

¿Es posible suponer rendimientos a escala homogéneos para las provincias españolas?

Toni Mora*¹

RESUMEN: Los análisis del crecimiento económico de tipo neoclásico deberían diferenciar las economías al considerar la presencia de parámetros estructurales distintos para diversos grupos de regiones. La estimación de la segunda de las leyes de Kaldor y su posterior condicionamiento con respecto a niveles iniciales de ciertos parámetros estructurales permite confirmar la idea que las provincias españolas deban considerarse pertenecientes a diversos clubes de convergencia.

Clasificación JEL: R11, C2, 01, 04.

Palabras clave: leyes de Kaldor, economía regional, clubes de convergencia.

Is it feasible to assume homogeneous degrees of returns to scale for the Spanish provinces?

ABSTRACT: Neoclassic economic growth studies should considerate differentiation of economies taking into account structural parameters for different groups of regions. The estimation of Verdoorn law conditioning by means of initial levels of some structural parameters allows confirming the idea to considerate Spanish provinces into diversified convergence clubs.

JEL classification: R11, C24.

Key words: Kaldor's laws, regional economics, convergence clubs.

1. Introducción

El interés por agrupar las provincias españolas en diferentes grupos con un comportamiento diferenciado entre éstas, resulta razonable. Una posible diferenciación de las

* Dirección para correspondencia: Grupo de investigación AQR, Espai de Recerca en Economia, Universitat de Barcelona. Avenida Diagonal, 690 - 08034 Barcelona (España). Dirección electrónica: amora@ub.edu

¹ El autor agradece los comentarios aportados por E. López-Bazo.

Recibido: 25 de abril de 2003 / Aceptado: 17 de octubre de 2003.

economías podría efectuarse considerando diversidad en los parámetros estructurales. En este caso, debería contrastarse si existen diferencias en el nivel de rendimientos a escala. Éste es el objetivo del presente artículo. Para ello, partiremos de la que se conoce como ley de Verdoorn, que nos permite estimar la presencia de un tipo u otro de rendimientos a escala. Dicha ley ha sido estimada por cierto número de trabajos recientes. Sin embargo, la novedad del presente análisis es que mediante una determinada técnica de estimación es posible dividir la muestra de provincias en diferentes grupos. Así, cada uno de dichos grupos, obtenidos al condicionar mediante determinadas variables, podría presentar niveles alternativos de rendimientos a escala.

Nuestro punto de partida es el modelo de crecimiento económico neoclásico. Dicho modelo en su forma básica asume que existen rendimientos constantes a escala y rendimientos decrecientes del capital. Asimismo, se supone una tasa de progreso técnico que se determina de forma exógena y uniforme en el espacio, de manera que aquellas economías con un menor nivel de desarrollo tienden a crecer más que las inicialmente más avanzadas. De esta forma, se acaban eliminando los diferenciales entre las ratios capital-trabajo y los niveles de productividad. Dada la discrepancia entre la realidad económica y dicho modelo teórico, la teoría neoclásica ha solucionado este problema permitiendo una diferenciación de estados estacionarios a partir de la estimación planteada por la β -convergencia condicional. Aún así, la obtención de rendimientos crecientes a escala por parte de ciertos trabajos contrasta con el desarrollo teórico neoclásico².

En este sentido, la literatura que pretende corroborar la presencia de rendimientos a escala parte de la ley de Verdoorn (Verdoorn, 1949). La formulación de dicha ley establece que el crecimiento de la productividad del factor trabajo en el sector industrial está positivamente relacionado con el crecimiento del producto. No obstante, no es posible contrastar tal supuesto mediante el desarrollo original de Verdoorn, sino a partir del que realizó Kaldor (1972), si bien actualmente se interpreta el coeficiente de forma más completa con respecto a lo planteado por Kaldor, dado que se incluyen los efectos de la difusión del progreso técnico y la inversión.

Si bien la literatura ha obtenido resultados para el ámbito provincial español, el presente trabajo diferencia los niveles de rendimientos a escala que se obtienen tras estimar la ley de Verdoorn según diversos grupos de provincias. La obtención de diferencias significativas entre dichos grupos supondría la necesidad de plantear que no todas las provincias se consideren de forma conjunta a la hora de estimar la función de producción. Por tanto, determinadas actuaciones de política económica, por ejemplo, presentarían efectos dispares en cada uno de los grupos de provincias. Este factor choca frontalmente con parte de la literatura de crecimiento donde se consideran Estados al estimar la función de producción. Sin embargo, la evidencia aportada por nuestro estudio denota la necesidad de realizar estudios de tipo regional. Así, la consideración de la economía española en su conjunto debería replantearse en el caso de detectar heterogeneidad en los niveles de rendimientos a escala provinciales.

² Chesire y Carbonaro (1995) afirman que la obtención de β convergencia es sólo un signo que los datos no son inconsistentes con la teoría neoclásica más que significar un test directo de la presencia de rendimientos decrecientes del capital.

Con este propósito, el presente trabajo se estructura de la siguiente forma. Tras la presente sección, meramente introductoria, el epígrafe segundo plantea un modelo teórico que será objeto de estimación derivado a partir de la ley de Verdoorn. Dicho modelo resulta extraordinariamente relevante dado que permite obtener resultados relativos a los niveles de rendimientos a escala. Por su parte, el tercer epígrafe explicita la evidencia empírica obtenida por parte de la literatura en relación a la ley de Verdoorn. Posteriormente, el cuarto epígrafe obtiene resultados propios para las provincias españolas para la ecuación definida en el epígrafe segundo. A su vez, se utiliza una técnica de estimación que permite diferenciar los resultados relativos a los rendimientos según diversos grupos de provincias. El epígrafe final comenta las principales conclusiones a partir de los resultados obtenidos.

2. Modelo teórico: la ley de Verdoorn y la propuesta de Fingleton

El presente apartado sigue la propuesta de Fingleton (2001) de ampliar la especificación de la segunda ley de Kaldor (1972) al endogeneizar el progreso técnico, por lo que la estimación propuesta sería consistente tanto con modelos de tipo endógeno como con el modelo neoclásico de crecimiento. Para contrastar el cumplimiento de la ley de Verdoorn partimos de una función de producción del siguiente tipo:

$$Q = A_0 e^{\lambda t} K^\alpha L^\beta \quad [1]$$

donde Q , K y L son los niveles de producto, capital y empleo, respectivamente, λ es el crecimiento de la productividad total, mientras que α , β son las elasticidades de K y L , respectivamente. Dicha función permite ser linealizada para posteriormente ser diferenciada en el tiempo y de esta forma poder aislar el crecimiento de la productividad del empleo (en este caso industrial). Así:

$$\ln Q - \ln L = \ln A + \lambda t + \alpha \ln K + (\beta - 1) \ln L \quad [2]$$

De forma que la productividad del empleo industrial será: $P = Q/L$, lo que implica que en términos de tasas de crecimiento de las variables: $p = q - l$, donde las minúsculas denotan tasas de crecimiento. Por otra parte, si derivamos con respecto al tiempo e introducimos dicha tasa de crecimiento del empleo industrial en la relación de las tasas de crecimiento:

$$p = \frac{\beta - 1}{\beta} q + \frac{\lambda}{\beta} + \frac{\alpha}{\beta} k \quad [3]$$

De forma, que al suponer, tal como se ha observado en un horizonte temporal amplio para los países desarrollados, que la tasa de crecimiento del capital es más o me-

nos similar a la del producto³, podremos asumir en [3] que se cumple la relación $k = q$ ⁴, de forma que:

$$p = \frac{\alpha + \beta - 1}{\beta} q + \frac{\lambda}{\beta} \quad [4]$$

donde la expresión $(\alpha + \beta - 1)/\beta$ se define como el coeficiente de Verdoorn. De forma que, si la estimación del coeficiente de Verdoorn es estadísticamente mayor que cero, implicaría que existen rendimientos crecientes a escala, dado que se cumplirá $\alpha + \beta > 1$. Fingleton (2001) sugiere que la tasa de progreso técnico dependa de la presencia de *spillovers* tanto en la difusión de la tecnología como en el nivel de capital humano entre las regiones. Para ello, supongamos la siguiente tasa de progreso técnico:

$$\lambda = \lambda^* + \kappa W \cdot p \quad [5]$$

donde λ a través del producto matricial $W \cdot p$ es una función de la acumulación de capital que ocurra entre los vecinos particulares de cada economía que consideremos. A su vez, W es una matriz cuadrada con n^2 celdas que define la interacción entre las n regiones con la celda (i, j) de la matriz W^* (al ser estandarizada). Dicha matriz al ser estandarizada provoca que la suma por filas sea igual a 1, de forma que cada elemento de $W \cdot p$ se corresponde con la media ponderada del resto de regiones con pesos proporcionales a la inversa de las distancias expresadas al cuadrado⁵. Por otro lado, el término λ^* depende de las características de cada región, de forma que dividiremos dicho término en dos: el diferencial tecnológico y el nivel de capital de dicha región, distinguiéndose entre capital humano y físico⁶. Así, dicho término inherente a cada economía puede ser expresado mediante la siguiente función:

$$\lambda^* = \pi G + \tau_H h + \tau_{K_g} K_g \quad [6]$$

de forma que G representa el *gap* tecnológico entre la región i y la región líder en tecnología, h simboliza el capital humano y K_g constituye el capital físico público. Introduciendo el término que representa el nivel inicial de cada región en la ecuación [5] puede obtenerse la siguiente expresión:

$$\lambda = \pi G + \tau_H h + \tau_{K_g} K_g + \kappa W \cdot p \quad [7]$$

³ McCombie y Thirlwall (1994) estiman que para los países desarrollados el ratio capital-trabajo se ha mantenido aproximadamente constante durante el tiempo.

⁴ En este sentido, dicho supuesto queda explícito por los modelos de crecimiento neoclásico donde, en el largo plazo, dichas tasas de crecimiento coinciden al alcanzarse el estado estacionario. Por otro lado, se ha seguido el supuesto aplicado por toda la literatura. No obstante, cabe señalar que la evidencia empírica para el caso de las provincias españolas presenta cierta divergencia en dichas tasas de crecimiento.

⁵ Dicha matriz W^* se obtiene mediante la expresión: d_{ij}^{-2} ; donde d_{ij} es la distancia entre los centroides de las regiones i, j . Los resultados obtenidos con la matriz de contigüidad física eran en esencia similares.

⁶ La inclusión del capital humano quedaría justificada por Lucas (1988) o Serrano (1997). Por otro lado, la introducción del capital físico como factor relevante puede ser justificada a partir de los trabajos de Aschauer (1989) o Moreno *et al* (2003).

Ahora, consideraremos de nuevo la tasa de crecimiento de la productividad laboral del sector industrial introduciendo las consideraciones anteriores. De esta forma, obtenemos la siguiente expresión para la tasa de crecimiento de la productividad del trabajo, siendo esta última la ecuación a estimar:

$$p = \frac{\alpha + \beta - 1}{\beta} q + \frac{\pi}{\beta} G + \frac{\tau_H}{\beta} h + \frac{\tau_{Kg}}{\beta} Kg + \frac{\kappa}{\beta} W \cdot p \quad [8]$$

3. Evidencia empírica previa de la ley de Verdoorn

En cuanto a la evidencia empírica, dicha ley ha sido analizada tanto en el ámbito nacional (McCombie, 1983 y Thirlwall, 1983) como regional (Fingleton y McCombie, 1998; Pons y Viladecans, 1999a). En este último sentido, McCombie y Ridder (1984) analizaron la presencia de rendimientos crecientes para los EE.UU. Posteriormente, Bernat (1996) analizó de nuevo el caso regional americano, para el periodo 1977-1990, contrastando la validez de las tres leyes de Kaldor (la segunda se corresponde con la ley de Verdoorn) incluyendo, en este caso, un análisis de dependencia espacial. Bernat (1996) determina que existen dos posibilidades para tener en cuenta dicha dependencia espacial: el modelo espacial autorregresivo o bien incluir la dependencia espacial en el término de error. Dicho autor interpreta que, en el primer caso, el crecimiento de la región se ve directamente influenciado por el crecimiento de las regiones colindantes. De esta forma, cuanto mayor sea el valor del parámetro que afecta a al término $W \cdot p$ de la ecuación [8], existirá un mayor interés por parte de las economías en que sus vecinas presenten una evolución favorable, independientemente del valor que tomen el resto de variables exógenas. Sin embargo, al incorporarlo al término de error, tal y como supone la segunda opción, el modelo implicará que existan beneficios del crecimiento vecino si éste se sitúa por encima o en niveles de lo que se considera normal. Respecto a los resultados obtenidos por Bernat (1996), existe evidencia a favor de la presencia de autocorrelación espacial en la ecuación que plantea la ley de Verdoorn así como del cumplimiento de dicha ley. No obstante, en el caso de la dependencia espacial, Bernat defiende la estimación de dicha ley para diferentes grupos de regiones, por lo que una estimación para el conjunto de EE.UU. no sería válida.

Por su parte, Fingleton y McCombie (1998) analizan la presencia de rendimientos crecientes en el sector industrial para 178 regiones europeas para el periodo 1979-1989. Los autores detectan la presencia de autocorrelación espacial para dicha muestra así como la presencia de rendimientos crecientes a escala con valores similares a los resultados originalmente obtenidos por Kaldor y comunes con la literatura (un valor de 0,5 para el coeficiente de Verdoorn). Adicionalmente, Harris y Lau (1998) estiman mediante la aproximación de Johansen la presencia de vectores de cointegración en el sector industrial entre las regiones del Reino Unido, encontrando la presencia de rendimientos crecientes a escala siendo mayores dichos rendimientos en aquellas regiones que se consideran periféricas. En este sentido, para

el caso de las regiones europeas, Pons y Viladecans (1999a) replican el trabajo de Bernat (1996) confirmando los resultados de Fingleton y McCombie (1998) y detectando la presencia de autocorrelación espacial por lo que existirían interacciones entre unas y otras regiones. En general, tanto del trabajo de Fingleton y McCombie (1998) como del de Fingleton (2001) y Fingleton y López-Bazo (2003), se desprende que tras la inclusión de variables condicionantes se obtienen valores inferiores en las estimaciones del coeficiente de Verdoorn.

Con relación al caso de las provincias españolas, éste es tratado por Pons y Viladecans (1999b) para el periodo 1981-1993, replicando de nuevo el trabajo de Bernat (1996). En este caso, los autores no detectan la presencia de autocorrelación espacial, por lo que las estimaciones MCO serían válidas al no presentar el problema de dependencia espacial, siendo el valor del parámetro de Verdoorn de 0,87. Por otra parte, León-Ledesma (2000) muestra la presencia de rendimientos crecientes a escala para el caso de las CC.AA., si bien dicho autor utiliza datos de panel y considera un periodo de tiempo más extenso (1962-1991).

4. Heterogeneidad para las provincias españolas en los rendimientos a escala

A continuación, se lleva a cabo una estimación de la ley de Verdoorn para las provincias españolas para el periodo 1955-1995, a partir de la propuesta de extensión de Fingleton (2001). Posteriormente, se discute la linealidad en la ecuación planteada dada la posible presencia de un umbral en la intensidad de los rendimientos a escala. Respecto a los datos utilizados en el análisis que se efectúa a continuación, se ha empleado el VAB del sector industrial, obtenido de la base de datos de la FBBVA. De la misma fuente proceden el nivel de empleo en el sector industrial y los datos de capital público. Todas ellas se han considerado a pesetas constantes de 1986. Mientras tanto, los datos referentes al capital humano utilizados, se han aproximado a través del porcentaje de ocupados con nivel de estudios iniciados medios o superiores en el sector industrial, publicados por la Fundación BANCAIXA. Así, la ecuación estimada se corresponde con la expresión:

$$\ln(vab_i 95/ei_i 95) - \ln(vab_i 55/ei_i 55) = \beta_0 + \beta_1 [\ln(vab_i 95) - \ln(vab_i 55)] + \beta_2 [\ln(kg_i 55/vab_i 55)] + \beta_3 \ln(sh_i 67) + \beta_4 \cdot gap_i 55 + \varepsilon_i \quad [9]$$

donde los datos de vab_i se corresponden tal y como se ha señalado anteriormente con los del sector industrial, ei_i denota el empleo industrial, kg_i se corresponde con el capital público básico, sh_i con el nivel de capital humano y el gap_i como el nivel de diferencial con respecto a la economía líder, siendo los números de la ecuación anterior los periodos considerados para cada variable. Con relación al diferencial se ha aproximado mediante la siguiente expresión, que se corresponde con la desviación porcentual existente con respecto al valor máximo en la variable VAB por empleado en el sector industrial:

$$gap_i 55 = [\text{máx}(\ln(vab_i 55/ei_i 55))] - [\ln(vab_i 55/ei_i 55)] / \text{máx}(\ln(vab_i 55/ei_i 55)) \quad [10]$$

El cuadro 1 recoge los resultados de la estimación para el periodo global considerado (1955-1995), expresándose en la primera columna la estimación de dicha ley sin recoger más que la variable que denota el crecimiento del producto (q). En la segunda columna se incluye el resto de regresores de la ecuación [9], con la excepción del retardo espacial de la productividad, que sí se incluye en la tercera. Para ambos casos se muestran los resultados de los contrastes correspondientes a la detección de la posible presencia de dependencia espacial. Ambas especificaciones muestran la significación del parámetro de Verdoorn, mientras que del resto de regresores, únicamente el *gap* aparece como significativo a los niveles de significación habituales (si bien no se descarta la existencia de colinealidad).

Cuadro 1. Resultados ley de Verdoorn. Provincias españolas

	1955-1955	1955-1995	1955-1995
<i>constante</i>	0,955* (0,153)	0,914 (0,707)	0,869 (0,764)
<i>q</i>	0,408* (0,075)	0,285* (0,080)	0,285* (0,076)
<i>Kg</i>		-0,015 (0,063)	-0,015 (0,060)
<i>h</i>		0,037 (0,075)	0,038 (0,072)
<i>Gap</i>		0,214* (0,060)	0,214* (0,057)
<i>Wp</i>			0,020 (0,187)
<i>I-Moran</i>	0,5083	1,2375	
<i>LM-lag</i>	0,0005	0,0077	
<i>LM-error</i>	0,0636	0,6241	
<i>Robust LM-lag</i>	0,2703	1,1245	
<i>Robust LM-error</i>	0,3334	1,7409	
\bar{R}^2	0,363	0,478	—
<i>Ln L</i>	4,785	11,378	11,383
<i>AIC</i>	-5,571	-12,757	-10,766

*, **, *** Implican significación al 1%, 5% y 10%.

A partir del cuadro 1 se confirma la hipótesis planteada por la ley de Verdoorn, donde recordemos que se establecía una relación positiva entre el crecimiento de la productividad del sector industrial y el crecimiento de la producción. En cuanto al valor de los coeficientes de Verdoorn del cuadro 1, el valor del coeficiente de 0,408 se sitúa muy cercano a los valores encontrados por la literatura (alrededor de 0,5). Por otra parte, al incluir variables que afectan al progreso técnico se evidencia que los resultados del coeficiente de Verdoorn en la primera especificación estarían sesgados al

⁷ Para una definición de dichos contrastes, véase Anselin y Florax (1995).

alza, por lo que los rendimientos crecientes no son tan elevados como parecía en un principio. Por otra parte, cabe comentar que los contrastes de econometría espacial no son favorables a la presencia de autocorrelación espacial, lo que coincide con la no-significación del coeficiente de $W \cdot p$ en la última columna. En consecuencia, las estimaciones MCO serían adecuadas.

A continuación, nos planteamos si la ecuación de Verdoorn no es común para el conjunto de provincias españolas, sino que según grupos de provincias analizadas presentan un tipo u otro de rendimientos. Para ello, se utilizan variables control que permitirán identificar la presencia de dichos grupos. De esta forma, el presente análisis se asemeja al planteado por Durlauf y Johnson (1995) ya que dichos autores agrupaban las economías mediante variables control al estimar funciones de producción comunes para cada grupo. En nuestro caso, se plantea una agrupación de las provincias españolas según el nivel de rendimientos a escala que se obtiene al estimar el valor del coeficiente de Verdoorn. Con este propósito, se utiliza la estimación del modelo de regresión tipo umbral propuesta por Hansen (2000), cuyo procedimiento parte de una idea muy simple. Así, el modelo que presenta un único umbral toma la siguiente forma:

$$y_i = \alpha_i + \beta_1' x_i I(v_i \leq \gamma) + \beta_2' x_i I(v_i > \gamma) + e_i \quad [11]$$

donde x_i es un vector de regresores, $I(\cdot)$ es una función indicador (toma valores 0 y 1), v_i es la variable umbral y $e_i \sim N(0, \sigma^2)$, mientras que el subíndice i denota las economías en la muestra $\{1 \leq i \leq n\}$. Por otra parte, al diferenciar según regímenes, por ejemplo, dividiendo la muestra global en dos subgrupos, la ecuación [11] puede ser replanteada de la siguiente forma:

$$y_i = \begin{cases} \alpha_1 + \beta_1' x_i + e_i & \text{si } v_i \leq \gamma \\ \alpha_2 + \beta_2' x_i + e_i & \text{si } v_i > \gamma \end{cases} \quad [12]$$

De esta forma, el modelo de regresión de tipo umbral permite obtener diferencias en los parámetros dependiendo del valor de v_i , donde dicha variable umbral puede ser un elemento de x_i . Por tanto, el procedimiento permitiría la verificación formal del número de clubes de crecimiento en la estimación de tipo *cross-section* planteada habitualmente por la literatura de convergencia. Hansen (2000) sugiere un método de estimación de γ utilizando técnicas de mínimos cuadrados, así como la construcción de intervalos de confianza asintóticos para dicho valor (γ). En este sentido, Hansen demuestra que las estimaciones de regresiones del tipo umbral no siguen una distribución estándar, por lo que los tests habituales no pueden aplicarse. Sin embargo, los tests del tipo de la F pueden ser utilizados para contrastar $\beta_1 \neq \beta_2$ y, a su vez, pueden construirse tests del ratio de verosimilitud $LR(\gamma)$ para de esta forma verificar hipótesis del tipo $H_0: \gamma = \gamma_0$. La principal innovación de este procedimiento radica en tomar el número y el tamaño de los umbrales como desconocido. Por otra parte, el procedimiento permite contrastar si el efecto umbral identificado es estadísticamente significativo.

Empíricamente, Hansen (2000) construye intervalos de confianza para el trabajo ya comentado anteriormente de Durlauf y Johnson (1995), donde recordemos que se

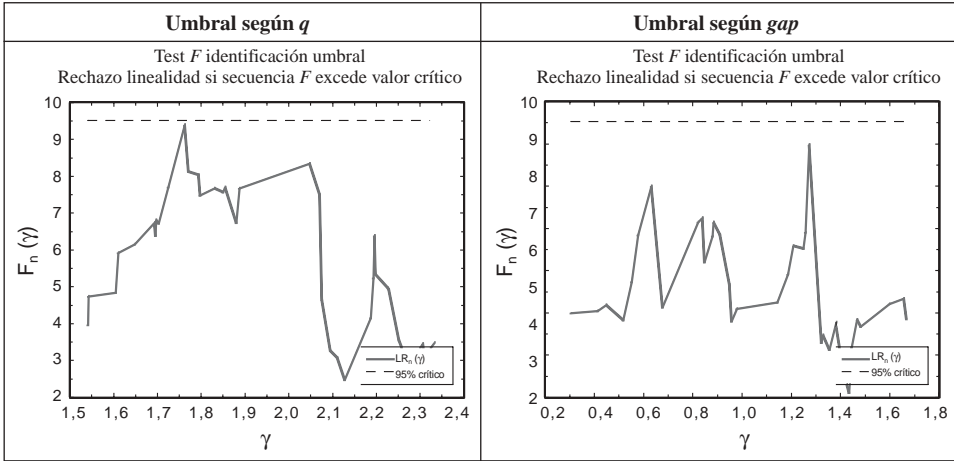
sugería que el comportamiento del crecimiento económico estimado a nivel *cross-section* venía determinado por las condiciones iniciales. Así, Durlauf y Johnson permitían mediante la técnica de *sample splitting* la consideración de un único umbral para una determinada variable. Sin embargo, Hansen (2000) afirma que previamente debía seleccionarse cuál era la variable a utilizar como umbral. Para ello, emplea el test de multiplicador de Lagrange (LM[γ]) consistente ante la presencia de heteroscedasticidad propuesto por Hansen (1996), de forma que efectúa una simulación de 1.000 réplicas con el propósito de determinar los valores críticos correspondientes a la variable umbral utilizada. Dado que el valor del umbral (γ) no puede ser identificado bajo la hipótesis nula (no presencia de dicho umbral), Hansen calcula valores de probabilidad mediante dicha simulación, fijando los regresores y generando la variable dependiente de la simulación a partir de la distribución $N(0, \hat{\epsilon}_i^2)$, donde $\hat{\epsilon}_i$ los residuos MCO de la regresión tipo umbral estimada. Los resultados obtenidos por Hansen muestran la existencia de un error por parte de Durlauf y Johnson (1995) en la selección de la variable umbral (capital humano), dado que no resulta una variable significativa. Por otra parte, Hansen detecta que el valor escogido por parte de Durlauf y Johnson para la variable umbral como nivel crítico presenta un intervalo de confianza demasiado grande, por lo que la estimación no es muy exacta.

Aplicando dicha técnica de regresión al caso particular de la estimación de la segunda ley de Kaldor (ley de Verdoorn) para las provincias españolas, en primer lugar se ha contrastado la significación de los regresores utilizados en dicha ecuación en cuanto a su posible utilización como variables umbral. Obviamente, aquellas variables que no eran significativas en la regresión mostrada en el cuadro 1 no son válidas para dicho propósito (capital humano y capital público). Así, únicamente pueden utilizarse como regresores el crecimiento en el nivel de producto industrial y el *gap*. Ambas variables presentan niveles de significación al 5,4% y 7,7%, respectivamente⁸. Cabe recordar que el valor obtenido $\hat{\gamma}$ no es el valor final a considerar dado que es el que resulta de contrastar la no presencia de un efecto umbral. La figura 1 muestra la secuencia obtenida para el ratio de verosimilitud con el propósito de la obtención de un intervalo de confianza para el valor de $\hat{\gamma}$, al considerar tanto q como el *gap* como variables a utilizar en la detección del umbral. En dichas figuras se observa una línea discontinua de puntos que nos indica el nivel del 95% de confianza, de forma que el valor de $\hat{\gamma}$ es el que minimiza dicha función. En nuestro caso no existe ninguna variable significativa al 5% dado que las figuras indican que ambas variables se sitúan en el límite al considerar una u otra en cuanto a subdividir la muestra (si bien una de ellas muestra un nivel de significación del 5,4%). Evidentemente, se selecciona aquella variable condicionante que presenta un menor nivel de significación. Por otra parte, resulta evidente que tan sólo debe considerarse un único umbral (sólo existe un punto de corte próximo) por lo que la técnica aplicada por Hansen sería correcta⁹.

⁸ Dichas probabilidades se corresponden con valores de 9,402 y 8,985 en LM (γ), respectivamente.

⁹ Bai (1999) señala que contrastar uno a uno los puntos de corte (umbrales) no es correcto. Para ello, proporciona una estimación alternativa que permite detectar multiplicidad de umbrales desde un primer instante.

Figura 1. Secuencia del ratio de verosimilitud.



El cuadro 2 muestra los resultados obtenidos para la estimación de la ecuación en el periodo 1955-1997, tanto al no considerar variable alguna como umbral, como los obtenidos al diferenciar la regresión mediante cada una de dichas variables. La ampliación del periodo utilizado con respecto a las estimaciones presentadas en el cuadro 1 se debe a la mayor disponibilidad de datos por parte de las variables que finalmente son utilizadas en la regresión de tipo umbral, por lo que los resultados son sensiblemente diferentes en cuanto al parámetro que recoge el *gap*, no siendo así para el parámetro que contrasta el nivel de rendimientos. En cuanto a la información que aparece en la tabla, en ambos casos se ha considerado la estimación mediante la existencia de un único umbral para cada una de las variables. Por otra parte, la tabla aporta los resultados en cuanto al número de individuos incluido en cada uno de los regímenes así como los resultados de la bondad de cada uno de los ajustes.

En general, los valores obtenidos en cuanto al nivel de rendimientos son más bajos al excluirse de la muestra aquellas economías que han experimentado un mayor crecimiento en el VABpw industrial (*q*) o bien presentan un mayor nivel en el diferencial tecnológico. Dado que en ambos casos, tanto al diferenciar en cuanto al crecimiento en producto industrial por trabajador como según la distancia en el nivel tecnológico, el segundo club consta de un número muy reducido de individuos, no procedemos a ningún tipo de comentario con relación a los resultados obtenidos para dicho grupo. Sin embargo, aquellas regiones que presentan niveles menores en las variables, sí requieren una mayor interpretación.

En cuanto a las figuras 2a,b, se muestra la secuencia del ratio de la función de verosimilitud normalizada $LR_n^*(\gamma)$ como una función del umbral en la variable seleccionada (*q* y *gap*), donde se muestra el valor crítico del 95% (línea de puntos). Cada una de dichas figuras construye un intervalo de confianza para el nivel crítico de la variable escogida como umbral. Tal y como muestra dicha figura, el intervalo de confianza

Cuadro 2. Resultados de la estimación de la ley de Verdoorn sobre grupos de provincias

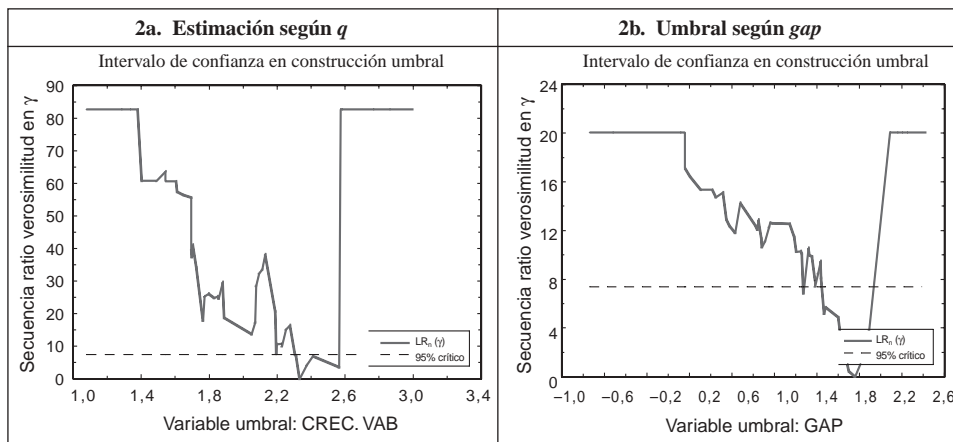
	1955-1997	Según q ($\gamma_1=2,332$)		Según gap ($\gamma_2 = 1,758$)	
	Global	1.º grupo	2.º grupo	1.º grupo	2.º grupo
Cte.	0,9648*	1,2214*	-1,907*	1,2628*	-3,0901*
q	0,4107*	0,3134*	1,4259*	0,2796*	0,6121*
gap	-0,0133	-0,0849**	0,1366	-0,066	1,6725
n regiones	50	42	8	44	6
R^2	37,73%	27,89%	81,57%	29,8%	92,9%

*, **, *** Implican significación al 1%, 5% y 10%.

obtenido al calcular el valor exacto de corte de la variable umbral es también menor para la variable VABpw del sector industrial¹⁰.

Así pues, dado que se ha obtenido una mayor significatividad de la variable VABpw del sector industrial como variable umbral con el propósito de segmentar la muestra, se procede a aplicar una regresión de tipo umbral mediante dicha variable. Por tanto, el procedimiento que se efectúa a continuación se corresponde con la pretensión de subdividir la submuestra de 42 regiones obtenidas tras la consideración de un umbral mediante la variable que denota el crecimiento en VABpw del sector industrial (q). Este hecho comporta que al considerarse sólo el primero de los regímenes, se excluyan las ocho provincias de mayor crecimiento en el VABpw del sector industrial. Por tanto, deberemos averiguar cuál de las dos variables puede conside-

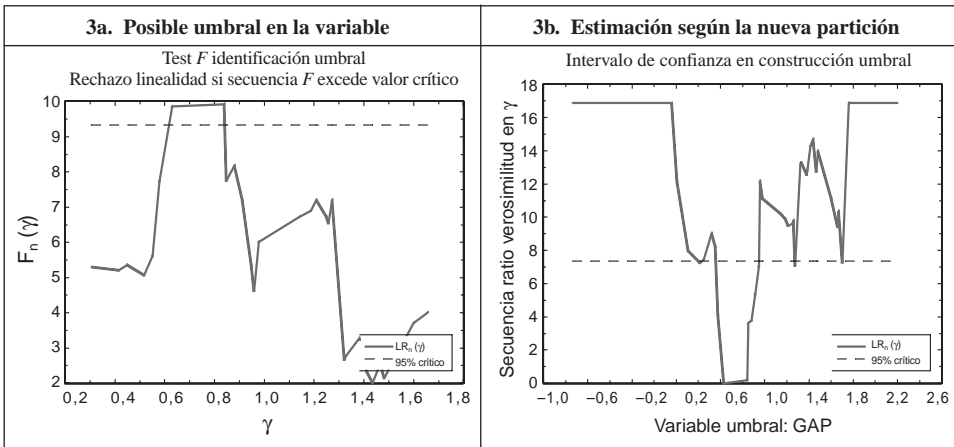
Figuras 2a, b. Secuencia del ratio de verosimilitud normalizado en función del umbral.



¹⁰ Dicha variable presenta un intervalo para la estimación de γ dentro del intervalo [2,305, 2,564] mientras que en cuanto al diferencial el intervalo es considerablemente mayor: [1,271, 1,872].

rarse como variable umbral para dicho grupo de 42 provincias. En este caso, el crecimiento del VABpw del sector industrial no resulta significativo (nivel de significación del 13,9%)¹¹, mientras que el diferencial sí que lo es (2,8% de nivel de significación). La figura 3 muestra la detección del nuevo umbral mediante dicha variable al mostrarse la secuencia del ratio de verosimilitud. Recordemos que los valores obtenidos al contrastar la hipótesis nula de ausencia de umbral no son válidos, por lo que se procede a una nueva estimación de la ecuación planteada por la ley de Verdoorn. En este sentido, la figura 3b muestra la estimación al utilizar dicha variable como umbral en la nueva regresión de tipo umbral.

Figuras 3a, b. Segmentación del grupo de 42 provincias, según *gap*.



Los resultados del cuadro 3 indican que al dividir la muestra de 42 regiones, se obtienen dos subgrupos de 12 y 30 provincias, respectivamente, donde tan sólo uno de éstos muestra significación en el parámetro que simboliza al coeficiente de Verdoorn. Dado el número de regiones que consta en cada uno de estos grupos y no resultando significativa cualquier otra división del grupo de 30 provincias finaliza el proceso de agrupación de las provincias según el nivel de rendimientos a escala que presentan.

En definitiva, y teniendo en cuenta los valores estimados para cada uno de los grupos detectados, comentamos a continuación las conclusiones al respecto. Así, pueden identificarse de forma clara tres grupos de regiones¹². La figura 4 muestra la pertenencia específica de cada una de las provincias. En primer lugar, se ha identificado un grupo que presenta rendimientos crecientes compuesto por 30 provincias con un coeficiente de Verdoorn igual a 0,44, que además muestra un proceso

¹¹ Por otra parte, hubiese resultado significativa dicha variable si en la primera gráfica se mostrara la presencia de múltiples umbrales.

¹² En el anexo del presente trabajo se muestra una tabla donde quedan recogidas las provincias según el grupo de pertenencia.

Cuadro 3. Resultados nueva estimación al segmentar la submuestra

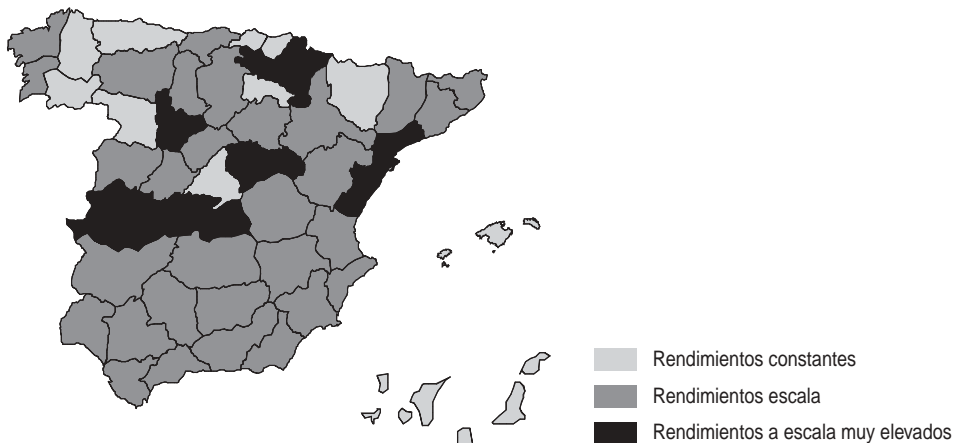
	1955-1997	Según gap ($\gamma_{22} = 0,63$)	
	Global	1. ^{er} grupo	2.º grupo
Cte.	1,2214*	1,8689*	1,2103*
<i>q</i>	0,3134*	-0,0637*	0,4401*
<i>gap</i>	-0,0849**	-0,0859	-0,232
<i>n</i> regiones	42	12	30
<i>R</i> ²	27,89%	21,45%	47,31%

*, ** Implican significación al 1% y 5%.

de *catching-up*. Así, dicho grupo presenta un comportamiento, en términos de rendimientos a escala, idéntico al que se obtiene tras estimar la ecuación planteada para el conjunto de provincias españolas.

Por otra parte, en un segundo grupo pueden identificarse 12 provincias que presentan un coeficiente de Verdoorn nulo, es decir, la presencia de rendimientos constantes a escala resulta verosímil para dichas provincias. En dicho grupo se incluyen: Zamora, Huesca, Tenerife, Lugo, Orense, Las Palmas, Guipúzcoa, Vizcaya, Madrid, Asturias, La Rioja y Baleares (economías que no han experimentado un crecimiento extremo en el nivel de VAB_{indpw} y que dentro de este grupo, a su vez, presentan un diferencial mínimo en 1955). La particularidad de presentar un diferencial menor con respecto a la provincia líder en términos de VAB industrial por empleado habría ocasionado que dicho grupo de provincias no muestre rendimientos crecientes a escala. A su vez, cabe significar que dicho grupo presenta una elevada heterogeneidad en cuanto a su composición, dado que se trata de provincias muy distintas entre sí (insulares, periféricas o aquellas de la cornisa cantábrica que presentaron un elevado declive industrial).

Figura 4. Rendimientos diferenciados mediante estimación tipo umbral.



Finalmente, existe un tercer grupo de tamaño reducido (8 provincias) que presenta un nivel de rendimientos a escala muy elevados. Aunque el resultado econométrico obtenido no presenta significación, sí que permite una interpretación económica. Dicho grupo está compuesto por ocho provincias cuya principal característica es la de presentar proximidad con respecto a los que se consideran ejes españoles tradicionales de desarrollo¹³. Así, la mitad de las provincias de dicho grupo se sitúan alrededor de Madrid mientras el resto están, o bien, dentro del eje mediterráneo o bien, colindantes a las dos provincias del País Vasco que presentan mayor nivel de desarrollo. Así, tanto Madrid como el Este peninsular producirían efectos positivos en el crecimiento de las provincias próximas, lo que demostraría, de nuevo, la relevancia de considerar las externalidades en cualquier estudio de tipo regional (en la línea de lo propuesto por López-Bazo *et al*, 2004). Por tanto, la proximidad con respecto a provincias de elevado crecimiento económico permite obtener rendimientos a escala muy superiores al resto de provincias.

5. Conclusiones

Los resultados permiten confirmar la idea que las regiones españolas no pueden considerarse de forma homogénea a la hora de estimar el nivel de rendimientos a escala. Por tanto, la función de producción no sería común a todas las regiones. Si bien el número de economías no es excesivamente elevado para poder efectuar determinados análisis econométricos, la idea que defiende la existencia de clubes de crecimiento es totalmente justificable para el caso de las provincias españolas. Los resultados obtenidos demuestran que el crecimiento futuro del VAB industrial, partiendo de un modelo de tipo neoclásico y tras estimar la ley de Verdoorn, depende de ciertos parámetros iniciales. Entre dichos factores han resultado determinantes tanto el propio nivel inicial del VAB industrial como la distancia que presentan las diferentes provincias con respecto a la provincia líder. Así pues, desarrollos empíricos previos referentes a la estimación de los coeficientes de Verdoorn no deberían asumir homogeneidad inicial en los parámetros para el conjunto de economías españolas.

Por tanto, la heterogeneidad en las condiciones iniciales provoca diferencias persistentes en el crecimiento dado que las provincias presentan diversidad en los rendimientos a escala. Así, a la hora de llevar a cabo actuaciones de política industrial, el hecho de suponer que existe un único modelo de crecimiento comportaría diferencias sustanciales no previsibles en sus efectos. Por otro lado, los resultados obtenidos por el presente trabajo denotan un efecto positivo del crecimiento de la industria para el conjunto de la economía española que no puede ser asumido para todas las provincias.

Así pues, la evidencia del crecimiento económico español es contraria a la defensa de la idea que apuesta por una desaparición de las disparidades existentes en los niveles de renta provinciales. Únicamente sería justificable estudiar la presencia de

¹³ No obstante, debe tenerse en cuenta que al incluirse la energía en el VAB del sector industrial existirían ciertos problemas con algunas provincias como, por ejemplo, en el caso de Cáceres.

cierta convergencia en el sentido de un acercamiento económico entre las provincias si éstas son agrupadas en grupos o clubes de crecimiento (si bien tampoco quedaría garantizada). La definición de dichos clubes de convergencia debe efectuarse a partir de diversos criterios, los cuales pueden diferir según cuál sea la pretensión objeto de análisis.

Bibliografía

- Anselin, L. y Florax, R. (1995): *New directions in spatial econometrics*, Ed. Springer, Berlin.
- Aschauer, D.A. (1989): «Is public expenditure productive?». *Journal of Monetary Economics*, 23(2): 177-200.
- Bai, J. (1999): «Likelihood ratio tests for multiple structural changes». *Journal of Econometrics*, 91:299-323.
- Bernat, G.A. (1996): «Does manufacturing matter? A spatial econometric view of Kaldor,s laws», *Regional Science*, 36 (3):463-477.
- Cheshire, P.G. y Carbonaro, G. (1995): «Convergence-divergence in regional growth rates: an empty black box?»; en H.W. Armstrong y R.W. Vickerman (eds.): *Convergence and divergence among European Regions*. London, Pion.
- Durlauf, S.N. y Johnson, P.A. (1995) «Multiple regimes and cross-country growth behaviour». *Journal of Applied Econometrics*, 10:365-384.
- Fingleton, B. y McCombie, J.S.L. (1998): «Increasing returns and economic growth: some evidence for manufacturing from the European Union regions». *Oxford Economic Papers*, 50:89-105.
- Fingleton, B. (2001): «Equilibrium and economic growth: spatial econometric models and simulations». *Journal of Regional Science*, 41 (1):117-147.
- Fingleton, B. y López-Bazo, E. (2003): «Explaining the distribution of manufacturing productivity in the EU regions»; en *European Regional Growth*. Springer-Verlag, Heidelberg.
- Hansen, B.E. (1996): «Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis». *Econometrica*, 64:413-430.
- Hansen, B.E. (2000): «Sample splitting and threshold estimation». *Econometrica*, 68 (3):575-603.
- Harris, R.I.D. y Lau, E. (1998): «Verdoorn,s law and increasing returns to scale in the UK regions, 1968-1991: some new estimates based on the cointegration approach». *Oxford Economic Papers*, 50:201-219.
- Kaldor, N., 1972. «The irrelevance of equilibrium economics», *Economic Journal*, 82, 1237-1255.
- León-Ledesma, M.A. (2000): «Economic growth and Verdoorn,s law in the spanish regions: 1962-91. *International Review of Applied Economics*, 14 (1):55-69.
- López-Bazo, E., Vayá, E. y Artís, M. (2004): «Regional externalities and growth: evidence from european regions»; *Journal of Regional Science.*, 44 (1), 43-73.
- Lucas, R.E. Jr. (1988) «On the mechanics of economic development». *Journal of Monetary Economics*, 22:3-42.
- McCombie, J.S.L. (1983): «Kaldor,s laws in retrospect». *Journal of Post Keynesian Economics*, 5:414-429.
- McCombie, J.S.L. y Ridder, J.R. (1984): «The Verdoorn law controversy: some new empirical evidence using US State Data». *Oxford Economic Papers*, 36:268-284.
- McCombie, J.S.L. y Thirlwall, A.P. (1994): *Economic growth and the balance of payments constraint*. Basingstoke, McMillan.
- Moreno, R., López-Bazo, E. y Artís, M. (2003): «On the effectiveness of private and public capital». *Applied Economics*, 35:727-740.
- Pons, J. y Viladecans, E. (1999a): «Kaldor,s laws and spatial dependence: evidence for the european regions». *Regional Studies*, 33 (5):443-451.
- Pons, J. y Viladecans, E. (1999b): «Leyes de Kaldor y efectos espaciales. Una aplicación a las provincias españolas». *Revista Asturiana de Economía*, 14:131-148.

- Serrano, L. (1997): «Productividad del trabajo y capital humano en la economía española». *Moneda y Crédito*, 205:79-101.
- Thirlwall, A.P. (1983): «Symposium on Kaldor,s laws». *Journal of Post Keynesian Economics*, 5:341-429.
- Verdoorn, P.J. (1949): «Fattori che regolano lo sviluppo della produttività del lavoro». *L'Industria*, 1:3-10.

Anexo. Cuadro pertenencia provincial a los grupos obtenidos según diferenciación en el nivel de rendimientos a escala estimados

<i>Grupo 1</i>		<i>Grupo 2</i>	
<i>Mayor crecimiento del VAPpw industrial</i>		<i>Crecimiento medio o inferior del VAPpw industrial</i>	
<i>Rendimientos a escala muy elevados</i>	<i>Grupo 2.1</i>	<i>Grupo 2.2</i>	
	<i>Nivel menor en el diferencial inicial con respecto a economía líder</i>	<i>Nivel superior en el diferencial inicial con respecto a economía líder</i>	
	<i>Rendimientos a escala constantes</i>	<i>Rendimientos a escala crecientes</i>	
Álava, Navarra, Tarragona, Castellón, Valladolid, Cáceres, Toledo y Guadalajara.	Zamora, Huesca, Tenerife, Lugo, Orense, Las Palmas, Guipúzcoa, Vizcaya, Madrid, Asturias, La Rioja y Baleares.	A Coruña, Pontevedra, León, Cantabria, Palencia, Burgos, Salamanca, Ávila, Segovia, Soria, Zaragoza, Teruel, Lleida, Girona, Barcelona, Cuenca, Valencia, Alicante, Badajoz, Ciudad Real, Albacete, Murcia y toda Andalucía.	