

LEYES DE KALDOR Y EFECTOS ESPACIALES. UNA APLICACIÓN A LAS PROVINCIAS ESPAÑOLAS*

Jordi Pons Novell
Elisabet Viladecans Marsal

Universidad de Barcelona

En este artículo se analiza el cumplimiento de las leyes enunciadas por Kaldor sobre las causas del crecimiento económico en las provincias españolas en el período 1981-1993. La primera ley de Kaldor afirma que la industria es el motor del crecimiento económico. La segunda proposición, también conocida como ley de Verdoorn, postula una relación positiva entre el crecimiento de la productividad del factor trabajo en la industria y la variación de la producción industrial. La tercera ley sostiene que el incremento de la productividad del conjunto de la economía está positivamente relacionado con los incrementos de la producción industrial y negativamente con la variación de la población ocupada en los sectores no industriales. El análisis se efectúa utilizando las técnicas englobadas en lo que se ha venido en denominar Econometría Espacial, y la evidencia empírica sugiere que las leyes de Kaldor son compatibles con las pautas de crecimiento de las provincias españolas en el periodo 1981-1993.

Palabras clave: Leyes de Kaldor, productividad, economía regional, autocorrelación espacial.

1. INTRODUCCIÓN

En el segundo lustro de la década de los años sesenta Nicholas Kaldor¹ formuló tres proposiciones, a menudo conocidas como leyes de Kaldor, sobre las causas del crecimiento económico. En los últimos años ha resurgido el interés

(*) Una versión previa de este trabajo fue presentada en el *I Encuentro de Economía Aplicada* celebrado en Barcelona en junio de 1998. Los autores agradecen los comentarios y sugerencias formulados por M. Teresa Costa, Rafael Myro y un evaluador anónimo. Este trabajo ha contado con el apoyo de la CICYT, Proyecto de Investigación SEC96/0898.

(1) Ver Kaldor (1966, 1975 y 1978) para una exposición detallada de los postulados de este autor.

por el estudio del crecimiento económico y, en particular, por la contrastación empírica de las leyes de crecimiento de Kaldor. En este sentido, se han efectuado comparaciones internacionales (McCombie, 1983; Thirlwall, 1983 y McCombie y Thirlwall, 1994) y se han estudiado países individualmente como el caso del Reino Unido (Stoneman, 1979), Australia (Whiteman, 1987), Turquía (Bairam, 1991), Grecia (Drakopoulos y Theodossiou, 1991) y Estados Unidos (Wulwick, 1991 y Atesoglu, 1993). En el ámbito regional estas leyes han sido contrastadas para Estados Unidos en los trabajos de McCombie y de Ridder (1983) y Bernat (1996), en el trabajo de Casetti y Tanaka (1992) para la economía japonesa, para las regiones del Reino Unido en Fingleton y McCombie (1998), y en Harris y Lau (1998) para las regiones europeas.

El objetivo de este artículo consiste en analizar si se cumplen las leyes de crecimiento de Kaldor para las provincias españolas en el período 1981-1993 y avanzar en el conocimiento del papel de las externalidades en el crecimiento económico. Para contrastar las leyes enunciadas por Kaldor se han usado las formulaciones de las mismas que habitualmente se encuentran en la literatura. A pesar de ello, como se discute en el segundo epígrafe, en el caso de la segunda y de la tercera ley puede surgir un problema al considerar la causalidad de las relaciones. Esto provoca que deban considerarse con cierta cautela los resultados obtenidos.

El análisis, siguiendo la sugerencia de Bernat (1996) y Fingleton y McCombie (1998), se realiza utilizando las técnicas englobadas en lo que se ha venido en denominar Econometría Espacial. La información estadística utilizada es la proporcionada por el BBV en la publicación *Renta Nacional de España*. Los datos relativos al VAB valorado al coste de los factores en términos reales han sido calculados utilizando como deflatores los valores nacionales procedentes del INE, puesto que no están disponibles a nivel provincial ni de comunidad autónoma. La extrapolación de los deflatores nacionales a las provincias puede introducir ciertos sesgos en la valoración de los resultados obtenidos, dado que pueden tender a exagerar la productividad de las regiones con niveles de precios más altos que son, teóricamente, las más ricas. Una ampliación futura del trabajo permitirá comparar los resultados obtenidos mediante este procedimiento para deflactar las series con los que se derivarían de utilizar, en primer lugar, deflatores para cada uno de los sectores que proporciona el BBV y posteriormente agregando las series resultantes y, en segundo lugar, utilizando las series proporcionadas en Cordero y Gayoso (1996) y Doménech *et al.* (1998). Asimismo, sería interesante comparar los resultados obtenidos al usar los datos procedentes del BBV con los de la Contabilidad Regional de España elaborada por el Instituto Nacional de Estadística.

A pesar de que se dispone de información con periodicidad bianual desde 1955 hasta 1993, se ha decidido circunscribir el análisis al período 1981-1993 con el objetivo de detectar las pautas del crecimiento regional en la economía española en este lapso temporal y no se han considerado Ceuta y Melilla. El estudio de estos años se justifica por el hecho que España ha experimentado las diversas etapas que caracterizan a un ciclo económico, y por los importantes cambios experimentados a todos los niveles por la economía española. Este período tiene especial interés ya que la economía española experimentó tres etapas diferenciadas. La primera, 1981-1985, se caracteriza por el

ajuste industrial para incorporar los cambios que se habían producido en las economías desarrolladas, y por la fuerte caída de la actividad en la industria. En la segunda etapa, 1986-1993, son elementos fundamentales la incorporación de España a la Unión Europea, la recuperación de la inversión, los importantes avances técnicos y la creación de nuevos establecimientos industriales. La última, 1991-1993, es una etapa de fuerte recesión y de ajuste de plantillas, especialmente en la industria².

El trabajo se organiza de la siguiente manera. En la segunda sección se presentan las ecuaciones utilizadas para contrastar las leyes de Kaldor en las provincias españolas. A continuación, en la tercera sección, se justifica la importancia de considerar la dimensión espacial para efectuar este análisis. En la cuarta sección se presentan los resultados y, por último, en el epígrafe final se efectúa una síntesis de los principales resultados obtenidos.

2. LEYES DE CRECIMIENTO DE KALDOR

El estudio de la teoría del crecimiento económico desde la óptica keynesiana se enfrenta a las limitaciones derivadas del trabajo del propio Keynes, puesto que sus investigaciones se centraron en la determinación del empleo y de la renta en el corto plazo. La influencia de Keynes se extiende a autores como Kaldor, Kalecki, Pasinetti o Robinson que configuran la tradición post-keynesiana en el análisis del crecimiento económico.

Kaldor propone que los factores de demanda disfruten de un gran protagonismo en la explicación del crecimiento económico frente a la tradición neoclásica que privilegiaba el papel desempeñado por los factores de oferta. Según este enfoque es la demanda la que provoca comportamientos diferenciados en los sistemas económicos, incorpora una concepción endógena del progreso técnico y además es de suma importancia para la evolución de la productividad. En este enfoque una expansión de la demanda favorece las posibilidades de crecimiento de la economía en el futuro puesto que se produce un incremento de la utilización de la capacidad productiva y ayuda a la inversión. El elemento que favorece las expansiones de la demanda es el progreso técnico, cuya presencia se debe a las economías de escala de tipo dinámico que influyen en la competitividad y en las posibilidades de crecimiento de la economía³. Kaldor utiliza esta concepción del crecimiento fundamentado en el trabajo de Verdoorn (1949) y explica el crecimiento económico mediante las economías de escala de carácter dinámico asociadas al proceso técnico, y el proceso de aprendizaje (*learning by doing*) que se deriva de la especialización que conlleva la expansión del producto⁴.

(2) Para una visión detallada de la evolución de la actividad industrial en este período se puede consultar Myro (1992), Hernando y Vallés (1993) y Segarra (1995). Asimismo, una descripción de la evolución de la productividad regional en estos años se encuentra en Cuadrado Roura *et al.* (1998).

(3) En este enfoque la consideración del progreso técnico como elemento determinante del crecimiento económico se fundamenta en el trabajo de Young (1928).

(4) El modelo de "learning by doing" fue sugerido por Arrow (1962).

En definitiva, el modelo propuesto por Kaldor se basa en que el crecimiento de la demanda provoca incrementos de la productividad agregada que, a la vez, inducen a un aumento de la competitividad que permite completar este círculo virtuoso mediante un incremento de la demanda. Este proceso ha sido contrastado, como se destaca en la parte introductoria del artículo, para diversas economías mediante las conocidas como leyes de Kaldor sobre las causas del crecimiento económico.

La primera ley de Kaldor afirma que la industria es el motor del crecimiento económico. En consecuencia, existe una relación positiva entre el crecimiento del Producto Interior Bruto (PIB) y el crecimiento de la industria:

$$Q_i = \alpha_1 + \beta_1 QI_i + u1_i \quad \beta_1 > 0 \quad (1)$$

siendo Q_i la tasa de crecimiento del PIB entre los años 1981 y 1991, y QI_i la tasa de crecimiento de la industria⁵. La expresión (1) puede recoger una relación espúrea entre las dos variables consideradas, dado que el producto industrial es una parte sustancial de la definición del PIB total de una economía. Para garantizar que esto no suceda esta primera ley se reformula, siguiendo a Thirlwall (1983), de la siguiente manera:

$$Q_i = \alpha_2 + \beta_2 (QI_i - QNI_i) + u2_i \quad \beta_2 > 0 \quad (2)$$

donde QNI_i es el crecimiento del PIB no industrial. La implicación de esta segunda formulación es que debe existir una relación positiva entre el crecimiento del producto total del área considerada y el diferencial de crecimiento entre el producto industrial y el no industrial. La gran importancia otorgada por Kaldor al papel desempeñado por la producción industrial en el crecimiento económico no es difícil de justificar. Si se acepta que las diferencias en el crecimiento económico dependen de la productividad se puede argumentar que el sector industrial es más propenso a experimentar aumentos de la productividad (rendimientos crecientes a escala) que el resto de sectores productivos, puesto que puede incorporar con mayor facilidad los progresos tecnológicos y, por tanto, provocar crecimientos en el conjunto de la economía.

La segunda ley de Kaldor, también conocida como ley de Verdoorn (Verdoorn, 1949) puesto que se basa en una observación efectuada por este autor para la economía italiana, afirma que existe una relación positiva entre el crecimiento de la productividad del factor trabajo en la industria y el crecimiento del output industrial, es decir:

$$PI_i = \alpha_3 + \beta_3 QI_i + u3_i \quad \beta_3 > 0 \quad (3)$$

donde PI_i indica el crecimiento de la productividad en la industria. El punto esencial que destaca esta proposición es el de la existencia de economías de escala. El crecimiento de la producción en el sector industrial, que presenta rendimientos de escala crecientes, provoca un incremento de la productividad del factor trabajo en la industria. En definitiva, esta proposición sostiene que las áreas con un crecimiento superior de la producción industrial también presentan mayores incrementos en la productividad en este sector.

(5) A lo largo del trabajo se considera a la industria incluyendo al sector energético.

Si se da un aumento de la producción industrial se produce una transferencia de mano de obra desde el resto de los sectores económicos hacia la industria provocando un aumento de la productividad en los sectores no industriales. Como consecuencia de este fenómeno y de los rendimientos crecientes en la industria existe una relación positiva entre la productividad del factor trabajo del conjunto de la economía y la producción en la industria. Una simple formulación de esta constatación, conocida en la literatura como la tercera ley de Kaldor, es la siguiente:

$$P_i = \alpha_4 + \beta_4 Q_i + u_4 \quad \beta_4 > 0 \quad (4)$$

siendo P_i el crecimiento de la productividad del factor trabajo del conjunto de sectores productivos. Una manera alternativa de expresar esta ley es:

$$Q_i = \alpha_5 + \beta_5 E_i + u_5 \quad \beta_5 > 0 \quad (5)$$

donde E_i es el crecimiento de la ocupación en la industria. Asimismo, Cripps y Tarling (1973) han propuesto las siguientes formulaciones alternativas para la tercera ley de Kaldor que incorporan a los modelos (4) y (5) el crecimiento de la población ocupada no industrial:

$$P_i = \alpha_6 + \beta_6 Q_i + \delta_6 EN_i + u_6 \quad \beta_6 > 0 \quad \delta_6 < 0 \quad (6)$$

$$Q_i = \alpha_7 + \beta_7 E_i + \delta_7 EN_i + u_7 \quad \beta_7 > 0 \quad \delta_7 < 0 \quad (7)$$

siendo EN_i el crecimiento de la ocupación no industrial. En definitiva, estas tres leyes indican que la industria y la productividad son factores determinantes para el crecimiento de la economía. Esta constatación se traduce en un círculo virtuoso que capta la secuencia aumento de la demanda y de la producción, incremento de la productividad que induce aumentos de la competitividad y, por tanto, de la demanda.

Las proposiciones kaldorianas han recibido diversas críticas⁶, tanto teóricas como empíricas, aunque los trabajos aplicados mencionados en la introducción parecen confirmar las leyes enunciadas por Kaldor sobre el crecimiento económico para distintos países y períodos temporales. Una de las principales críticas formulada a las leyes enunciadas por Kaldor consiste en que la dirección de la causalidad de la segunda y de la tercera ley puede ser inversa a la que se deriva de las expresiones presentadas en este apartado y que son las utilizadas de forma habitual en la literatura. Por ejemplo, la segunda ley postula que la productividad de la industria es una función del crecimiento del sector industrial, aunque no se tiene en cuenta que la relación puede ser en la otra dirección, es decir, que un crecimiento de la productividad estimule el crecimiento de la industria. Esta misma observación se puede realizar en el caso de la tercera ley⁷.

(6) Se puede consultar McCombie (1983), Thirlwall (1983), McCombie y Thirlwall (1994), Harris y Lau (1998) y Fingleton y McCombie (1998).

(7) Para contrastar la causalidad de las variables implicadas en la segunda y en la tercera ley se ha aplicado el test de causalidad de Granger –para una descripción del mismo se puede consultar Granger (1980) y Geweke *et al.* (1983)– no encontrando evidencia concluyente para asegurar que la causalidad de estas dos leyes es la propuesta en la literatura. A pesar de ello, se han estimado las especificaciones propuestas en la literatura empírica que se ha encargado de contrastar el cumplimiento de estas leyes en diversos países.

A pesar de esta importante crítica a las leyes de Kaldor, en este trabajo se pretende únicamente contrastar el cumplimiento de los supuestos enunciados por este autor en las provincias españolas en la línea de la abundante literatura empírica existente citada en la introducción, sin cuestionar su formulación y la dirección de la causalidad. En todo caso, una línea futura de mejora del trabajo consistiría en encontrar una forma alternativa para contrastar empíricamente estas leyes.

3. DIMENSIÓN ESPACIAL Y LEYES DE KALDOR

Al analizar el cumplimiento de las leyes de Kaldor sobre el crecimiento económico es importante tener en consideración la posición de las unidades estudiadas en el espacio ya que contiene información sumamente útil para interpretar las relaciones económicas. Es interesante, por tanto, estudiar si la distribución espacial de las variables consideradas es meramente aleatoria o, en caso contrario, responde a un esquema de autocorrelación o dependencia espacial. La presencia de autocorrelación espacial tiene graves consecuencias que pueden invalidar algunas de las conclusiones obtenidas al aplicar la metodología econométrica clásica. En este caso, los estimadores mínimos cuadrados ordinarios (MCO) de los parámetros seguirán siendo insesgados pero serán ineficientes, la inferencia basada en los tests de significación individual de los parámetros será sesgada y afectará a la validación de diversos tests de especificación como los contrastes de heteroscedasticidad (Anselin y Griffith, 1988). En definitiva, la presencia de autocorrelación espacial entre las unidades territoriales analizadas requiere un tratamiento específico del espacio en los estudios regionales⁸.

Para analizar la presencia de autocorrelación espacial de las variables consideradas se recurre a los estadísticos I de Moran, C de Geary y G de Getis⁹ que bajo la hipótesis nula contemplan una distribución aleatoria de las variables en el espacio. Para calcular estos estadísticos es necesario especificar una matriz de contactos, W , también conocida en la literatura como matriz de interacciones, de distancias o de pesos espaciales. Esta matriz indica, para cada elemento del espacio, los subconjuntos de elementos entre los cuales es posible que existan relaciones de dependencia mutua. La matriz W muestra las interacciones o dependencias espaciales entre las distintas unidades territoriales analizadas, en nuestro caso las provincias. La matriz de contactos más sencilla es la binaria en la cual el elemento w_{rs} toma el valor 1 cuando las unidades territoriales r y s presentan una frontera común y 0 en caso contrario. En la literatura se han propuesto otras formas de la matriz W puesto que

(8) Estas consideraciones se engloban en la denominada Econometría Espacial que abarca las técnicas que tratan las peculiaridades creadas por el espacio en el análisis estadístico de modelos regionales. Una revisión detallada de estas técnicas se puede consultar en Anselin (1988a) y Anselin y Florax (1995).

(9) La definición de estos contrastes se puede consultar en Anselin y Florax (1995). Para calcular estos estadísticos y para obtener el resto de resultados se ha utilizado el programa SpaceStat (versión 1.8).

no existe una definición unánimemente aceptada, aunque en este trabajo se ha utilizado una matriz de contactos binaria estandarizada¹⁰.

La autocorrelación espacial puede adoptar dos formas en los modelos de regresión. El primer caso es el denominado por Anselin «modelo espacial autorregresivo» que se puede escribir de la siguiente manera:

$$y = \rho W y + X \beta + \varepsilon \quad (8)$$

donde y es un vector fila que contempla las n observaciones de la variable endógena (por tanto, n es igual al número de unidades territoriales consideradas); W es la matriz de contactos, que como ya se ha señalado en este trabajo se ha utilizado la binaria estandarizada, de orden $n \cdot n$; X es una matriz de orden $n \cdot k$ de las variables exógenas; β es el vector de los k parámetros estimados; ρ es el coeficiente espacial autorregresivo y, por último, ε es el vector de perturbaciones aleatorias del modelo de orden $n \cdot 1$. El significado de ρ es sumamente interesante para nuestro análisis, así un valor $\rho=0.3$ indica que un incremento de la variable endógena en una unidad en un área provoca un incremento del valor de esta variable en las unidades territoriales colindantes de 0.3 unidades. Esta dependencia estructural aparece cuando el valor de la variable endógena en un área depende de los valores que toma esta variable en las áreas vecinas. En el caso que (8) sea el modelo correcto, pero se estima la relación planteada sin considerar la dependencia espacial se está omitiendo un factor determinante para explicar el comportamiento de la variable endógena. En este caso el parámetro estimado β será sesgado y la inferencia realizada incorrecta.

La segunda forma de autocorrelación espacial es el denominado «modelo con perturbaciones espaciales autorregresivas» que se puede expresar del siguiente modo:

$$\begin{aligned} y &= X \beta + \varepsilon \\ \varepsilon &= \lambda W \varepsilon + \zeta \end{aligned} \quad (9)$$

donde la dependencia espacial está incorporada en el término de error. El modelo con perturbaciones espaciales autorregresivas puede aparecer en el caso de problemas en la medición de las variables o al omitir alguna variable explicativa relevante. Igual que en el caso anterior, si se ignora la dependencia espacial los resultados que se deriven de los contrastes de hipótesis efectuados son incorrectos. En este caso los parámetros estimados son insesgados pero ineficientes.

En Bernat (1996) se efectúa una interpretación de las diferencias entre ambas formas de autocorrelación espacial en el contexto de las leyes de Kaldor. En el primer caso, el crecimiento de una región está afectado directamente por el crecimiento de las regiones vecinas, y este efecto es independiente del efecto de las variables exógenas sobre la variable endógena. Cuando mayor sea ρ , y por tanto exista mayor dependencia espacial, mayor será el interés que ten-

(10) Otras posibles definiciones de la matriz de contactos consisten en utilizar la distancia entre los centros de las unidades territoriales consideradas o el peso del comercio entre las áreas analizadas, por citar dos ejemplos. En cualquier caso, como se señala en Aznar *et al.* (1996), «(la definición de la matriz de contactos) es un problema esencial porque es la base sobre la que se sustenta todo el trabajo modelizador posterior».

drá una región en la evolución de las regiones contiguas. En el contexto del estudio de las leyes de Kaldor aplicado a las provincias españolas esto significaría que un aumento de la producción industrial en una provincia favorecerá el desarrollo económico no únicamente de esta provincia sino también de las vecinas, incluso en el caso de que estas provincias no experimenten un crecimiento de la actividad en el sector industrial. En definitiva, el estudio del coeficiente de autocorrelación espacial ρ nos proporciona información relevante sobre la influencia del crecimiento de una provincia en las colindantes, por lo que nos puede permitir avanzar en el conocimiento de cómo afectan las externalidades al desarrollo provincial de las actividades económicas en España¹¹.

La interpretación de la segunda forma contemplada para la autocorrelación espacial en (9), a pesar de que estadísticamente es similar a la de (8), es radicalmente distinta en términos económicos. En este segundo caso el crecimiento en una región afecta al crecimiento en las regiones vecinas únicamente si su crecimiento es superior al considerado «normal»¹². En definitiva, en el caso de las leyes de Kaldor, un incremento de la producción industrial en una provincia puede no afectar a las regiones vecinas si el crecimiento es el previsto por el modelo (9), es decir, cuando la autocorrelación espacial adopta la forma del modelo con perturbaciones espaciales autorregresivas. En cambio, las regiones vecinas se verán afectadas cuando el crecimiento de la industria en una región se aparte del valor esperado de dicha variable. A pesar de que en este segundo caso la interpretación del modelo no es tan intuitiva como en el anterior, debe señalarse que en ambos casos la presencia de efectos espaciales invalida los resultados obtenidos mediante la estimación del modelo por MCO sin tener en cuenta la relación espacial entre las unidades territoriales.

En el siguiente apartado del trabajo se van a contrastar las leyes de Kaldor para las provincias españolas en el período 1981-1993 incorporando, en el caso que existan, las relaciones espaciales entre las provincias. Asimismo, en el supuesto que exista dicha relación espacial, mediante los contrastes propuestos en la literatura se determinará cual de las dos especificaciones de la autocorrelación espacial descritas es más adecuada para efectuar el análisis.

4. LOS RESULTADOS

En primer lugar se analiza si la distribución espacial de las variables que serán utilizadas para contrastar las leyes de Kaldor en las provincias españolas es meramente aleatoria o responde a un esquema de autocorrelación o dependencia espacial. Para ello se recurre, como se ha destacado en el apartado anterior, a las técnicas de Econometría Espacial, en concreto a los estadísticos I de Moran y C de Geary¹³. En el caso de rechazar la hipótesis nula de

(11) Un resumen de la literatura sobre externalidades se puede consultar en Costa (1997).

(12) Según Bernat (1996) el concepto "normal" se refiere al crecimiento previsto por el modelo (9).

(13) No se ha usado el test G de Getis mencionado en el apartado anterior dado que para calcular este estadístico es indispensable que la variable estudiada no presente valores negativos, circunstancia que no verifican algunas de las utilizadas en esta investigación.

una distribución aleatoria en el espacio de las variables consideradas se encontrará evidencia en el sentido de que el valor alcanzado por estas variables en una provincia se verá afectado por el valor que tomen en las provincias contiguas.

Estos contrastes de autocorrelación espacial han sido calculados para las siguientes variables expresadas todas ellas en tasas de crecimiento: producción total (Q), producción industrial (QI), producción no industrial (QNI), ocupación total (E), ocupación industrial (EI), ocupación no industrial (ENI), productividad total del factor trabajo (P) y productividad del factor trabajo en el sector industrial (PI). Para el cálculo de estos dos estadísticos se ha definido una matriz de contactos binaria estandarizada. En el cuadro 1 se muestran los resultados de los estadísticos para detectar la posible autocorrelación espacial en las tasas de crecimiento de estas ocho variables en las provincias españolas en el período 1981-1993.

Cuadro 1
CONTRASTES DE AUTOCORRELACIÓN ESPACIAL

Variables	I de Moran	C de Geary
Q	0,230 ^b	-0,732 ^b
QI	0,106	-1,136
QNI	0,179 ^b	-0,729 ^b
E	0,380 ^a	-0,623 ^a
EI	0,116	-1,149
ENI	0,361 ^a	-0,610 ^a
P	0,159 ^c	-0,881 ^c
PI	0,166 ^c	-0,835 ^c

Rechazo de la hipótesis nula de distribución aleatoria en el espacio con un nivel de significación $\alpha=0.01^{(a)}$, $\alpha=0.05^{(b)}$ y $\alpha=0.1^{(c)}$.

Los valores de los contrastes obtenidos muestran la existencia de una dependencia espacial en el período considerado en las provincias españolas para todas las variables consideradas excepto para el crecimiento de la producción industrial (QI) y el crecimiento de la ocupación en la industria (EI). Estos resultados parecen confirmar la idea que existen fuertes relaciones de interdependencia en las provincias españolas, por lo que será necesario considerar esta distribución no aleatoria de las series económicas tratadas al contrastar el cumplimiento de las leyes de Kaldor en las provincias españolas.

Para contrastar las tres leyes de Kaldor se han estimado los modelos descritos en la tercera sección del artículo. Para cada una de las especificaciones propuestas se ha efectuado en primer término la estimación MCO y se ha procedido a contrastar la presencia de autocorrelación espacial, ya sea a nivel residual (modelo (9)) o a nivel de la variable endógena (modelo (8)). Para ello se han calculado los contrastes de dependencia espacial de la I de

Moran¹⁴, y los contrastes basados en el principio de los multiplicadores de Lagrange LM_{LAG} (Anselin, 1988b) y LM_{ERR} (Burrige, 1980). El contraste de la I de Moran es un test general que no suministra información adicional sobre la forma del proceso espacial, en cambio los contrastes LM_{LAG} y LM_{ERR} permiten, en el caso de existir autocorrelación espacial en el modelo estimado, discriminar entre las dos formas que puede adoptar esta dependencia (modelos (8) y (9)). En la sección anterior, siguiendo a Bernat (1996), se ha destacado que es sumamente importante distinguir entre las dos formas de autocorrelación espacial, puesto que su interpretación económica es radicalmente distinta.

Estos dos contrastes basados en el principio de los multiplicadores de Lagrange requieren que los errores de los modelos estimados sigan una distribución normal. Esta hipótesis de normalidad ha sido contrastada en los diversos modelos mediante el test de Kiefer-Salmon, aceptándose en todos los casos la normalidad de los residuos del modelo estimado por MCO. En el caso de que los residuos no se hubieran distribuido normalmente hubiera

Cuadro 2
PRIMERA LEY DE KALDOR

	MCO	Modelo (8)	Modelo (9)
Constante	43,721 ^b	31,474 ^a	39,293 ^a
QI _i -QNI _i	0,173 ^a	0,182 ^a	0,189 ^a
c.o.e.		0,311 ^b	0,307 ^b
R ²	0,268		
Kiefer-Salmon	1,768		
Breusch-Pagan	1,141	0,983*	0,991*
AIC	497,730	479,865	482,105
LIK	-237,870	-228,139	-230,912
I de Moran	2,376 ^b		
LM_{LAG}	4,712 ^b		
LM_{ERR}	4,591 ^b		

Estimación de la ecuación (2).

Número de observaciones=50.

Modelo (8): Modelo espacial autorregresivo.

Modelo (9): Modelo con perturbaciones espaciales autorregresivas.

c.o.e.: Coeficiente de autocorrelación espacial, ρ en el caso del modelo (8) y λ en el caso del modelo (9).

Rechazo de la hipótesis nula con un nivel de significación $\alpha=0.01$ (*) y $\alpha=0.05$ (**).

* Test de Breusch-Pagan espacial.

(14) El estadístico I de Moran se utiliza en este caso para contrastar la presencia de autocorrelación espacial en el modelo propuesto, ya sea a nivel de la variable endógena o a nivel residual. En cambio, en el cuadro 1 la versión del test usada sirve para contrastar la autocorrelación espacial para cada una de las variables.

sido indispensable usar los contrastes robustos basados en el principio de los multiplicadores de Lagrange desarrollados por Kelejian y Robinson (1995), ya que los estadísticos LM_{LAG} y LM_{ERR} se fundamentan en la función de verosimilitud obtenida bajo el supuesto de normalidad del término de perturbación. Debe señalarse también que en las distintos modelos estimados se ha calculado el test de Breusch y Pagan, no siendo posible en ninguno de los casos rechazar la hipótesis nula de homoscedasticidad de la muestra¹⁵.

En el cuadro 2 se presenta la ecuación del modelo (2) utilizado para contrastar la primera ley de Kaldor, que postula que la industria es el motor del crecimiento económico. En la segunda columna se recogen los parámetros del modelo estimado por el método de los MCO. En principio el signo del parámetro β_2 es el esperado y es altamente significativo. A continuación se procede a contrastar la existencia de autocorrelación espacial en el modelo mediante los tests I de Moran, LM_{LAG} y LM_{ERR} . Los contrastes de dependencia espacial utilizados rechazan la hipótesis de independencia entre las observaciones muestrales, tanto a nivel residual como a nivel de la variable endógena. Dado que la presencia de autocorrelación espacial en el modelo invalida la inferencia basada en la estimación MCO se ha estimado el modelo espacial autorregresivo y el modelo con perturbaciones espaciales autorregresivas. Siguiendo el criterio propuesto por Anselin y Rey (1992) se ha seleccionado el modelo espacial autorregresivo puesto que el valor del estadístico LM_{LAG} es superior al del LM_{ERR} . Asimismo, para llevar a cabo la selección entre las dos formas de estimar el modelo en presencia de autocorrelación espacial se han utilizado los criterios LIK y AIC, siendo ambos favorables a la elección del modelo espacial autorregresivo frente al modelo con perturbaciones espaciales autorregresivas¹⁶. Por tanto, el contraste de la primera ley de Kaldor se realiza sobre el modelo que incorpora los efectos espaciales, en particular el modelo espacial autorregresivo, puesto que la no consideración de esta dependencia puede invalidar las conclusiones obtenidas al estimar el modelo mediante el método de los MCO.

Una vez incorporados los efectos espaciales se encuentra evidencia empírica a favor del cumplimiento de la primera ley de Kaldor en las provincias españolas en el período 1981-1993, puesto que al estimar la ecuación (2) mediante la expresión (8) se obtiene un valor β_2 significativamente diferente de cero y positivo, por tanto, existe una relación positiva entre el crecimiento del PIB de las provincias españolas y el diferencial de crecimiento entre el producto industrial y el no industrial. El valor del coeficiente de autocorrelación espacial,

(15) Los resultados de los contrastes de normalidad de Kiefer-Salmon y el test de heteroscedasticidad de Breusch-Pagan para cada uno de los modelos estimados por MCO se muestran en los cuadros 2, 3 y 4.

(16) La presencia de autocorrelación espacial provoca que el coeficiente de determinación, R^2 , no sea un estadístico adecuado para determinar la bondad del ajuste, por lo que siguiendo la literatura habitual se ha calculado para cada uno de los modelos el criterio de información de Akaike (AIC) y el valor máximo de la función de verosimilitud (LIK). Mediante el criterio AIC se escoge el modelo con un valor inferior de este estadístico y mediante el criterio basado en LIK el modelo que presente un valor superior. Asimismo, el contraste de factores comunes y los contrastes de razón de verosimilitud de significación de los coeficientes ρ y λ aportan evidencia favorable al modelo espacial autorregresivo.

$\rho=0.311$, indica que un aumento del PIB en una provincia en un 10% provoca un incremento del producto de las provincias contiguas de un 3.11%, hecho que pone de manifiesto la importancia de las externalidades en el crecimiento de la producción de las provincias españolas en los años estudiados. Debe destacarse que en el contexto de la primera ley de Kaldor es más importante para el crecimiento económico de una provincia el crecimiento de las colindantes que el incremento diferencial de la producción industrial respecto al resto de sectores productivos de la propia provincia, puesto que el valor estimado de B_2 es claramente inferior al valor estimado del parámetro r que permite cuantificar el efecto de las externalidades en el crecimiento económico.

La segunda ley de Kaldor, conocida también como ley de Verdoorn, postula una relación positiva entre el crecimiento de la productividad en la industria y el crecimiento de la producción en este sector. Para contrastar esta segunda ley se ha estimado la ecuación (3). Los resultados de esta estimación se pueden consultar en el cuadro 3. Al realizar un estudio de la presencia de autocorrelación espacial, a diferencia del caso anterior, no es posible detectar una dependencia espacial en las áreas consideradas mediante los contrastes I de Moran, LM_{LAG} y LM_{ERR} . Estos resultados permiten concluir que la estimación de la ecuación (3) por MCO no presenta los problemas que supone la presencia de autocorrelación espacial y, por tanto, en este caso no ha sido necesario estimar el modelo espacial autorregresivo y el modelo con perturbaciones espaciales autorregresivas.

El coeficiente de la variable QI_i es significativo y positivo tal como requiere el enunciado de la segunda ley de Kaldor. Asimismo, los incrementos de la productividad en el sector industrial son explicados en un 71,4% por los aumentos de la producción en este sector productivo. En definitiva, estos

Cuadro 3
SEGUNDA LEY DE KALDOR

	MCO
Constante	7,923 ^b
QI_i	0,874 ^a
R^2	0,714
Kiefer-Salmon	2,642
Breusch-Pagan	2,891
AIC	513,494
LIK	-254,747
I de Moran	0,591
LM_{LAG}	1,312
LM_{ERR}	1,925

Estimación de la ecuación (3).

Número de observaciones=50.

Rechazo de la hipótesis nula con un nivel de significación $\alpha=0.01$ (^a) y $\alpha=0.05$ (^b).

resultados aportan evidencia empírica favorable al cumplimiento de la segunda ley de Kaldor en las provincias españolas entre los años 1981 y 1993. Por otra parte, es conveniente constatar que al no detectarse autocorrelación espacial en el modelo no es posible efectuar un análisis de la importancia de las externalidades en el crecimiento de la productividad en la industria española en estos años.

En el segundo apartado del artículo se ha constatado que en la literatura se han propuesto diversas especificaciones para contrastar la tercera ley de Kaldor. De las cuatro ecuaciones descritas la que proporciona mejores resultados es la (6), por lo que se ha optado por presentar en el cuadro 4 únicamente la estimación de esta ecuación. En todo caso, debe tenerse en cuenta que las conclusiones obtenidas mediante el estudio de esta especificación, en lo que se refiere a la tercera ley de Kaldor no difieren de las que se derivan de la estimación de las ecuaciones (4), (5) y (7). La ecuación (6) afirma que el incremento de la productividad en el conjunto de la economía depende positivamente del aumento de la producción industrial y negativamente de la variación de la población ocupada en los sectores no industriales. Los resultados de los estadísticos I de Moran, LM_{LAG} y LM_{ERR} presentados en la parte inferior del cuadro 4 indican la no presencia de autocorrelación espacial entre las provincias españolas al estimar la ecuación (6), por lo que tan sólo se requerirá la estimación del modelo por el método de los MCO para contrastar la validez de la tercera ley de Kaldor.

Cuadro 4
TERCERA LEY DE KALDOR

	MCO
Constante	37,248 ^a
Q_i	0,193 ^a
EN_i	-0,813 ^a
R^2	0,733
Kiefer-Salmon	2,817
Breusch-Pagan	3,969
AIC	456,585
LIK	-225,293
I de Moran	0,839
LM_{LAG}	0,454
LM_{ERR}	1,368

Estimación de la ecuación (6).

Número de observaciones=50.

Rechazo de la hipótesis nula con un nivel de significación $\alpha=0.01$ (*).

Los parámetros estimados aportan evidencia en el sentido de que las variaciones de la productividad del factor trabajo en el conjunto de la economía española dependen positivamente del crecimiento de la producción

industrial y negativamente del aumento de la población ocupada en el conjunto de los sectores productivos sin tener en cuenta al industrial, hecho que queda corroborado por el elevado valor del coeficiente de determinación. Por tanto, la información estadística disponible permite comprobar el cumplimiento de la tercera proposición sobre el crecimiento económico formulada por Kaldor en las provincias españolas en los años analizados en esta investigación. En definitiva, la evidencia empírica sugiere que las leyes de Kaldor son compatibles con las pautas de crecimiento de las provincias españolas en el período 1981-1993.

5. CONSIDERACIONES FINALES

En este artículo se ha estudiado si las provincias españolas cumplen las leyes de crecimiento enunciadas por Kaldor en el período 1981-1993. Los modelos estimados permiten concluir que en estos años se han verificado las proposiciones kaldorianas en la economía española, por lo que permiten explicar satisfactoriamente el crecimiento económico en el período objeto de la investigación. Se ha estudiado también si la distribución espacial de las variables consideradas es meramente aleatoria o si responde a un esquema de autocorrelación o dependencia espacial. Este análisis de la dependencia espacial, como se ha destacado en repetidas ocasiones a lo largo del trabajo, es sumamente importante por dos motivos, uno de carácter estadístico y otro económico. Estadísticamente se ha destacado que si el modelo presenta autocorrelación espacial puede quedar invalidada la inferencia realizada a partir de la estimación MCO, por lo que es relevante estudiar su existencia y en caso de existir estimar el modelo teniendo en cuenta este fenómeno. Por lo que se refiere al motivo económico, es preciso destacar que la presencia de autocorrelación espacial en un modelo puede permitir estudiar la presencia de externalidades en las unidades territoriales analizadas, hecho que confiere un especial atractivo al conjunto de técnicas englobadas en la denominada Econometría Espacial.

Al analizar el cumplimiento de las proposiciones enunciadas por Kaldor sobre el crecimiento económico, únicamente se ha encontrado evidencia de presencia de autocorrelación espacial en el caso de la primera ley, interpretándose en el sentido que un crecimiento de la actividad económica en una provincia afecta favorablemente al crecimiento de las provincias colindantes. Este fenómeno, es decir la presencia de externalidades, no ha sido detectado al considerar las otras dos leyes.

Una limitación de esta investigación, aunque no invalida las conclusiones obtenidas en lo que se refiere al cumplimiento de los postulados enunciados por Nicholas Kaldor, es que los resultados obtenidos se encuentran condicionados a la matriz de contactos utilizada, ya que al emplear una matriz de contactos binaria estandarizada únicamente se consideran provincias potencialmente dependientes las que comparten una frontera física. Una línea de mejora del trabajo consistiría en definir una matriz de contactos que tuviera en consideración, para definir la dependencia espacial entre provincias, características de las áreas consideradas como la accesibilidad entre ellas, el volumen de transacciones comerciales o cualquier otro tipo de vínculos eco-

nómicos¹⁷. En todo caso, en este artículo se ha destacado que en los trabajos en el ámbito regional es sumamente importante no olvidar los efectos espaciales, ya que su no consideración puede invalidar los resultados obtenidos.

En definitiva, los resultados obtenidos son consistentes con las leyes de crecimiento formuladas por Kaldor que postulan que el crecimiento de la industria determina en una parte sumamente importante el crecimiento del conjunto de la economía. La implicación de estos resultados es clara, puesto que indican que el sector industrial es fundamental para explicar el crecimiento experimentado por las provincias españolas en la década de los años ochenta. En todo caso, es preciso destacar que la evolución de la industria presenta una paradoja, puesto que junto a una reducción de su tamaño relativo en términos de VAB y empleo, es evidente que posee un efecto de arrastre importante de la economía. Este papel determinante es el que se ha contrastado en este artículo mediante el estudio de las proposiciones sobre el crecimiento económico formuladas por Kaldor. Una línea futura de investigación consistirá en comprobar si los resultados obtenidos para el período 1981-1993 se mantienen para el período 1955-1981.

Debe tenerse en cuenta también, como se ha señalado a lo largo del trabajo, que la dirección de la causalidad de la segunda y de la tercera ley puede ser inversa a la utilizada habitualmente en los trabajos empíricos para contrastar estas leyes. En definitiva, los resultados obtenidos deben ser considerados con cierta cautela, y aunque tradicionalmente estas leyes se han contrastado usando las expresiones descritas en el segundo apartado sería sumamente interesante encontrar formas alternativas para estudiar los supuestos enunciados por Nicholas Kaldor.

Asimismo, a pesar de que la evidencia empírica sugiere que los resultados son consistentes con las propuestas de Kaldor, debe señalarse que parece poco convincente un modelo tan sencillo que explique la productividad a través de incrementos de la producción, especialmente en el sector industrial, sin tener en cuenta otros factores explicativos que pueden ser relevantes –como la destrucción de puestos de trabajo que incide en incrementos de la productividad; o los efectos derivados de la difusión tecnológica a nivel internacional; o que las diferencias de productividad entre las unidades territoriales consideradas se deban a la diferente especialización productiva de las mismas; o que el modelo no contempla que los incrementos de competitividad pueden ser debidos no únicamente a disminuciones de los precios sino también a mejoras de la calidad y en el nivel técnico del producto ofertado– para explicar la evolución de la productividad de una economía.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Anselin L. (1988a): *Spatial Econometrics: Methods and models*, Kluwer Academic Publishers, Dordrecht.

(17) A pesar de todo es preciso relativizar las limitaciones que conlleva utilizar una matriz de contactos binaria. Bernat (1996) al estudiar el cumplimiento de los enunciados de Kaldor en los estados norteamericanos obtiene unos resultados similares al utilizar una matriz de contactos binaria y una basada en las distancias entre las unidades territoriales analizadas.

- Anselin L. (1988b): «Lagrange multiplier test diagnostics for spatial dependence and spatial heterogeneity», *Geographical Analysis*, 20, 1-23.
- Anselin, L. y Florax, R. (eds.) (1995): *New directions in Spatial Econometrics*, Springer-Verlag, Berlin.
- Anselin, L. y Griffith, D.A. (1988): «Do spatial effects really matter?», *Papers in Regional Science*, 65, 11-34.
- Anselin, L. y Rey, S. (1992): «Properties of tests for spatial dependence in linear regression models», *Geographical Analysis*, 23, 112-131.
- Arrow, K. (1962): «The economic implications of learning by doing», *Review of Economic Studies*, 29, 155-173.
- Atesoglu, H.S. (1993): «Manufacturing and economic growth in the United States», *Applied Economics*, 25, 67-69.
- Aznar, A.; Mur, J. y Trivez, F.J. (1996): «Métodos econométricos en el análisis regional», Ponencia presentada en la XXII Reunión de Estudios Regionales, Pamplona.
- Bairam, E. (1991): «Economic growth and Kaldor's law: The case of Turkey, 1925-78», *Applied Economics*, 23, 1.277-1.280.
- Bernat, G.A. (1996): «Does manufacturing matter? A spatial econometric view of Kaldor's laws», *Journal of Regional Science*, 36, 463-477.
- Burridge, P. (1980): «On the Cliff-Ord tests for spatial autocorrelation», *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 42, 107-108.
- Casetti, E. (1984): «Manufacturing productivity and snowbelt-sunbelt shifts», *Economic Geography*, 10, 313-324.
- Casetti, E. y Tanaka, K. (1992): «The spatial dynamics of Japanese manufacturing productivity: An empirical analysis by expanded Verdoorn equations», *Papers in Regional Science*, 71, 1-13.
- Cordero, G. y Gayoso, A. (1996): «El comportamiento de las economías regionales en tres ciclos de la economía española: Primera explotación de una serie (1980-93) del VAB regional a precios constantes (base 1986) elaborada a partir de la Contabilidad Regional de España», Documento de Trabajo, Dirección General de Análisis y Programación Presupuestaria, Ministerio de Economía y Hacienda.
- Cornwall, J. (1976): «Diffusion, convergence and Kaldor's laws», *Economic Journal*, 86, 307-314.
- Costa, M.T. (1997): *Factores de la localización empresarial*, Fundación Argentaria, Madrid.
- Cripps, F. y Tarling, R. (1973): *Growth in advanced capitalist economies*. Cambridge University Press, Cambridge.
- Cuadrado Roura, J.R.; Mancha, T. y Garrido, R. (1998): *Convergencia regional en España. Hechos, tendencias y perspectivas*, Fundación Argentaria, Madrid.

- Dixon, R. y Thirlwall, A.P. (1975): «A model of regional growth-rate differences on kaldorian lines», *Oxford Economic Papers*, 27, 201-214.
- Doménech, R.; Escribá, F.J. y Murgui, M.J. (1998): «Cambios en precios relativos y crecimiento económico en las regiones españolas», Documento de Trabajo nº 98006, Dirección General de Análisis y Programación Presupuestaria, Ministerio de Economía y Hacienda.
- Drakopoulos, S.A. y Theodossiou, I. (1991): «Kaldorian approach to Greek economic growth», *Applied Economics*, 23, 1.683-1.689.
- 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.
- Getis, A. y Ord, J. (1992): «The analysis of spatial association by use of distance statistics», *Geographical Analysis*, 24, 189-206.
- Geweke, J.; Meese, R. y Dent, W. (1983): «Comparing alternative tests of causality in temporal systems: Analytic results and experimental evidence», *Journal of Econometrics*, 29, 161-194.
- Granger, C.W.J. (1980): «Testing for causality: A personal viewpoint», *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2, 329-352.
- Harris, R.I.D. y Lau, E. (1998): «Verdoorn's law and increasing returns to scale in the UK regions, 1968-91: Some new estimates based on the cointegration approach», *Oxford Economic Papers*, 50, 201-219.
- Hernando, I. y Vallés, J. (1993): «Productividad sectorial: Comportamiento cíclico en la economía española», Documento de Trabajo nº 9323, Servicio de Estudios del Banco de España.
- Kaldor, N. (1966): *Causes of the slow rate of growth of the United Kingdom*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Kaldor, N. (1975): «Economic growth and the Verdoorn law», *Economic Journal*, 85, 891-896.
- Kaldor, N. (1978): *Further essays in economic theory*, Duckworth, London.
- Kelejian, H. y Robinson, D. (1995): «Spatial correlation: A suggested alternative to the autoregressive model», en Anselin L. y Florax, R. (eds.), *Op.Cit.*, 75-95.
- McCombie, J. (1983): «Kaldor's laws in retrospect», *Journal of Post Keynesian Economics*, 5, 414-429.
- McCombie, J. y de Ridder, J. (1983): «Increasing returns, productivity, and output growth: The case of the United States», *Journal of Post Keynesian Economics*, 5, 373-387.
- McCombie, J. y Thirlwall, A.P. (1994): *Economic growth and the balance-of-payments constraint*, St. Martin's Press, London.
- Myro, R. (1992): «Productividad y competitividad en las manufacturas españolas», *Información Comercial Española*, 705, 77-94.

- Parikh, A. (1978): «Differences in growth rates and Kaldor's laws», *Economica*, 45, 83-91.
- Rowthorn, R. (1975): «What remains of Kaldor's laws?», *Economic Journal*, 85, 10-19.
- Segarra, A. (1995): «Productividad, crecimiento y acumulación de capital en la industria española: 1978-1989», *Economía Industrial*, 305, 113-132.
- Stoneman, P. (1979): «Kaldor's law and British economic growth: 1800-1970», *Applied Economics*, 11, 309-319.
- Thirlwall, A.P. (1983): «A plain man's guide to Kaldor's growth laws», *Journal of Post Keynesian Economics*, 5, 345-358.
- Verdoorn, P.J. (1949): «Fattori che regolano lo sviluppo della produttività del Lavoro», *L'Industria*, 1, 3-10.
- Whiteman, J.L. (1987): «Productivity and growth in Australian manufacturing industry», *Journal of Post Keynesian Economics*, 9, 576-592.
- Wulwick, N.J. (1991): «Did the Verdoorn law hang on Japan?», *Eastern Economic Journal*, 12, 15-20.
- Young, A. (1928): «Increasing returns and economic progress», *Economic Journal*, 38, 527-542.

ABSTRACT

In this paper we provide an outline of Kaldor's growth model and tests its relevance to the economic experience of Spanish provinces during the 1981-1993 period. The Kaldor's first law asserts that manufacturing is the engine of economic growth. The second proposition, also known as Verdoorn's law, states there is a strong positive relation between the growth of productivity in manufacturing and the growth of manufacturing output. The third law suggests that growth of overall productivity is positively related to output growth in manufacturing and negatively related to the employment outside of manufacturing. The empirical results, corrected for the presence of spatial autocorrelation, indicates that Kaldor's laws are compatible with the economic growth of Spanish provinces during the period 1981-1993.

Key words: Kaldor's laws, productivity, regional economics, spatial autocorrelation.