por el contrario, pueden aparecer zonas que reflejen una distribución aleatoria mientras que otras contribuyan de forma destacada a explicar el valor del indicador global? Para responder a la primera cuestión y poder detectar asociaciones espaciales locales, Anselin (1995) ha construido un indicador de dependencia local basado en la I de Moran, I_i :

$$I_i = \frac{z_i}{\sum_i z_i^2 / N} \sum_j w_{ij} z_j \quad (3)$$

donde z_i representa la variable X estandarizada y cuya hipótesis nula es la no existencia de dependencia espacial global. De nuevo, tras definir sus momentos de primer y segundo orden siguiendo el principio de aleatoriedad¹, su valor estandarizado deberá ser contrastado a partir de la distribución normal, indicando en caso de ser significativo la existencia de una asociación o concentración importante de valores similares ($I_i > 0$) o diferentes ($I_i < 0$) de la variable X en torno a la región i . Con este mismo objetivo, Getis y Ord (1992) definieron una familia de estadísticos G_i aplicables a variables positivas y de origen natural bajo la misma hipótesis nula que el anterior: la no existencia de dependencia espacial. La expresión del valor estandarizado del estadístico G_i para el caso de una matriz W estandarizada por filas es:

$$z - G_i(d) = \frac{\sum_j w_{ij}(d) x_j - W_i \bar{x}(i)}{s(i) [((N-1)S_{ii} - W_i^2) / (N-2)]^{1/2}} \quad j \neq i \quad (4)$$

donde $w_{ij}(d)$ sigue el mismo criterio definido para $G(d)$, $s(i)$ es la desviación estándar de X y W_i es el sumatorio de todos los pesos de i . De forma similar puede encontrarse un segundo estadístico G_i^* , eliminando la restricción impuesta sobre j . A diferencia de la I_i , un signo positivo de $z - G_i$ refleja un *hot spot* o agrupación de valores elevados de X , mientras que un valor negativo de $z - G_i$ significativamente diferente del valor esperado en caso de existir una distribución aleatoria de la variable X mostraría una concentración de valores bajos de X .

Sin embargo, ¿pueden los estadísticos anteriores responder al segundo grupo de cuestiones planteadas anteriormente, detectando la contribución de cada región al indicador global así como posibles *outliers*, es decir, regiones con una participación en el estadístico global muy superior a la media? Para ello, sería necesario que la suma de los estadísticos para todas las regiones fuese proporcional a sus indicadores globales respectivos. Si bien esta condición la cumple el estadístico I_i de Anselin convirtiéndose en un indicador LISA² (*Local Indicator of*

¹Para un estudio más detallado en torno a la discusión acerca de la distribución correcta de este estadístico, ver Anselin (1995).

² Para que un indicador local sea LISA ha de cumplir dos condiciones: primera, que sea válido para detectar clusters espaciales; y, segundo que la suma de todas las observaciones sea proporcional al indicador global.

Spatial Association), no ocurre lo mismo con la familia de estadísticos G_i de Getis y Ord, por lo que el estudio de *outliers* y de una posible inestabilidad local deberá estar basado únicamente en el primero de ellos. En este sentido, los gráficos *box-plot* de los valores de I_i y la utilización de la regla que toma como referencia el doble de la desviación estándar son algunas de las posibles vías válidas para alcanzar este objetivo.

4. Un estudio de dependencia espacial local: el caso de las provincias españolas

Seguidamente, pasaremos a comentar los resultados obtenidos tras aplicar los estadísticos definidos al caso de las provincias españolas. En concreto, el análisis se ha centrado en siete variables habitualmente utilizadas en los modelos definidos en el contexto regional: Vab pc, Vab pw, Renta Familiar Disponible (RFD), % de Vab agrícola sobre el total nacional, % del VAB servicios sobre el total nacional, tasa de desempleo (U) y, por último, el % de población con estudios medios y superiores respecto del total de población con edad de trabajar (khumano) como variable *proxy* del capital humano. Las variables Vab pc, Vab pw, RFD, así como las dos variables de especialización productiva han sido tomadas de las publicaciones bianuales del BBV "La Renta Nacional y su distribución provincial", mientras que la fuente utilizada en el caso de la tasa de paro y la variable *proxy* khumano ha sido las publicaciones realizadas por Bancaja. La utilización de estas publicaciones persigue la finalidad de disponer de un período amplio de estudio que permita analizar la evolución temporal que han mostrado los indicadores analizados.

Es importante destacar que el presente análisis persigue fundamentalmente tres objetivos: detectar la posible existencia de un proceso de autocorrelación espacial global a nivel provincial en alguna de las variables escogidas; detectar posibles *clusters* o asociaciones locales espaciales a este nivel de desagregación; y analizar cuál es la contribución de cada provincia a la hora de explicar el valor obtenido del indicador global.

i) Autocorrelación: la I de Moran y la G(d) de Getis.

En la tabla 1 se muestra el valor de los estadísticos I de Moran y G(d), debidamente estandarizados, obtenidos a partir de una matriz W estandarizada por filas y basada en el criterio de contigüidad de primer orden. De ella se deducen básicamente dos conclusiones. Primero, que a excepción de las variables de especialización productiva, el resto de ellas muestran un valor significativo de la I para la práctica totalidad de los años analizados, hecho que implica la no existencia de una distribución aleatoria de las mismas a lo largo de las provincias españolas y la presencia de vínculos importantes entre provincias vecinas que hacen probable la extensión de shocks producidos en determinados puntos al resto de unidades colindantes. En cambio, la especialización agrícola no muestra, salvo en 1955, una dependencia espacial significativa, a diferencia de lo que ocurre con el vab servicios donde, aunque de forma tardía, se acepta la presencia de un proceso de autocorrelación. Estos resultados coinciden con los derivados del estadístico G(d) para el caso del vab pc y tasa de paro, y ligeramente con los obtenidos para la *proxy* del capital humano. En relación a la aparente contradicción entre ambos indicadores en el resto de variables analizadas, es preciso tener en cuenta que mientras G(d) analiza la asociación espacial en la suma de valores de X entre pares de provincias colindantes, la I de Moran se basa en un estudio de la covarianza al tomar las variables en desviaciones.

La segunda conclusión que se extrae de la tabla 1 es la consolidación de un proceso de dependencia pero entre valores similares, tal y como se deriva del signo positivo de la I_i , no reflejando con ello la existencia de un sistema centro-periferia entre las provincias españolas. Asimismo, el signo mayoritariamente positivo detectado en la $G(d)$, confirma que dicho proceso se concentra básicamente en valores elevados de estas tres variables.

ii) Clusters espaciales en las provincias españolas.

Dados los resultados obtenidos, en los dos siguientes epígrafes se procede al cálculo de los indicadores locales para los años 1967 y 1993³ en particular, centrándonos en el estudio de las tres variables para las cuales los estadísticos globales arrojaban valores similares: Vab_{pc} , Tasa de paro (U) y la variable *proxy* de capital humano.

Si bien el interés por detectar *clusters* espaciales es mayor cuando no ha sido aceptada la existencia de un proceso de dependencia espacial a nivel global, no obstante, pasamos a analizar los estadísticos I_i y G_i^* con la finalidad de profundizar en el análisis de posibles concentraciones en las variables seleccionadas. Los resultados obtenidos aparecen resumidos en las tablas 2a a 2f. Como se puede observar, se toman como referencia las asociaciones detectadas a partir del valor de la I_i , analizando su signo con tal de descubrir si dichas concentraciones son de valores similares o diferentes, analizando además para dichas provincias el signo del estadístico G_i^* estandarizado para detectar si dichas concentraciones son de valores elevados o bajos.

De las tablas 2a y 2b se desprende que la práctica totalidad de los casos de asociaciones espaciales significativas de renta detectadas por la I_i , tanto en 1967 como en 1993, es de valores similares ($I_i > 0$). En concreto, en 1967 las tres provincias del PV, Navarra y 3 provincias catalanas muestran una concentración de valores elevados ($z-G_i^* > 0$) de vab_{pc} , manteniéndose la mayor parte de dichos *clusters* al final del período, uniéndose en 1993 La Rioja y Zaragoza. En cambio, son las provincias de la CA de Andalucía las que presentan en 1967 y de forma más generalizada en 1993 concentraciones importantes de bajos niveles de dicha variable. Por tanto, son las provincias situadas en el cuadrante noreste y este las que, durante todo el período, concentran valores elevados de renta mayores de los que cabría esperar caso de existir una distribución aleatoria de renta, mientras que las provincias del Sur muestran una asociación significativa y permanente de valores bajos de renta. Por último, merece destacar la aparición en 1967 de un valor negativo de I_i correspondiente a la provincia de Madrid, reflejando una concentración de renta en esta CA uniprovincial que convertiría en periféricas a sus provincias colindantes.

En relación a la tasa de paro, se observa en la tabla 2c un importante número de provincias que muestran una concentración en 1967 de valores similares y elevados de dicha variable, en concreto, cinco provincias andaluzas, Badajoz y Ciudad Real, manteniéndose esta situación al final del período e incorporándose en el último año Málaga y Granada. Cabe destacar a su vez que la principal fuente de la ampliación del número de concentraciones

³Sólo se disponen datos para 1993 en el caso del $Vab_{p/c}$. Para el caso de la tasa de paro y de la variable de capital humano el último año disponible es 1992.

detectadas en 1992 se encuentra en la aparición de *clusters* de bajos niveles de desempleo significativos en dos provincias catalanas, las tres provincias de Aragón y Soria.

Por último, en relación a la variable capital humano, tras comparar las tablas 2e y 2f, se observa una disminución en 1992 del número de casos detectados de concentraciones significativas, haciéndose a su vez más igualitarias dichas concentraciones en este último año en el sentido que un 50% de los casos detectados se deben a concentraciones de elevados porcentajes de población con estudios medios y universitarios y el 50% restante de valores bajos. Asimismo, si bien al principio del período existían *clusters* de valores elevados en las provincias vascas, Navarra, Burgos y Cantabria, destacando Badajoz y Ciudad Real con valores bajos, en 1992 se produce un relevo en las concentraciones de valores elevados para trasladarse al cuadrante este, en concreto, a Lérida y Tarragona. Por último, cabe destacar que, si bien los clusters detectados son básicamente de valores similares, en 1967 aparece de nuevo el caso de la provincia de Madrid con un valor negativo de I_i .

iii) Inestabilidad estructural.

Como se ha citado anteriormente, el estudio de la contribución que individualmente tiene cada provincia sobre el indicador global, realizado con tal de descubrir zonas en las que la variable analizada se halle distribuida de forma aleatoria y posibles *outliers*, puede llevarse a cabo a partir del estudio de la I_i de cada provincia. Para ello, en el presente trabajo se ha tomado como referencia la desviación estándar (seleccionándose aquellos valores de I_i fuera del intervalo formado por la media de I_i más(menos) dos veces su desviación estándar), complementando los resultados por medio de un análisis de los gráficos box-plot para cada variable en ambos años.

Los resultados obtenidos siguiendo el primer criterio aparecen en la tabla 3. A partir de dicha tabla, se observa como en 1967 destacan las tres provincias vascas con una contribución netamente superior al resto, tanto en términos de Vab_{pc} como de capital humano, siendo relevadas posteriormente en términos de renta por Barcelona y Gerona (pérdida de posición de las provincias de la Cornisa Cantábrica) y por Lérida y Gerona en capital humano. En esta última variable, cabe destacar también la contribución negativa de Cáceres y Zaragoza al final del período. A su vez, en ambas variables resalta la significativa contribución en el indicador global de Madrid, con una I_i negativa. En términos de tasa de paro, destacan en 1967 por su contribución 4 provincias andaluzas, con valores muy elevados de desempleo, prolongándose este protagonismo en 1992 con un relevo de posiciones entre las provincias andaluzas (Córdoba, Huelva, Jaén y Sevilla en 1967; Cádiz, Huelva y Málaga en 1993).

Los resultados derivados del análisis de los gráficos *box-plot* (que aparecen en los gráficos 1.a, 1.b y 1.c para el segundo año analizado) son similares a los obtenidos por el anterior criterio, encontrándose las mayores diferencias entre ambos en la variable desempleo, donde el análisis *box-plot* amplía las provincias *outliers* a Cádiz y Badajoz en 1967 y a Sevilla en 1992.

En resumen, tras el análisis de *outliers*, se detecta que en 1967 son las tres provincias vascas las que mayoritariamente destacan por su contribución muy superior al valor medio del estadístico tanto en términos de Vab_{pc} como de capital humano, siendo sustituidas al final del período por provincias catalanas. En términos de desempleo, las contribuciones básicas durante todo el período provienen de las provincias andaluzas.

5. Conclusiones

Tras la aplicación de los estadísticos válidos para detectar no únicamente procesos de autocorrelación espacial a nivel global sino también local, las principales conclusiones obtenidas pueden resumirse en 3 puntos:

Primero, en la mayoría de las variables para las que se han calculado los estadísticos de dependencia global se han detectado procesos de autocorrelación espacial importantes, especialmente en términos de Vab_{pc} y tasas de paro. De ello se deriva la existencia notable de vínculos en estas variables a nivel provincial, donde las externalidades y los efectos *spillover* pueden contribuir de forma importante a explicar este hecho, llevando a una posible propagación, más o menos rápida, de *shocks* aparecidos en una región i cualquiera hacia el resto de sus regiones vecinas. Por ello, se aconseja la contrastación previa de la presencia de dependencia espacial en aquellos modelos que utilicen, bien como endógena o como exógena, alguna de las variables aquí analizadas, con tal de evitar las consecuencias que obviar su presencia pueden conllevar sobre la estimación MCO. La detección de dependencia espacial requerirá no sólo la reespecificación adecuada del modelo, introduciendo quizás retardos espaciales de las variables que en él aparecen, sino también la utilización del método de estimación adecuado. Sin embargo, cabe destacar que los resultados aquí obtenidos, tanto en relación a los indicadores globales como locales dependen de la matriz de contactos utilizada, por lo que cabría la posibilidad de plantearse diferentes esquemas de interacción y comparar así los resultados con los obtenidos en este estudio.

Segundo, se han detectado concentraciones importantes en los dos años estudiados, significativamente diferentes de lo que cabría esperar en caso de que la distribución espacial de las variables analizadas fuese aleatoria, de valores de vab_{pc} en el cuadrante este y noreste correspondiente a las provincias del PVasco, Navarra y Cataluña, pudiéndose derivar del mantenimiento de dichas concentraciones en la misma zona a lo largo de todo el período una escasa movilidad en la distribución espacial de la renta. Sin embargo, en este sentido, cabe destacar que, según los resultados del análisis de *outliers* efectuado en el apartado anterior, la contribución muy superior a la media de las provincias de la Cornisa Cantábrica pasa a ser sustituida por el protagonismo de las provincias de la Comunidad catalana. Una situación similar ocurre en el caso de la variable de capital humano. En términos de tasas de desempleo, en cambio, las mayores concentraciones son de valores elevados y se encuentran localizados de forma muy significativa (*outliers*) en el cuadrante sur, en las provincias andaluzas, si bien al final del período también parecen destacar concentraciones de bajos niveles de desempleo en Aragón y Cataluña. Todos los resultados comentados, tomados en su globalidad, demuestran como el proceso de dependencia espacial global detectado en España se debe básicamente al peso de concentraciones de valores de dichas variables en las CCAA del PVasco, Navarra, Cataluña y Andalucía. En cambio, la zona centro y noroeste de España presenta una distribución menos

correlacionadas en términos de renta, desempleo y capital humano.

Tercero y último, destacar que la mayoría de las concentraciones detectadas se corresponden con valores similares, no vislumbrándose pequeños esquemas centro-periferia a nivel provincial (al menos, entre cada provincia y sus colindantes) que podrían, caso de detectarse, afectar a las medidas de política regional aplicadas. Únicamente aparece en el primer año analizado una concentración de elevados niveles de renta y de capital humano en la capital del país, con diferentes valores en sus provincias vecinas. Sin embargo, este hecho parece difuminarse a través del tiempo.

BIBLIOGRAFÍA

- Anselin, L.; Griffith, D.A.(1988):"Do spatial effects really matter in regression analysis?". *Papers Regional Science Association*, 65.
- Anselin, L.(1995):"Local Indicators of Spatial Association-LISA." *Geographical Analysis*, v.27(2), pag.93-115.
- Bodson, P.; Peeters, D.(1975):"Estimation of the coefficients of a linear regression in the presence of spatial autocorrelation. An application to a Belgian labour-demand function". *Environment and Planning A*,7, pag. 455-472.
- BBV (varios años) "Renta Nacional de España y su distribución provincial".
- BANCAJA: "Capital humano: Series históricas".
- Cliff A. y Ord, J.(1981): *Spatial Process. Models and Applications*. London, Pion.
- Getis, A. y Ord, J.K. (1992): "The analysis of spatial association by use of distance statistics". *Geographical Analysis*, vol.24(3), pag. 189-206.
- Moran, P.(1948):"The interpretation of statistical maps". *Journal of the Royal Statistical Society B*, vol.10, pag.243-251.

Tabla 1. Resultados de los estadísticos globales

Variable	Estadístico	1955	1967	1979	1993 ⁴
Vab pc	Z(I)	5.705*	6.562*	6.689*	7.353*
	z-G(d)	2.277*	2.558*	1.287	1.952
% Vab agr.	Z(I)	2.438*	1.373	0.325	0.815
	z-G(d)	2.229*	2.192*	0.610	0.712
% Vab ser.	Z(I)	0.818	3.067*	2.089*	1.816
	zG(d)	0.488	0.738	0.737	0.036
Vab pw	Z(I)	4.388*	4.575*	4.454*	4.111*
	z-G(d)	1.246	1.028	0.256	-0.052
RFD	Z(I)	-	6.318*	6.757*	8.001*
	z-G(d)		2.077*	0.686	1.222
U	Z(I)	-	5.880*	6.177*	7.548*
	z-G(d)		4.761*	4.054*	3.794*
Khumano	Z(I)	-	3.453*	4.332*	2.897*
	z-G(d)		1.619	1.944	1.467

* Significativas para $\alpha=0,05$

Tabla 2.a Indicadores locales para el Vab pc 1967

Nº casos I _i significativa	Signo de I _i :	Signo z-G _i *	Nombre de la provincia
14	Positivo: 13	>0: 7 casos	Álava, Barcelona, Gerona, Guipúzcoa, Lérida, Navarra, Vizcaya
		<0: 6 casos	Badajoz, Cáceres, Cádiz, Córdoba, Granada, Jaen
	Negativo: 1		Madrid

⁴El último dato disponible para las variables tasa de paro y la *proxy* de capital humano es 1992.

Tabla 2.b Indicadores locales para el Vab pc 1993

Nº casos I_i significativa	Signo de I_i :	Signo $z-G_i^*$	Nombre de la provincia
16	Positiva: 16	>0: 8 casos	Álava, Barcelona, Gerona, Lérida, Navarra, La Rioja, Tarragona, Zaragoza
		<0: 8 casos	Badajoz, Cádiz, Córdoba, Granada, Huelva, Jaen, Málaga, Sevilla
	Negativa: 0		

Tabla 2.c Indicadores locales para la tasa de paro 1967

Nº casos I_i significativa	Signo de I_i :	Signo $z-G_i^*$	Nombre de la provincia
7	Positiva: 7	>0: 7 casos	Badajoz, Cádiz, Ciudad Real, Córdoba, Huelva, Jaen, Sevilla
		<0: 0 casos	
	Negativa: 0		

Tabla 2.d Indicadores locales para la tasa de paro 1992

Nº casos I_i significativa	Signo de I_i :	Signo $z-G_i^*$	Nombre de la provincia
14	Positiva: 14	>0: 8 casos	Badajoz, Cádiz, Córdoba, Granada, Huelva, Jaen, Málaga, Sevilla
		<0: 6 casos	Gerona, Huesca, Lérida, Soria, Teruel, Zaragoza
	Negativa: 0		

Tabla 2.e Indicadores locales para la variable de capital humano 1967

Nº casos I_i significativa	Signo de I_i :	Signo $z-G_i^*$	Nombre de la provincia
9	Positiva: 8	>0: 6 casos	Álava, Burgos, Cantabria, Guipúzcoa, Navarra, Vizcaya
		<0: 2 casos	Badajoz, Ciudad Real
	Negativa: 1		Madrid

Tabla 2.f Indicadores locales para la variable de capital humano 1992

Nº casos I_i significativa	Signo de I_i :	Signo $z-G_i^*$	Nombre de la provincia
4	Positiva: 4	>0: 2 casos	Lérida, Tarragona
		<0: 2 casos	Albacete,Ciudad Real
	Negativa: 0		

Tabla 3. Provincias detectadas por su excesiva contribución utilizando el criterio de la desviación estándar.

	1967	1993 (1992 para U y khumano)
Vab pc	Álava, Guipúzcoa, Gerona,Madrid, Vizcaya	Barcelona, Gerona
U	Córdoba, Huelva, Jaen, Sevilla	Cádiz, Huelva, Málaga
Khumano	Álava, Guipúzcoa, Madrid, Vizcaya,	Cáceres, Lérida, Gerona, Zaragoza

Gráfico 1.a Box-Plot para el Vab pc 1993

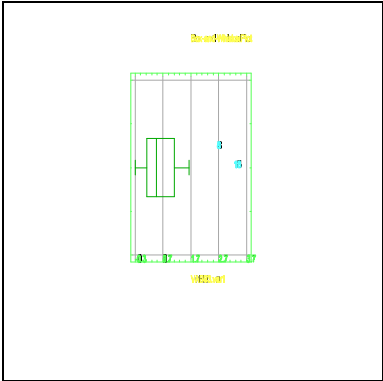


Gráfico 1.b Box-Plot para la tasa de paro 1992

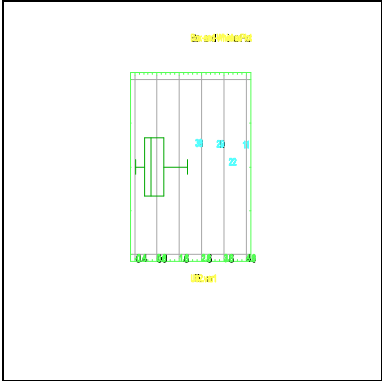
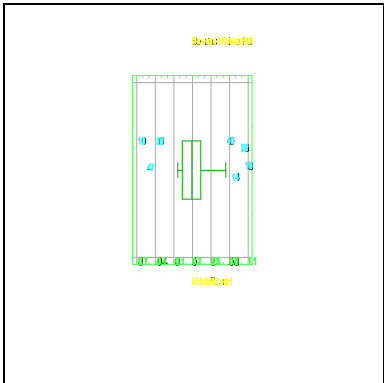


Gráfico 1.c Box-Plot para la variable de capital humano 1992



* (8)Barcelona; (10)Cáceres; (11)Cádiz; (14)Ciudad Real; (18)Gerona; (22)Huelva; (26)Lérida; (29)Málaga; (36)Salamanca; (38)Sevilla; (40)Tarragona; (47)Zaragoza.