

«Patrones de convergencia regional en los servicios de la economía española»

El intenso crecimiento que en las últimas décadas han protagonizado los servicios en España no puede ocultar la existencia de grados y ritmos diferenciados entre las regiones. Aceptando que la distribución de los servicios públicos en todo el territorio nacional es equitativa, esas diferencias pueden estar ocasionadas por una determinada especialización terciaria (en servicios turísticos, por ejemplo), o bien por la existencia de distintos niveles de producción regional de servicios avanzados (servicios a empresas, fundamentalmente). Este último caso puede tener consecuencias negativas para el desarrollo regional ante la importancia de tales actividades en la competitividad y atractivo económico de un territorio. Se propone, por ello, un estudio de los patrones de convergencia terciaria de las regiones españolas usando cointegración. La utilización de esta técnica posibilita el análisis individualizado del comportamiento de cada economía. Los primeros resultados alcanzados ponen de manifiesto la existencia de patrones regionales de crecimiento terciario claramente diferenciados, identificando un conjunto de regiones poco desarrolladas con baja terciarización y una escasa dotación de ciertos servicios fundamentales para su crecimiento.

Azken hamarkadetan zerbitzuek Espainian izan duten hazkunde biziak ezin du ezkutatu eskualdeen artean dauden maila eta erritmo ezberdinak. Estatu osoan zerbitzu publikoen banaketa ekitatiboa dela onartuz, ezberdintasun horien jatorria espezializazio zehatz batean (hala nola, zerbitzu turistikoetan) edo zerbitzu aurreratuetan (batez ere, enpresetara zuzendutako zerbitzuetan) erregioen ekoizpen maila ezberdina izatean egon daiteke. Azken kasu honek ondorio negatiboak izan ditzake eskualde garapenerako, horrelako jarduerak lurralde baten lehiakortasunean eta erakargarritasun ekonomikoan duten garrantziarengatik. Hori dela eta, Espainiako eskualdeen bateratze tertziarioaren gaineko azterlana proposatzen da, kointegrazioa erabiliz. Teknika honen erabilerak aukera ematen du ekonomia bakoitzaren portaera bereizia aztertzeko. Lortu diren lehenengo emaitzek agerian uzten dute eskualdeen artean hazkunde tertziarioaren egitura ezberdina dela. Halaber, garapen gutxiko eskualde batzuk identifikatzen ditu, zeinetan tertziarizazio maila oso apala baita eta hazkunderako funtsezkoak diren hainbat zerbitzuren hornidura urria.

The intense growth sustained over the last few decades by the service sector in Spain does not conceal the existence of differentiated degrees and rates of such growth across the regions. Accepting that public services are evenly distributed throughout the national territory, these differences may be caused by a certain tertiary specialisation (in tourism services, for example), or else by the existence of different levels of regional production of advanced services (basically, business services). The latter case may have negative consequences for regional development given the importance of such activities in the competitiveness and economic appeal of a territory. Therefore, a study of the patterns of tertiary convergence of the Spanish regions using cointegration is proposed. The use of this technique enables the behaviour of each economy to be individually analysed. The main results reveal the existence of clearly differentiated regional patterns of tertiary growth, identifying a set of not very developed regions with a low degree of tertiary development and scarce endowment of certain services fundamental for their growth.

- 1. Introducción**
 - 2. Efectos del comportamiento del sector servicios en el crecimiento regional**
 - 3. El modelo: análisis de convergencia con cointegración**
 - 4. Resultados empíricos**
 - 5. Resumen y conclusiones**
- Referencias bibliográficas**
Apéndice estadístico

Palabras clave: Servicios, especialización terciaria, patrones regionales de crecimiento terciario.
Nº de clasificación JEL: L8, P52, R11

1. INTRODUCCIÓN

El intenso crecimiento que los servicios están protagonizando en las modernas economías, mayor cuando se mide en términos de empleo, no oculta las importantes diferencias existentes. Estas disparidades pueden ser consecuencia de la especialización sectorial —fruto de las diferentes dotaciones de factores— o del insuficiente desarrollo de las modernas actividades terciarias. La insuficiente dotación en estas últimas actividades puede suponer una importante desventaja para el atractivo económico y la

competitividad de las economías afectadas.

En este trabajo se propone un análisis de convergencia en servicios aplicado a las regiones españolas buscando alcanzar un doble objetivo: en primer lugar, se trata de analizar los patrones regionales de crecimiento de los servicios en España y establecer posibles límites a su crecimiento; en segundo lugar, se pretende identificar la existencia de relación entre las pautas de crecimiento de los servicios y la especialización sectorial en actividades terciarias.

La consecución de esos fines se realizará a través de un estudio de convergencia en el volumen de ocupados en actividades terciarias aplicando la técnica de cointegración a las series de empleo regionales en los servicios. Este análisis permitirá identificar la dinámica

* Los posibles errores que puedan figurar en este trabajo son de la exclusiva responsabilidad de los autores, quienes desean expresar su agradecimiento a los profesores de la Universidad de Oviedo Manuel Alfredo Pérez Menéndez e Ignacio del Rosal por sus valiosos comentarios. Este estudio se ha realizado con el apoyo financiero de la Universidad de Oviedo dentro del proyecto NP-98-533-1.

de los modelos regionales de terciarización en España, completándose con el estudio de la evolución regional del V.A.B. terciario desagregado.

2. EFECTOS DEL COMPORTAMIENTO DEL SECTOR SERVICIOS EN EL CRECIMIENTO REGIONAL

La existencia de diferencias regionales en la dotación de factores y el aprovechamiento de rendimientos crecientes en ciertos servicios cuya proximidad al usuario no es necesaria constituye una primera explicación a los distintos niveles de especialización sectorial que alcanzan las regiones. En principio esto no debería tener efectos negativos, puesto que la especialización es una de las leyes básicas de la eficiencia económica y podrían beneficiarse de ella todas las regiones. Sin embargo, la especialización puede ser fuente de desventajas para aquellas economías que se quedan atrapadas en un equilibrio sectorial con una baja terciarización, especialmente si los servicios de los que no disponen son aquellos que pueden tener más incidencia en la marcha global y desarrollo de la economía regional (nuevos servicios, servicios de alta tecnología, servicios a empresas, entre otros).

Como señalan Llorca Vivero *et al.* (1996) los servicios pueden contribuir al crecimiento y bienestar de las sociedades al menos por tres vías. En primer lugar, mediante la exportación de aquellos en los que la nación o la región se haya especializado por disponer de una mejor dotación de recursos o mostrar una ventaja técnico-organizativa. En segundo

lugar, al cubrir una demanda de actividades terciarias muy diversas que va surgiendo en la población a medida que las sociedades progresan. Y en tercer lugar, al incidir decisivamente en la mejora de la productividad del conjunto de actividades económicas por la intensa interrelación que existe entre los servicios y el resto de actividades, especialmente las manufactureras.

La primera vía constituye la más importante actividad económica de muchas de las regiones españolas por el amplio crecimiento que el sector turístico ha alcanzado en ellas. El bienestar de las sociedades depende en buena medida del desarrollo que se consiga en las actividades de la segunda vía. Por último, la tercera vía es fundamental para asegurar un crecimiento equilibrado y consistente de las regiones. Como apunta Mas (1992) la competitividad industrial depende tanto de las actividades directamente productivas como de los servicios ligados a ellas, la conexión entre estas no sólo se produce en el propio proceso de producción sino también en fases anteriores y posteriores al mismo. Ahora bien, las funciones de apoyo a las actividades productivas pueden estar disponibles internamente a la empresa o en su entorno exterior, es decir en el mercado circundante. Esto enlaza con la idea *marshaliana* del territorio entendido como algo más que un elemento inerte o pasivo en el que se localizan las actividades económicas. En realidad este es la fuente de un conjunto de ventajas comparativas tales como personal cualificado, cultura empresarial, tejido industrial desarrollado, amplias infraestructuras, proximidad a los mercados, entre otras. Eso es lo que hace

atractivas a unas regiones frente a otras y lo que impulsa o detiene su crecimiento. La disponibilidad de una amplia oferta de servicios a empresas eficientes puede considerarse como parte de esa infraestructura económica regional que fomenta el crecimiento (Begg, 1993).

Por lo tanto, si las diferencias entre las regiones son consecuencia de que algunas de ellas exploten servicios de la primera vía y otras no hayan sido capaces de hacerlo, o no dispongan de la dotación adecuada de factores para ser competitivas en ello, la existencia de distintos niveles de terciarización no resulta clave. Pero si algunas regiones manifiestan la imposibilidad por desarrollar en el seno de su territorio un entramado terciario capaz de garantizar la prestación de un amplio y competitivo conjunto de servicios y esa, al menos en parte, es la causa de su menor terciarización, no cabe duda de que traerá consigo un empobrecimiento regional. Cuando se identifica este segundo caso es precisa la actuación pública para estimular tanto la oferta como la demanda regional de servicios a empresas y salir de la trampa de bajo crecimiento terciario en la que se ha caído (Martínez y Argüelles, 1997).

3. EL MODELO: ANÁLISIS DE CONVERGENCIA CON COINTEGRACIÓN

Se dice que una cierta variable y_t es integrada de orden d , $I(d)$, cuando es necesario diferenciarla d veces para que sea estacionaria. El concepto de cointegración, que se debe a Engle y

Granger (1987), consiste en la existencia de una relación lineal estable a lo largo del tiempo entre dos o más variables. Así, dado un vector x_t compuesto por n variables todas ellas integradas del mismo orden d , se dirá que están cointegradas si existe un vector α que origine una combinación lineal de las variables de x_t tal que esta tenga un orden de integrabilidad h donde $h = d - b$, siendo $b > 0$. A dicho vector α se le denomina vector de cointegración.

La existencia de dicho vector de cointegración entre dos o más variables implica, por lo tanto, la presencia de una relación de equilibrio a largo plazo entre ellas, de tal forma que, aunque periodo a periodo pueden existir desviaciones, en el largo plazo hay un equilibrio estable entre las variables que forman parte de dicho vector. Esta doble relación entre el corto y el largo plazo se puede combinar con la utilización de los modelos VAR no estacionarios y los modelos con mecanismo de corrección del error (MCE), dando lugar a los VECM (un modelo VAR con MCE). Sin embargo, el concepto de equilibrio estadístico no tiene por qué coincidir con el económico (véase, por ejemplo, Achuelo, 1993). El equilibrio en términos estadísticos tan solo supone que se observa una relación lineal entre variables que se ha mantenido durante un largo periodo de tiempo; pero el significado económico de dicha relación de equilibrio depende de la teoría que se este aplicando. Por ello, adecuadamente formalizada, la técnica de cointegración puede ser un excelente instrumento para estudiar la convergencia entre variables sobre las que se dispongan de suficientes observaciones temporales.

Button y Pentecost (1993) aplican la entonces incipientes técnicas de cointegración para analizar la existencia de convergencia entre las series de participación del empleo terciario en el total en las regiones británicas. El estudio que realizan analiza si existe convergencia simultáneamente entre todas ellas o no; pero no permite identificar la posible existencia de convergencia a distintos niveles. Además, la utilización de datos de participación del empleo terciario en el total en vez de utilizar datos absolutos de empleo en el sector servicios puede inducir a errores ya que un aparente crecimiento de la participación de los servicios es posible que en realidad oculte una profunda crisis económica en la que se produce una intensa destrucción de empleos industriales y/o primarios que elevan artificialmente el porcentaje del empleo terciario.

Suriñach *et al.* (1995) proponen un método alternativo que posibilita realizar un estudio simultáneo entre muchas economías comparando cada una de ellas con un agregado del resto. Este procedimiento permitiría además trabajar con las series de empleo terciario en términos absolutos y no con las series de participación de empleo en los servicios sobre el empleo total. Para ello, los autores proponen primero contrastar la existencia de tendencias comunes en la evolución regional de una variable económica utilizando una relación estática entre la *i*-ésima economía y el resto de economías con las que la comparamos. Esta relación es puramente empírica y no se basa en un modelo causal que la respalde. No obstante el

cumplimiento por parte de la misma de las condiciones a las que nos referiremos a lo largo de este trabajo permite interpretar la relación existente entre la región y el conjunto del resto de la economía. Si se encuentran trayectorias comunes, mediante el análisis de los coeficientes del vector de cointegración se puede estudiar su carácter convergente, divergente, o neutro.

Es posible adaptar dicho método a los objetivos específicos de este trabajo. Sean $SS_{i,t}$ y $SS_{n,t}$ los ocupados en sector servicios en la economía *i*-ésima y en el resto de la economía nacional (total nacional menos los ocupados en la *i*-ésima economía), respectivamente, en el momento *t*. Se puede suponer que entre el crecimiento del sector servicios en una economía *i*-ésima y el crecimiento del mismo sector en el resto existe una relación estática de tipo empírico como la que se recoge en la siguiente expresión:

$$SS_{i,t} = A_i SS_{n,t}^{\alpha_i} e^{\epsilon_{i,t}}$$

donde, $A_i = e^{u_i}$ y es un término determinista distinto para cada economía que mide la proporción de equilibrio en el largo plazo entre el valor de la variable para el caso particular y el total.

En efecto, se puede considerar que el crecimiento del empleo en los servicios en una economía *i* tiene relación con factores externos como pueden ser el crecimiento de la renta en el resto de economías porque se traduciría en el incremento del propio empleo terciario al estimular la demanda de servicios ofrecidos en *i* (por ejemplo, turismo). Asimismo, si se supone que las economías son abiertas y que los

consumidores tienen información perfecta, el desarrollo de nuevos servicios a las empresas o servicios sociales en el resto de economías provoca que surja una demanda para ellos en / que arrojaría como resultado incrementos del empleo terciario en esta economía hasta que desapareciesen los beneficios extraordinarios que puedan obtener las empresas que se dedican a la prestación de estos servicios.

Linealizando la expresión con la que se recoge esta relación se obtiene:

$$\text{LnSS}_{i,t} = \mu_i + \alpha_i \text{LnSS}_{n,t} + \varepsilon_{i,t}$$

A partir de esta formulación, interesa especialmente la estimación y análisis del parámetro α_i puesto que recoge la elasticidad del empleo terciario en la economía i -ésima ante un cambio en los ocupados en los servicios del agregado total. Una elasticidad negativa implica que

el comportamiento de la economía i -ésima sigue una dirección opuesta a la del conjunto; un valor nulo, por su parte, implicaría que no existe tal relación. Así pues, para poder aceptar la formulación presentada basta con obtener valores de α_i significativamente mayores que cero. Una vez superado tal contraste, el comportamiento de largo plazo del empleo terciario en las economías abiertas analizadas vendrá dado por el valor que tome este parámetro, cuya interpretación en un contexto de crecimiento terciario se resume en el Cuadro n.º 1.

Por otra parte, debe señalarse que corrige por el tamaño de cada economía la respuesta de su empleo terciario a la evolución del resto.

Debido a que las series con las que se trabaja muy probablemente no sean estacionarias, como ocurre con la mayor parte de las series económicas, surge un importante problema a la hora de estimar

Cuadro n.º 1. Interpretación de distintos valores de la elasticidad α_i según las situaciones iniciales

	Sector servicios de la economía analizada mayor que la media del resto	Sector servicios de la economía analizada menor que la media del resto
$0 < \alpha_i < 1$	Convergencia	Divergencia
$\alpha_i = 1$	Mantenimiento de la situación actual	Mantenimiento de la situación actual
$\alpha_i > 1$	Divergencia	Convergencia

(*) Siempre bajo el supuesto de un contexto de crecimiento del sector terciario.

Fuente: Elaboración propia.

la ecuación arriba presentada. Si, efectivamente, las series no son estacionarias la estimación simple de dicha ecuación ocasionaría regresiones espurias. Puesto que el objetivo del presente trabajo es contrastar la presencia de tendencias comunes de largo plazo en la evolución regional del empleo terciario para, a partir de ello, interpretar el comportamiento convergente o divergente del mismo es preceptivo, como señalan Surinach *et al.* (1995), que se parta de la relación en niveles. No se puede, por lo tanto, tomar diferencias para evitar el problema de no estacionariedad de las series.

Sin embargo, tal y como también especifican Surinach *et al.* (1995), una relación estática en niveles de variables con tendencias estocásticas que proporcione una combinación lineal (residuos del modelo) que no presente este tipo de tendencias (existencia de cointegración) sería la base para afirmar que tales variables mantienen una relación de equilibrio a largo plazo, y por consiguiente para que se pueda afirmar la presencia de tendencias comunes en la evolución del empleo terciario de la región y la nación a partir de las cuales se estudien los patrones de convergencia. Además, el peligro de establecer relaciones de tipo espurio por trabajar con esta clase de variables queda descartado ya que los residuos de una relación de este tipo presentan tendencias estocásticas, por lo que la existencia de tendencias comunes sería rechazada (Surinach *et al.*, 1995).

Es por todo ello por lo que se estima la relación arriba presentada como un vector de cointegración que actúa como mecanismo de corrección del error en un modelo VECM completo (VAR con MCE)

para cada economía:

$$\Delta \text{LnSS}_{i,t} = \sum_{\rho=1}^{P1} \Gamma_{\rho 1} \Delta \text{LnSS}_{i,t-\rho} + \sum_{\omega=1}^{\Omega 1} \Phi_{\omega 1} \Delta \text{LnSS}_{n,t-\omega} + \gamma_i (\text{LnSS}_{i,t-1} - \mu_i - \alpha_i \text{LnSS}_{n,t-1}) + \varepsilon_{1i,t}$$

$$\Delta \text{LnSS}_{n,t} = \sum_{\rho=1}^{P2} \Gamma_{\rho 2} \Delta \text{LnSS}_{i,t-\rho} + \sum_{\omega=1}^{\Omega 2} \Phi_{\omega 2} \Delta \text{LnSS}_{n,t-\omega} + \gamma_n (\text{LnSS}_{i,t-1} - \mu_i - \alpha_i \text{LnSS}_{n,t-1}) + \varepsilon_{2i,t}$$

donde nos interesa exclusivamente los parámetros del propio vector de cointegración (μ_i y α_i). Aunque aprovechando el análisis efectuado puede ser interesante recoger el valor que toma la estimación del parámetro γ_i , que recoge la rapidez del ajuste, puesto que indica la velocidad con la que la i -ésima región retorna a su relación estable con el resto cuando por alguna razón esta sufre una desviación. Los elementos,

$$\sum_{\rho=1}^P \Gamma_{\rho} \Delta \text{LnSS}_{i,t-\rho}, \quad \sum_{\omega=1}^{\Omega} \Phi_{\omega} \Delta \text{LnSS}_{n,t-\omega}$$

no resultan relevantes en este estudio pues recogen las relaciones de corto plazo cuando se buscan las relaciones en el largo plazo.

4. RESULTADOS EMPÍRICOS

4.1. Los datos

Los datos utilizados en esta investigación corresponden al volumen de ocupados en los servicios en las 17 comunidades autónomas españolas (CCAA en adelante) y al resultado de restar al total nacional el empleo terciario en cada una de estas 17 CCAA. Las series temporales de empleo terciario por regiones han sido tomadas de la base de

datos TEMPUS del Instituto Nacional de Estadística que se inicia en el primer trimestre de 1977 y termina en el segundo trimestre de 1997. Para la exposición de los resultados también se emplean datos procedentes de la Contabilidad Regional de España de 1990 realizada por el I.N.E..

Esta base de datos se caracteriza por la alta heterogeneidad sectorial que presentan las distintas economías regionales españolas. En ella se encuentra un espectro de regiones que van desde altísimos grados de terciarización a causa de economías fundamentalmente

basadas en el sector turístico (Baleares, Canarias, entre otras) hasta aquellas en las que su actividad económica depende aún de sectores primarios (Galicia, La Rioja, entre otras) pasando por las que son principalmente industriales (País Vasco, Asturias, entre otras) o sectorialmente equilibradas (Cataluña, Valencia, entre otras).

El Cuadro n.º 2 presenta información sintética acerca de la evolución de los ocupados en los servicios en las regiones españolas durante el periodo comprendido entre el primer trimestre de 1977 y el segundo trimestre de 1997,

Cuadro n.º 2. **Evolución del empleo en los servicios en España, 1977-1997**

	Participación % de los ocupados en los servicios en el total de ocupados		Ocupados terciarios en 1997 (1977 = 100)	Tasa de crecimiento media anual (en %)	Participación % en el total de ocupados nacionales en servicios (1997)
	1977	1997			
Andalucía	42,13	63,05	164,75	2,53	15,63
Aragón	38,92	56,64	141,36	1,75	3,02
Asturias	34,28	57,84	129,20	1,29	2,34
Baleares	49,95	71,22	178,31	2,93	2,53
Canarias	57,47	73,52	169,68	2,68	5,01
Cantabria	36,12	57,84	136,88	1,58	1,15
Cast. la Mancha	34,21	53,62	152,35	1,87	5,79
Castilla León	35,57	57,57	144,95	2,13	3,52
Cataluña	41,75	58,98	147,18	1,95	16,62
Extremadura	37,32	60,15	137,78	1,62	2,16
Galicia	27,46	49,60	133,48	1,45	5,70
Madrid	61,39	72,00	134,94	1,51	16,21
Murcia	40,01	64,04	187,34	3,19	2,80
Navarra	37,59	52,59	154,79	2,21	1,32
País Vasco	38,55	60,23	147,25	1,95	5,48
Rioja	31,60	51,29	156,45	2,26	0,60
Valencia	39,68	59,90	161,93	2,44	10,11
Media España	40,72	61,36	149,71	2,04	100,00

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos del I.N.E.

poniéndose de manifiesto tanto el importante crecimiento de los ocupados en estas actividades como la existencia de esa alta heterogeneidad entre CCAA a la que se hacía referencia. Asimismo, el Gráfico n.º 1 y el Gráfico n.º 2 representan la evolución temporal en las regiones españolas de la participación de los ocupados en los servicios sobre los ocupados totales y del volumen de ocupados terciarios, respectivamente. Estos gráficos apuntan la posibilidad de que tanto las tasas de ocupados en los servicios como el número de ocupados en estas actividades converjan hacia más de un nivel.

4.2. Principales resultados

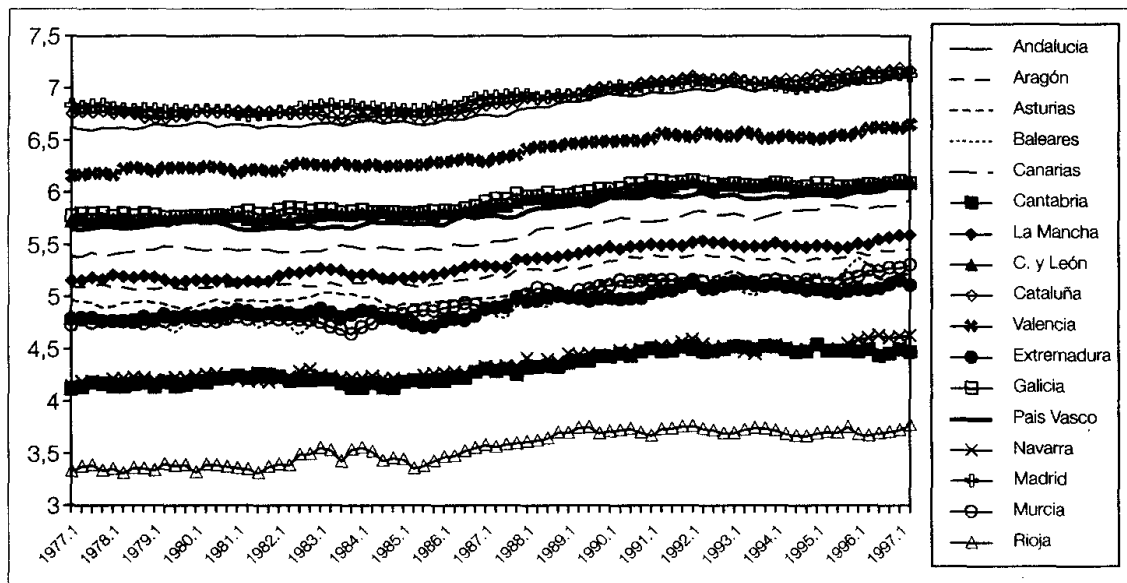
Para poder aplicar el planteamiento propuesto, basado en un análisis de las tendencias comunes entre la evolución regional del empleo terciario y la evolución de esa misma variable en el resto de la nación, es necesario, en primer lugar, conocer el orden de integración de las series trimestrales de empleo terciario de cada región y las series resultantes de restar al conjunto nacional el empleo en cada una de las 17 CCAA. Es decir, se precisa realizar un contraste de raíces unitarias para conocer si tales series tienen o no tendencia, y en el previsible caso de que así sea como es de esperar a partir de la representación gráfica de las mismas, determinar si esta es determinista o estocástica.

El contraste utilizado con tal fin ha sido el ADF (Dikey y Fuller, 1981), que se basa en el DF propuesto por esos mismos autores (Dikey y Fuller, 1979).

Con el DF se toma como hipótesis nula que el proceso sea un paseo aleatorio y como hipótesis alternativa que este sea un AR(1) estacionario. Este contraste se puede realizar bajo tres especificaciones distintas: con término constante y tendencia; sólo con término constante, sin tendencia; o sin tendencia ni constante. Debido a las distintas implicaciones que cada una de estas tres posibles formas de calcular el contraste DF tiene sobre el comportamiento de las variables, y con la intención de encontrar el proceso de generación de datos que mejor caracteriza a las series, se seguirá la estrategia más comúnmente aceptada, consistente en ir del modelo más general (con tendencia y término constante) al más particular (sin tendencia ni constante) eliminando la tendencia o el término constante según su significatividad estadística, siempre que la hipótesis nula no sea rechazada. El ADF sólo añade al DF una estructura de retardos de la variable dependiente que permite capturar la estructura autorregresiva de esta, quedando la autocorrelación lo más incorrelada posible. La elección del número de retardos a utilizar se realiza aplicando el criterio de Schwert (1989) que en este caso, con un tamaño muestral de 81 observaciones cuatrimestrales, supone la utilización de tres retardos.

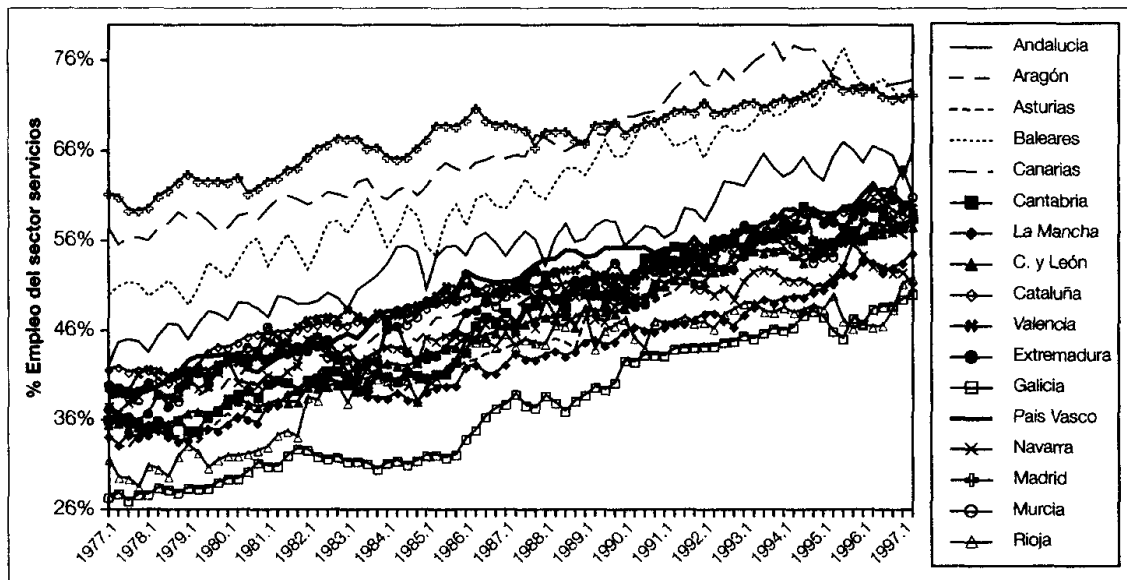
Los resultados alcanzados al aplicar el contraste ADF con tres retardos a las series en nivel permiten rechazar la ausencia de raíces unitarias al 1 por cien en todas las series (véase Cuadro A.1 del Apéndice, donde se presenta el valor del estadístico ADF observando que este siempre es mayor a los valores críticos no

Gráfico n.º 1. Evolución del número de empleados en el sector servicios por regiones (1977.1-1997.2). Serie logarítmica



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de INE.

Gráfico n.º 2. Evolución de la participación del empleo terciario en el total por regiones (1977.1-1997.2). En porcentajes



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de INE.

pudiendo rechazar la hipótesis nula de no estacionariedad de las series en niveles). Tras aplicar este contraste a las series en primeras diferencias tomando de nuevo tres retardos se puede rechazar la hipótesis nula de no estacionariedad al 1 por cien en la mayor parte de los casos; salvo en Baleares, Cataluña, Castilla y León y Valencia, por su parte en Andalucía el rechazo se produce a un nivel próximo al 10 por cien (véase el Cuadro A.2, donde se presenta el valor del estadístico ADF que toma valores menores a los valores críticos pudiendo rechazar la presencia de raíces unitarias en las series en primeras diferencias). Por lo tanto, se puede concluir que las series de empleo terciario de las 17 CCAA españolas son integradas de orden uno, denotándolo por $I(1)$. En los Cuadros A.1 y A.2 se muestra además el contraste para el total nacional obteniendo los mismos resultados, es decir, no se puede rechazar la hipótesis nula en niveles mientras que si es posible hacerlo al tomar primeras diferencias a un nivel del 5 por cien. Este comportamiento se repite con pequeños cambios para las 17 series resultantes de restar al total nacional el volumen de ocupados en servicios de cada CCAA. Es decir, las series resultantes de dicha diferencia también son $I(1)$. En definitiva, y como conclusión a este primer análisis de las series, tanto de las correspondientes a cada CCAA como las correspondientes al total nacional menos cada CCAA, se comprueba que todas ellas están integradas de orden uno.

Tras contrastar que todas las series están integradas de orden uno se pueden aplicar los contrastes de cointegración

propriadamente dichos¹, estimando mediante los mismos los coeficientes de interés económico, especialmente el valor que toma el parámetro a en cada región. Los dos métodos de estimación de las relaciones de cointegración más comúnmente empleados son el método bietápico de Engle y Granger (Engle y Granger, 1987) y el procedimiento máximo verosímil de Johansen (Johansen, 1988).

El método bietápico de Engle y Granger (1987) consiste en estimar primero la relación de cointegración por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) para posteriormente estimar el MCE introduciendo los residuos de la relación de cointegración (véase Suriñach *et al.*, 1995, pag. 66). A pesar de que se trata de un procedimiento muy sencillo e intuitivo no está exento de inconvenientes. Por una parte, cuando se estudian relaciones entre más de dos variables podría existir más de un vector de cointegración siendo el que se obtiene mediante este método una combinación lineal de ellos. Este problema, sin embargo, no afecta al presente trabajo donde sólo se utilizan dos variables (empleo terciario en la i -ésima región y empleo terciario en el resto). No obstante, otro problema, que sí

¹ La utilización de series trimestrales supone que el estudio del grado de integración de la parte regular debe completarse con un análisis de la parte estacional. El contraste DHF (Dikey, D.A., Hasza, D.F. y Fuller, W, 1984) permite hacer un análisis de la integración estacional en términos similares a como lo hace el ADF en la parte regular. No obstante, tras la aplicación de dicho contraste a las series de empleo terciario de las CCAA españolas se encuentra una ausencia de integración estacional en la mayoría de los casos y una gran debilidad de la misma en el resto. Por ello en este trabajo se opta por limitar el análisis a la parte regular.

afectaría a esta investigación, radica en la ausencia de distribuciones límite bien definidas para los estadísticos que proporciona este método. Los residuos de la regresión efectuada en la primera etapa se pueden emplear para realizar contrastes de la existencia de cointegración entre las variables, si están cointegradas los errores deben ser estacionarios, lo que se contrasta mediante el DF o ADF. Pero la estimación por MCO al elegir los estimadores que provoquen la menor varianza muestral hace que los residuos parezcan lo más estacionarios posibles por lo que los contrastes antes mencionados tenderán a rechazar la no estacionariedad con demasiada frecuencia.

Estas dificultades aconsejan realizar la estimación a través del procedimiento máximo verosímil de Johansen (1988) que permite estimar todos los vectores de cointegración sin imponer *a priori* que únicamente hay uno y sin verse afectado por la endogeneidad de las variables implicadas en la relación de cointegración. Además este método permite un contraste de la relación de cointegración al tiempo que se realiza su estimación (Suriñach *et al.*, 1995)².

Los resultados del contraste de las relaciones cointegración que permite realizar el procedimiento máximo

verosímil de Johansen se presentan en el Cuadro A.3 del Apéndice. Según este contraste puede aceptarse la existencia de cointegración en el volumen de empleo terciario entre todas las regiones y esa misma variable en el resto de la nación, salvo en los casos de Galicia y La Rioja. Este resultado se puede explicar por hecho de que la economía de estas dos regiones se basa aún en actividades primarias, no habiendo desarrollado un sector servicios suficientemente amplio. Tal comportamiento económico se refleja estadísticamente en el rechazo de tendencias comunes entre las series de empleo terciario de estas dos regiones y las correspondientes al resto. En los casos de Andalucía, Cantabria, Baleares y Castilla La Mancha, se acepta la existencia de cointegración a un nivel del 5 por cien, a diferencia de las demás CCAA donde la aceptación se produce al 1 por cien.

El Cuadro A.4 muestra los resultados de la estimación de la relación de cointegración en las regiones en las que se ha aceptado su existencia. Respecto al parámetro de velocidad del ajuste, y, como era de esperar toma valores negativos en todos los casos, indicando que el MCE introducido en la formulación VAR actúa como corrector de las desviaciones de corto plazo. En general los valores de este parámetro son muy similares entre las distintas CCAA, aunque es preciso señalar la mayor lentitud que Asturias, Extremadura y Murcia presentan en su retorno al equilibrio con el resto de las CCAA cuando por cualquier razón se desvían del mismo. De igual modo es llamativa

² En la investigación también se aplicó el método bietápico de Engle y Granger obteniendo resultados muy similares a los alcanzados mediante el procedimiento máximo verosímil de Johansen. Con el fin de no redundar en exceso en una misma estimación, aunque sea por procedimientos distintos, se ha optado por no incluir tales resultados en este trabajo.

la alta velocidad de ajuste encontrada en Navarra.

4.3. Interpretación de los resultados

Con el fin de facilitar la interpretación económica de los resultados de la estimación del α_i por el procedimiento de Johansen, éstos han sido agrupados aplicando como criterio de clasificación el grado de terciarización de cada región, que se obtiene a partir de la siguiente expresión y cuyos resultados concretos se presentan en el Cuadro A.5:

$$GT_i = \frac{\frac{\overline{SS}_i}{\overline{O}_i}}{\frac{(\overline{SS}_n - \overline{SS}_i)}{(\overline{O}_n - \overline{O}_i)}}$$

donde \overline{SS}_i es la media de ocupados en los servicios en la i -ésima CCAA durante el periodo comprendido entre el primer trimestre de 1977 y el segundo de 1997, \overline{SS}_n la media de ocupados en los servicios en el total nacional en dicho periodo, \overline{O}_i la media de ocupados totales en la i -ésima CCAA para el mismo rango temporal y \overline{O}_n los ocupados totales en toda la nación durante el periodo analizado.

Se ha considerado que las CCAA que toman un valor mayor o igual a 1,05 pueden considerarse como relativamente muy terciarizadas; mientras que aquellas que presenten un valor inferior o igual a 0,95 serán consideradas como relativamente poco terciarizadas y el resto, las comprendidas entre 0,95 y 1,05, serán consideradas como las que tienen un grado relativo de terciarización intermedio.

En el Cuadro n.º 3 se combina este criterio con el valor del α_i estimado, obteniendo nueve grupos potenciales a partir de los cuales es más sencillo interpretar los resultados. Como se puede ver en dicho cuadro el empleo terciario de Baleares, Canarias, Cataluña, Andalucía y Murcia crece a una mayor proporción que en el resto de CCAA. Cataluña y Murcia parten de un grado de terciarización medio y, por lo tanto no tardarán en aproximarse a las regiones más terciarizadas. Baleares, Canarias y Andalucía estando ya en una posición de altos niveles relativos de terciarización aumentan su diferencia con el resto de regiones. Valencia, Castilla la Mancha, Navarra y Cantabria mantienen su proporción estable respecto al agregado del resto de regiones. La primera de este segundo grupo tiene inicialmente un grado medio de terciarización que tiende a mantener, pero las otras tres parten de niveles relativos de terciarización bajos, no siguiendo una pauta de crecimiento más intenso que las aproxime a los niveles medios o altos, pero tampoco alejándose más de ellos. Por último, Madrid, País Vasco, Castilla y León, Aragón, Extremadura y Asturias ven crecer su empleo terciario a un menor ritmo que el total nacional. Madrid es la CCAA con un nivel de terciarización inicial más alto, dando muestras de agotamiento en su crecimiento terciario. El País Vasco parte de una situación media de la que tiende a alejarse de forma negativa. Las otras cuatro regiones experimentan un proceso de divergencia respecto al agregado nacional, aunque convergen entre ellas a bajo nivel. Estas cuatro últimas regiones son las que más preocupan, puesto que teniendo niveles

Cuadro n.º 3. **Análisis del comportamiento de las regiones españolas a partir del estimado por el procedimiento máximo verosímil de Johansen***

	CCAA con un grado relativo de terciarización Alto	CCAA con un grado relativo de terciarización Medio	CCAA con un grado relativo de terciarización Bajo
$\alpha_i > 1$	Baleares (1.2765) Canarias (1.2132) Andalucía (1.1634)	Cataluña (1.1865) Murcia (1.1630)	—
$\alpha_i \approx 1$	—	Valencia (1.0271)	Cast. La Mancha (1.0249) Navarra (0.9933) Cantabria (0.9818)
$0 < \alpha_i < 1$	Madrid (0.8393)	País Vasco (0.9323)	Castilla y León (0.9326) Aragón (0.8912) Extremadura (0.8860) Asturias (0.7882)

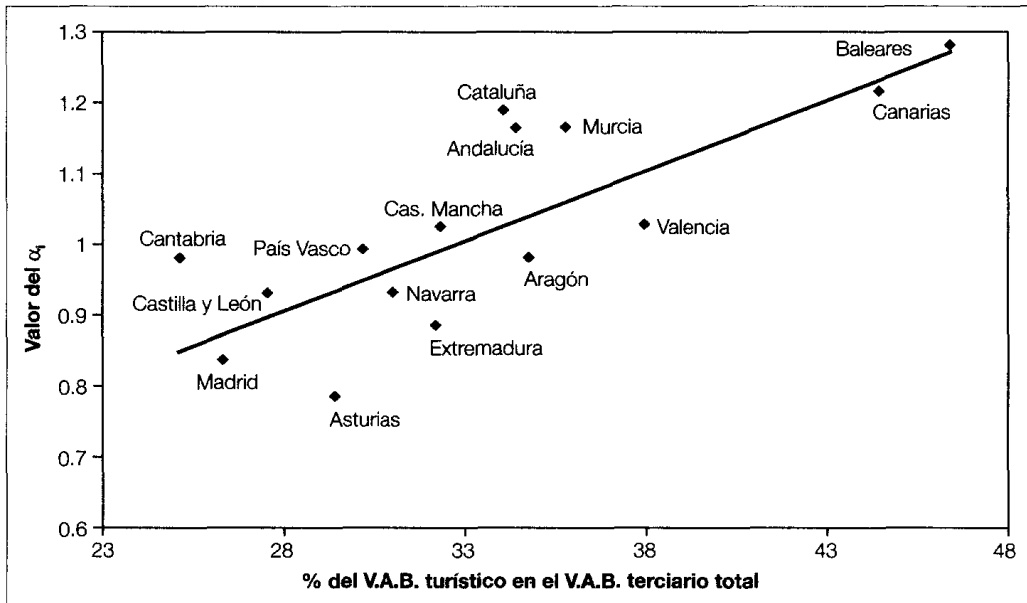
* Las CCAA de La Rioja y Galicia no se incluyen pues no superan el contraste de Johansen de cointegración. Fuente: Elaboración propia a partir de los A.4 y A.5 del Apéndice.

relativos de terciarización bajos tienden a la divergencia respecto al agregado del resto.

Para poder determinar las causas de los diferentes crecimientos terciarios regionales sería preciso hacer un estudio más desagregado de los servicios con el fin de identificar las diferentes estructuras terciarias identificando las ramas de actividad que dinamizan o frenan el desarrollo terciario de cada región. Lo metodológicamente correcto sería seguir empleando el empleo terciario como variable de referencia en este análisis, el problema radica en el escaso nivel de

desagregación de los datos de empleo terciario en España. Por ello se utilizan los datos del V.A.B. terciario por CCAA para 1990 que el I.N.E. facilita desagregados en grandes ramas de actividad (servicios destinados a la venta y servicios no destinados a la venta; dividiendo a los primeros en: servicios de transportes y comunicaciones, restaurantes reparaciones y recuperación, servicios bancarios y financieros y otros servicios destinados a la venta) (Cuadro A.6). Comparando los resultados de la estimación de α_i con la participación porcentual del V.A.B. de cada rama de actividad de servicios en el V.A.B.

Gráfico n.º 3. Relación entre las pautas de convergencia en ocupados en el sector servicios de las regiones y la participación porcentual del VAB en servicios de hostelería, hoteles y restaurantes sobre el VAB terciario total (1990)



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de INE.

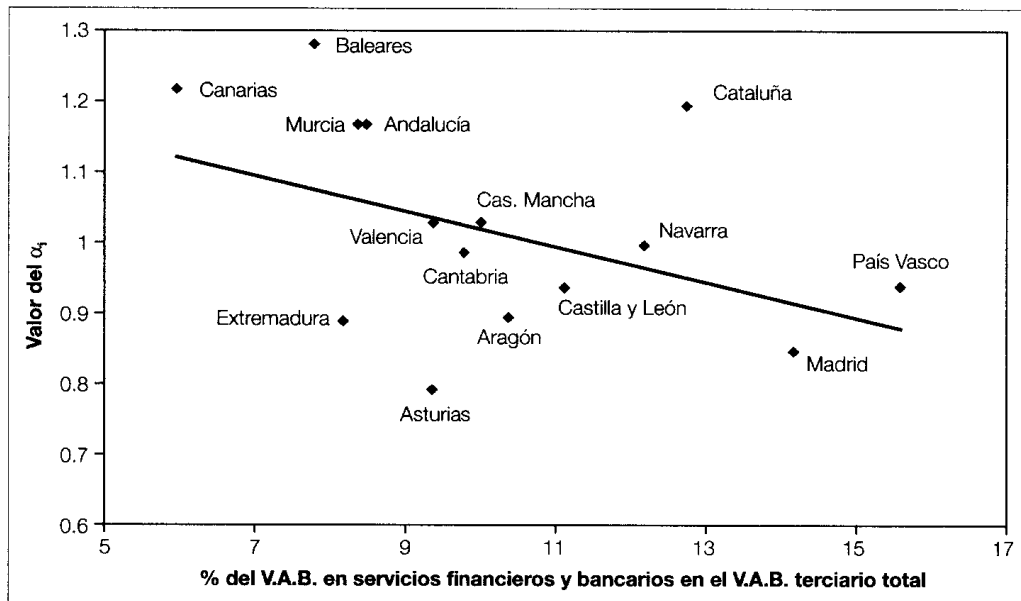
terciario total (Gráficos n.º 3, 4 y 5) se puede realizar una aproximación a algunas de las causas de las diferentes dinámicas de los servicios de las regiones españolas.

En el Gráfico n.º 3 se puede ver que las CCAA que experimentan mayor crecimiento terciario son las que tienen un sector turístico mayor (Baleares, Canarias y aunque en menor medida también Andalucía, Valencia, Cataluña y Murcia). Las regiones que menos crecen en su empleo terciario son las que tienen un componente turístico menor (Madrid, Asturias, Castilla y León y Extremadura

entre otras). Es decir, la primera causa de diferencias en el crecimiento de los servicios entre regiones es la mayor o menor especialización en actividades turísticas (servicios de la primera vía a los que nos referíamos en el segundo apartado de este trabajo).

Sin embargo, como se puede apreciar en los Gráficos n.º 4 y 5, algunas de las regiones que menor crecimiento terciario experimentan (Extremadura, Aragón y Asturias sobre todo) parten de una dotación de servicios financieros y otros servicios, que podemos considerar como correspondientes a la tercera vía,

Gráfico n.º 4. Relación entre las pautas de convergencia en ocupados en el sector servicios de las regiones y la participación porcentual del VAB en servicios financieros y bancarios sobre el VAB terciario total (1990)



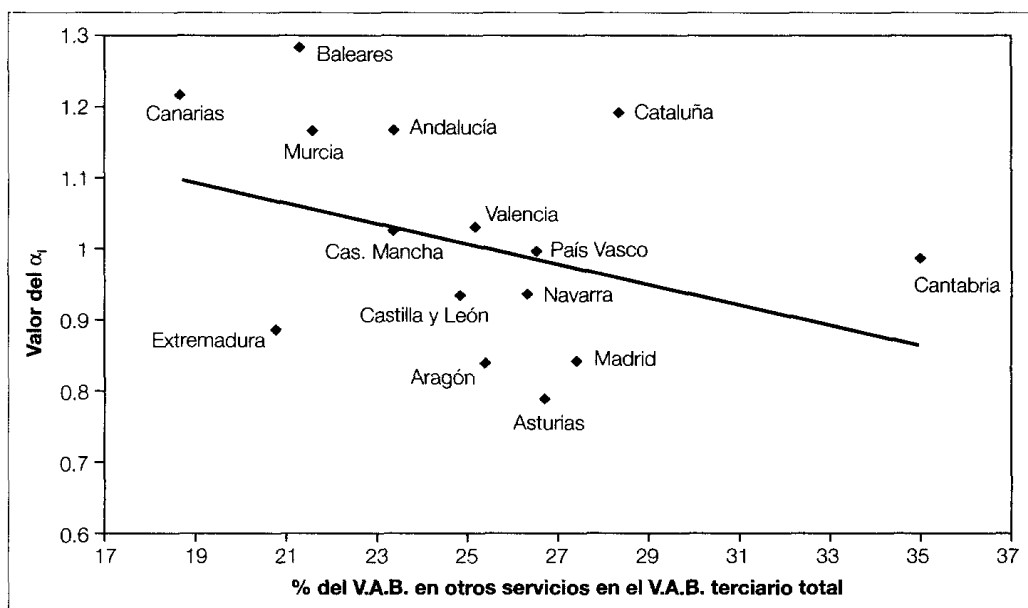
Fuente: Elaboración propia a partir de datos de INE.

inferior a la media. Es decir, en esos casos no sólo es el turismo la rama que marca diferencias entre regiones. Los servicios de Madrid, País Vasco y Navarra crecen menos que los de el resto de CCAA pero parten de niveles de servicios financieros y otros servicios muy altos; mientras que en los casos mencionados con anterioridad la debilidad de la presencia del sector servicios regional se deriva tanto de la reducida presencia de actividades terciarias de la que parten como de la baja dotación de servicios fundamentales para su atractivo económico.

5 RESUMEN Y CONCLUSIONES

El objetivo de este trabajo era analizar las pautas regionales de terciarización que se han desarrollado en España a partir de la aplicación de la técnica de cointegración a las series de empleo disponibles para el ámbito temporal comprendido entre 1977 y 1997. Con el fin de facilitar la interpretación de los resultados se han identificado nueve grupos potenciales de regiones a partir de la combinación del ritmo relativo de crecimiento de los servicios con el grado de terciarización de cada una de ellas.

Gráfico n.º 5. **Relación entre las pautas de convergencia en ocupados en el sector servicios de las regiones y la participación porcentual del VAB en Otros servicios destinados a la venta sobre el VAB terciario total (1990)**



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de INE.

Los resultados alcanzados han permitido constatar la existencia de ritmos regionales perfectamente diferenciados que se pueden resumir en cuatro grandes grupos: regiones muy terciarizadas en las que se observa una gran intensidad en el crecimiento del empleo en los servicios; regiones muy terciarizadas en las que se observa una desaceleración apreciable en el ritmo de crecimiento del empleo en los servicios; regiones estabilizadas que presentan un grado de terciarización medio y una senda de crecimiento similar a la del resto de regiones; y, finalmente, regiones poco terciarizadas en las que el

sector crece con mayor lentitud que en el resto de regiones.

La comparación de estos resultados con la estructura desagregada del sector servicios en cada región identificada a partir de la composición del V.A.B. terciario ha permitido realizar una aproximación más precisa a las posibles causas y consecuencias de la existencia de diversas pautas de crecimiento. Así, el papel desempeñado por el turismo es clave, puesto que no sólo explica las fuertes tasas de crecimiento de las regiones más terciarizadas, sino también

la lentitud en el ritmo de terciarización de otras regiones.

La desaceleración relativa del crecimiento de los ocupados en los servicios que se observa en algunas regiones tiene consecuencias distintas en función de la composición inicial del sector servicios. En este sentido, llama especialmente la atención la situación de Extremadura, Aragón y Asturias, ya que

se caracterizan por presentar simultáneamente una baja tasa de terciarización relativa, una reducida presencia de servicios financieros y otros servicios, así como un ritmo de crecimiento de las actividades terciarias claramente inferior al que presenta el sector en el resto de España. Estas circunstancias pueden tener un impacto negativo en su potencial de crecimiento futuro.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ACHUELO, A. (1993): «Series integradas y cointegradas: una introducción», *Revista de Economía Aplicada*, vol. 1, n.º 1, pp. 151-164.
- BEGG, I. (1993): «The service sector in regional development», *Regional Studies*, vol. 27, n.º 8, pp. 817-825.
- BUTTON, K. y PENTECOST, E. (1993): «Regional service sector convergence», *Regional Studies*, vol. 27, n.º 7, pp. 623-646.
- DIKEY, D.A. y FULLER, W.A. (1979): «Distributions of the estimators for autoregressive time series with a unit root», *Journal of American Statistical Association*, n.º 74, pp. 427-431.
- , (1981): «Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root», *Econometrica*, n.º 49, pp. 1057-1072.
- DIKEY, D.A.; HASZA, D.F. y FULLER, W. (1981): «Testing for unit roots in seasonal time series», *Journal of American Statistical Association*, n.º 79, pp. 455-461.
- ENGLE, R.F. y GRANGER, C.W.J. (1987): «Cointegration and error correction: representation, estimation and testing», *Econometrica*, n.º 55, pp. 251-276.
- JOHANSEN, S. (1988): «Statistical analysis of cointegration vectors», *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12, pp. 231-254. También en ENGLE, R. y GRANGER, C. (1991) (Eds.): *Long-Run Economic Relationships*, Oxford University Press.
- LLORCA, R.; MARTÍNEZ, J.A. y PICAZO, A. (1996): «Los servicios y el desarrollo de las regiones», *Papeles de Economía Española*, n.º 67, pp. 148-167.
- MARTÍNEZ, S.R. y ARGÜELLES, M. (1997): «Servicios a la producción, nuevas infraestructuras y política regional en las regiones menos desarrolladas», *Revista Asturiana de Economía*, n.º 9, pp. 159-174.
- MAS, F. (1992): «Servicios a empresas y competitividad industrial», *Economía Industrial*, septiembre-octubre, pp. 63-67.
- SURIÑACH, J.; ARTÍS, M.; LÓPEZ, E. y SANSÓ, A. (1995): *Análisis económico regional. Nociones básicas de la teoría de la cointegración*, Antoni Bosch Editor y Fundació Bosch i Gimpera, Barcelona.
- SCHWERT, G.W. (1989): «Test for unit roots: A Monte Carlo investigation», *Journal of Business and Economic Statistics*, n.º 7, pp. 147-159.

APÉNDICE ESTADÍSTICO

Cuadro A. 1. Resultados de aplicar el contraste ADF a las series de empleo terciario en niveles por regiones (1977.1-1997.1)*

Región	Significatividad de la:		Estadístico ADF/DF	Valores Críticos
	Tendencia	Constante		
Andalucía	—	—	3.5255	-2.5926(1%) -1.9444(5%)
Aragón	0.1568 (0.8%)	19.1159 (1.8%)	-2.4405	-4.0787(1%) -3.4673 (5%)
Asturias	—	—	1.8119	-2.5926(1%) -1.9444 (5%)
Baleares	—	—	2.6821	-2.5926(1%) -1.9444(5%)
Canarias	—	—	2.8044	-2.5926(1%) -1.9444(5%)
Cantabria	—	—	1.7909	-2.5926(1%) -1.9444 (5%)
Cataluña	0.6537 (0.8%)	49.9331 (4.2%)	-2.1625	-4.0787(1%) -3.4673 (5%)
Cast. La Mancha	0.1535 (1.9%)	16.6809 (3%)	-2.1982	-4.0787(1%) -3.4673 (5%)
Castilla y León	0.2091 (3.6%)	26.2450 (3.6%)	-1.9824	-4.0787(1%) -3.4673 (5%)
Extremadura	—	—	1.4253	-2.5926(1%) -1.9444(5%)
Galicia	0.1907 (5%)	27.3060 (5.6%)	-1.9335	-4.0787(1%) -3.4673 (5%)
Madrid	0.8606 (0%)	117.6330 (1.7%)	-3.4559	-4.0787(1%) -3.4673 (5%)
Murcia	0.1481 (2.4%)	11.6884 (4.5)	-1.9997	-4.0742(1%) -3.4652 (5%)
Navarra	0.0865 (2.2%)	8.5404 (4.2%)	-2.0626	-4.0787(1%) -3.4673 (5%)
País Vasco	0.2202 (2.5%)	25.5156 (4.9%)	-2.0032	-4.0787(1%) -3.4673 (5%)
La Rioja	0.0377 (3.6%)	4.8431 (1.8%)	-2.3144	-4.0787(1%) -3.4673 (5%)
Valencia	—	—	2.8537	-2.5926(1%) -1.9444 (5%)
Total nacional	2.2929 (1.3%)	228.7366 (3%)	-2.2013	-4.0887(1%) -3.4673 (5%)

(*) Tomando tres retardos en todas las ocasiones de acuerdo con el criterio de Schwert (1989). Fuente: Elaboración propia a partir de datos del INE.

Cuadro A.2. **Resultados de aplicar el contraste ADF a las series de empleo terciario en primeras diferencias por regiones (1977.1-1997.1)***

Región	Significatvidad de la:		Estadístico ADF/DF	Valores Críticos
	Tendencia	Constante		
Andalucía	—	—	-1.4676	-2.5929(1%) -1.9445 (5%)
Aragón	—	—	-3.0601	-2.5929(1%) -1.9445 (5%)
Asturias	—	—	-3.6621	-2.5929(1%) -1.9445 (5%)
Baleares	—	—	-2.3986	-2.5929(1%) -1.9445(5%)
Canarias	—	1.8508 (2.4%)	-3.8660	-3.5164(1%) -2.8991 (5%)
Cantabria	—	—	-4.1169	-2.5929(1%) -1.9445(5%)
Cataluña	—	—	-2.5549	-2.5929(1%) -1.9445 (5%)
Cast. La Mancha	—	—	-3.2493	-2.5929(1%) -1.9445(5%)
Castilla y León	—	—	-2.4878	-2.5929(1%) -1.9445(5%)
Extremadura	—	—	-3.0787	-2.5929(1%) -1.9445(5%)
Galicia	—	—	-3.1886	-2.5929(1%) -1.9445 (5%)
Madrid	—	—	-3.0319	-2.5929(1%) -1.9445 (5%)
Murcia	—	1.1871 (3.5%)	-4.9732	-3.5164(1%) -2.8991 (5%)
Navarra	—	—	-4.0554	-2.5929(1%) -1.9445(5%)
País Vasco	—	1.8632 (4.3%)	-4.1230	-3.5164(1%) -2.8991(5%)
La Rioja	—	—	-4.4633	-2.5929(1%) -1.9445 (5%)
Valencia	—	3.1704 (4.7%)	-3.3122	-3.5164(1%) -2.8991 (5%)
Total nacional	—	—	-2.3295	-2.5929(1%) -1.9445(5%)

(*) Tomando tres retardos en todas las ocasiones de acuerdo con el criterio de Schwert (1989). Fuente: Elaboración propia a partir de datos del INE.

Cuadro A.3. Contraste del número de relaciones de cointegración mediante el procedimiento máximo verosímil de Johansen (1977.1-1997.1)*

Región	Contraste del número de relaciones de cointegración			
	Hipótesis	Autovalores	Logaritmo de verosimilitud	N.º de relaciones de cointegración
Andalucía	$H_0: r = 0$ $H_1: r \geq 1$	0.1566	20.1909	1*
	$H_0: r \leq 1$ $H_1: r = 2$	0.0147	1.1902	
Aragón	$H_0: r = 0$ $H_1: r \geq 1$	0.2121	26.8274	1
	$H_0: r \leq 1$ $H_1: r = 2$	0.0962	7.9936	
Asturias	$H_0: r = 0$ $H_1: r \geq 1$	0.2796	30.4526	1
	$H_0: r \leq 1$ $H_1: r = 2$	0.0557	4.5343	
Balears	$H_0: r = 0$ $H_1: r \geq 1$	0.2010	20.6053	1*
	$H_0: r \leq 1$ $H_1: r = 2$	0.0422	3.3212	
Canarias	$H_0: r = 0$ $H_1: r \geq 1$	0.2909	32.5054	1
	$H_0: r \leq 1$ $H_1: r = 2$	0.0654	3.3454	
Cantabria	$H_0: r = 0$ $H_1: r \geq 1$	0.1960	24.5348	1*
	$H_0: r \leq 1$ $H_1: r = 2$	0.0846	7.0798	

(*) Los valores críticos son 24.60 al 1 por cien y 19.60 al 5 por cien para $H_0: r = 0$, $H_1: r \geq 1$ y 12.97 al 1 por cien, 9.24 al 5 por cien para $H_0: r \leq 1$, $H_1: r = 2$. Siendo r el número de relaciones de cointegración entre el empleo terciario en cada CCAA y el empleo terciario en el resto de CCAA.

* A un nivel de significatividad del 5%.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos del INE.

**Cuadro A.3. Contraste del número de relaciones de cointegración
mediante el procedimiento máximo verosímil de Johansen (1977.1 -1997.1)*
(continuación)**

Región	Contraste del número de relaciones de cointegración			
	Hipótesis	Autovalores	Logaritmo de verosimilitud	N.º de relaciones de cointegración
Cast. la Mancha	$H_0: r = 0$ $H_1: r \geq 1$	0.1950	23.7585	1*
	$H_0: r \leq 1$ $H_1: r = 2$	0.0769	6.4043	
Castilla y León	$H_0: r = 0$ $H_1: r \geq 1$	0.2703	33.4360	1
	$H_0: r \leq 1$ $H_1: r = 2$	0.0976	8.2182	
Cataluña	$H_0: r = 0$ $H_1: r \geq 1$	0.3182	36.4942	1
	$H_0: r \leq 1$ $H_1: r = 2$	0.0699	5.7993	
Extremadura	$H_0: r = 0$ $H_1: r \geq 1$	0.2611	27.9340	1
	$H_0: r \leq 1$ $H_1: r = 2$	0.0496	4.0223	
Galicia	$H_0: r = 0$ $H_1: r \geq 1$	0.1527	19.2529	0
	$H_0: r \leq 1$ $H_1: r = 2$	0.0721	5.9882	
Madrid	$H_0: r = 0$ $H_1: r \geq 1$	0.2155	26.4234	1
	$H_0: r \leq 1$ $H_1: r = 2$	0.0837	6.9997	

(*) Los valores críticos son 24.60 al 1 por cien y 19.60 al 5 por cien para $H_0: r = 0, H_1: r \geq 1$ y 12.97 al 1 por cien, 9.24 al 5 por cien para $H_0: r \leq 1, H_1: r = 2$. Siendo r el número de relaciones de cointegración entre el empleo terciario en cada CCAA y el empleo terciario en el resto de CCAA.

* A un nivel de significatividad del 5%.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos del INE.

Cuadro A.3. Contraste del número de relaciones de cointegración mediante el procedimiento máximo verosímil de Johansen (1977.1 -1997.1)*
(continuación)

Región	Contraste del número de relaciones de cointegración			
	Hipótesis	Autovalores	Logaritmo de verosimilitud	N.º de relaciones de cointegración
Murcia	$H_0: r = 0$ $H_1: r \geq 1$	0.2258	28.5450	1
	$H_0: r \leq 1$ $H_1: r = 2$	0.0958	8.0665	
Navarra	$H_0: r = 0$ $H_1: r \geq 1$	0.3811	46.6322	1
	$H_0: r \leq 1$ $H_1: r = 2$	0.1045	8.7205	
País Vasco	$H_0: r = 0$ $H_1: r \geq 1$	0.2077	25.0522	1
	$H_0: r \leq 1$ $H_1: r = 2$	0.0807	6.6533	
La Rioja	$H_0: r = 0$ $H_1: r \geq 1$	0.1197	17.4906	0
	$H_0: r \leq 1$ $H_1: r = 2$	0.0889	7.4478	
Valencia	$H_0: r = 0$ $H_1: r \geq 1$	0.2694	33.4645	1
	$H_0: r \leq 1$ $H_1: r = 2$	0.1037	8.6551	

(*) Los valores críticos son 24.60 al 1 por cien y 19.60 al 5 por cien para $H_0: r = 0, H_1: r \geq 1$ y 12.97 al 1 por cien, 9.24 al 5 por cien para $H_0: r \leq 1, H_1: r = 2$. Siendo r el número de relaciones de cointegración entre el empleo terciario en cada CCAA y el empleo terciario en el resto de CCAA.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos del INE.

**Cuadro A.4. Estimación por el procedimiento máximo verosímil
de Johansen del vector de cointegración normalizado y del parámetro de
velocidad del ajuste (1977.1-1997.2)**

Región	Vector de cointegración		Estimación del parámetro de velocidad del ajuste: γ (Desv. típica)	Número de retardos incluidos en el VECM completo
	μ Estimación (Des. típica)	α Estimación (Des. típica)		
Andalucía	-3.1105 (0.2459)	1.1675 (0.0289)	-2.2689 (0.0842)	4
Aragón	-2.4853 (0.2281)	0.8912 (0.0263)	-0.3779 (0.0984)	2
Asturias	-1.7505 (0.3844)	0.7882 (0.0445)	-0.1181 (0.0718)	2
Baleares	-6.1469 (0.5637)	1.2765 (0.0652)	-0.3160 (0.0810)	4
Canarias	-4.8603 (0.4617)	1.2132 (0.0537)	-0.2638 (0.0547)	2
Cantabria	-4.1779 (0.7748)	0.9818 (0.0825)	-0.2329 (0.0578)	1
Cataluña	-3.1916 (0.4004)	1.1856 (0.0472)	-0.2400 (0.0433)	
Cast. La Mancha	-3.5386 (0.3958)	1.0249 (0.0570)	-0.3070 (0.0730)	1
Castilla y León	-2.1480 (0.2764)	0.9326 (0.0321)	-0.3019 (0.0625)	1
Extremadura	-2.7287 (0.5050)	0.8860 (0.0584)	-0.1012 (0.06846)	2
Madrid	-0.2237 (0.3786)	0.8393 (0.0446)	-0.2458 (0.0585)	1
Murcia	1.1630 (0.0640)	-5.1700 (0.5622)	-0.1482 (0.0781)	1
Navarra	-4.2702 (0.1737)	0.9939 (0.0200)	-0.7399 (0.1358)	2
País Vasco	-2.2300 (0.3142)	0.9223 (0.0365)	-0.3194 (0.0830)	2
Valencia	-2.44037 (0.03600)	1.0271 (0.30801)	-0.3727 (0.0753)	2

(*) Las CCAA de la Rioja y Galicia no se incluyen porque no superan el contraste de Johansen de cointegración.

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos del INE.

Cuadro A.5. Clasificación de las regiones españolas según el grado de terciarización (1977.1-1997.2)

Región	$GT_i = \frac{\frac{\overline{SS}_i}{\overline{O}_i}}{\frac{(\overline{SS}_n - \overline{SS}_i)}{(\overline{O}_n - \overline{O}_i)}}$	Grado relativo de terciarización
Madrid Canarias Balears Andalucía	1.3651 1.2960 1.2053 1.0808	ALTO $GT_i > 1.05$
País Vasco Cataluña Valencia Murcia	0.9753 0.9724 0.9666 0.9568	MEDIO $1.05 \geq GT_i \geq 0.95$
Extremadura Aragón Cantabria Navarra Castilla y León Asturias Cast. la Mancha La Rioja Galicia	0.9343 0.9251 0.8980 0.8972 0.8733 0.8631 0.8185 0.8027 0.6914	BAJO $0.95 > GT_i$

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos del INE.

Cuadro A.6. **Composición sectorial del V.A.B. terciario por CCAA (1990)**

CCAA	% V.A.B. Terciario sobre el V.A.B. total	% de las distintas ramas sobre el V.A.B. terciario				
		Serv. no destinados a la venta	Hostelería, restaurantes y turismo	Transportes y comunicaciones	Instituciones de crédito y seguros	Otros servicios destinados a la venta
Andalucía	63.67	25.51	34.40	8.28	8.47	23.34
Aragón	61.02	23.85	33.31	7.08	10.38	25.38
Asturias	59.82	24.12	29.40	10.46	9.35	26.67
Baleares	84.32	14.39	46.43	10.14	7.78	21.26
Canarias	79.74	20.93	44.46	10.01	5.97	18.63
Cantabria	63.29	20.97	25.15	9.13	9.80	34.95
Cast. y León	58.86	29.86	27.56	6.66	11.14	24.79
Cas. Mancha	53.64	26.62	32.32	7.66	10.03	23.36
Cataluña	59.12	15.32	34.05	9.56	12.77	28.29
Valencia	63.36	17.76	37.99	9.75	9.38	25.12
Extremadura	62.86	33.23	32.20	5.66	8.18	20.73
Galicia	57.72	26.02	29.79	8.23	10.61	25.34
Madrid	80.00	21.69	26.31	10.44	14.19	27.37
Murcia	60.23	24.88	35.81	9.40	8.38	21.53
Navarra	53.82	21.07	30.15	10.10	12.20	26.48
País Vasco	53.89	17.90	31.00	9.22	15.61	26.27
La Rioja	46.23	23.89	34.79	6.94	12.39	22.00
Total	63.91	21.47	32.82	9.14	11.11	25.45

Fuente: Elaboración propia a partir de datos del INE.