

DOC. 149/98

FERNANDO RUBIERA MOROLLON

ANALISIS UNIVARIANTE DE LAS SERIES DE EMPLEO
TERCIARIO DE LAS REGIONES ESPAÑOLAS

**ANÁLISIS UNIVARIANTE DE LAS SERIES DE EMPLEO
TERCIARIO DE LAS REGIONES ESPAÑOLAS**

Departamento de Economía Aplicada

Universidad de Oviedo

Fernando Rubiera Morollón.

Becario de investigación del Dpto. de Economía Aplicada,

Universidad de Oviedo.

Avenida dei Cristo s/n.

E-mail: frubiera@econo.uniovi.es

ANÁLISIS UNIVARIANTE DE LAS SERIES DE EMPLEO TERCIARIO DE LAS REGIONES ESPAÑOLAS

*Fernando Rubiera Morollón **

RESUMEN

El fuerte crecimiento que el sector servicios viene experimentando en las modernas economías desde los años 50 ocasionó la proliferación de abundantes estudios acerca de su evolución y límites con técnicas que explotan tanto datos temporales, como transversales, o ambos simultáneamente. En este trabajo se propone un análisis univariante (con modelos *ARIMA*) de las series trimestrales de empleo terciario por Comunidades Autónomas facilitadas por el I.N.E.. La realización de este análisis permite un mayor conocimiento de las series en cuanto a su tendencia y estacionalidad, tanto desde una perspectiva agregada para el total nacional, como desde una perspectiva regional, constituyendo así un primer paso en un estudio más profundo de los patrones de convergencia y crecimiento del empleo terciario en España. La modelización *ARIMA* posibilita, además, la realización de predicciones sobre el comportamiento del empleo terciario en las regiones españolas para el periodo 1997.4-1999.4.

* Este trabajo se ha beneficiado de los resultados obtenidos en la investigación: "¿Existen límites al crecimiento de los servicios?", financiada por la Universidad de Oviedo (código NP-98-533-1) y realizada por el autor y *Santiago R. Martínez Argüelles* bajo la dirección de este último. Quiero expresar mi especial agradecimiento a *Santiago* por la ayuda y orientación que desinteresadamente me ha prestado en la realización del presente documento.

1. Introducción.

El impresionante crecimiento que el sector servicios ha venido experimentando a lo largo de la segunda mitad del presente siglo, que se puede concretar en el incremento del volumen de ocupados en actividades terciarias, ha despertado un gran interés entre los economistas. Estos, intentaron primero modelizar las pautas de transformación sectorial de las economías según se iban desarrollando, tras lo cual, buscaron deducir las consecuencias sobre el crecimiento económico del proceso de terciarización que las modernas economías estaban sufriendo, para, finalmente, dedicar los esfuerzos de la investigación a dar respuestas al interrogante de la existencia de límites a dicho proceso de terciarización. En ese camino se han utilizado todo tipo de técnicas de análisis: estudios de corte transversal, utilización de series temporales, paneles de datos, entre otros.

En el presente trabajo se propone un estudio del comportamiento de las series de empleo terciario de las Comunidades Autónomas españolas (CCAA en adelante) utilizando para ello el análisis univariante de series temporales propuesto por *Box y Jenkins* (1970). Dicho estudio posibilita un conocimiento más profundo del comportamiento del empleo de los servicios en las regiones españolas a partir del que se identifican ciertos rasgos específicos de los servicios en España y sus regiones y se plantean nuevas líneas de investigación, constituyendo este trabajo un primer paso hacia un análisis de los patrones de convergencia terciaria con cointegración. La modelización *ARIMA* que se propondrá nos permite, además, realizar predicciones a corto y medio plazo sobre la evolución del empleo terciario en muchas de las CCAA estudiadas.

Para ello organizamos el presente trabajo como sigue. A continuación propondremos una rápida revisión de la literatura económica sobre el crecimiento de los servicios y la transformación sectorial de las economías. Tras lo cual, plantearémos el método de análisis que vamos a utilizar en este estudio. Todo ello nos conducirá, tras una referencia a los datos que utilizaremos, a la presentación de los resultados empíricos alcanzados con la investigación aplicada a las CCAA españolas.

2. Revisión bibliográfica.

Clark (1957) y *Kuznets* (1957) protagonizan los primeros estudios sobre las pautas que sigue la transformación sectorial de las economías en su proceso de crecimiento y desarrollo. Aunque estos pioneros trabajos se caracterizan por ser recuentos estadísticos con una plena

ausencia de la modelización econométrica alcanzan interesantes conclusiones que abren el camino a las siguientes investigaciones más completas en cuanto a la utilización de estas técnicas.

La introducción del análisis econométrico da pie a una de las cuestiones más controvertidas en la modelización de la transformación sectorial de las economías, aún no plenamente resuelta, que se refiere al tipo de datos que deben ser utilizados. En concreto, la discusión se centra entre utilizar datos de corte transversal o datos de corte temporal. Durante los años 60 prevalece la utilización de datos transversales, así por ejemplo *Chenery* (1960) analiza los patrones de crecimiento de la contribución de la industria al PIB usando este tipo de datos. Sin embargo *Kuznets* (1966) señala que el uso de datos transversales limita el análisis, puesto que no podemos extraer las sendas de cambio futuro de las economías en crecimiento porque: i) no se cumple el supuesto de que la estructura económica que presentaban en el pasado los países actualmente desarrollados era similar a la estructura sectorial y factorial actual de los países menos avanzados; ii) los datos tomados como un corte transversal pueden estar afectados por ciclos o perturbaciones de corto plazo que desvirtúan la extrapolación de las conclusiones obtenidas; iii) este tipo de análisis no tiene en cuenta ni cambios tecnológicos ni modificaciones en los gustos de los consumidores.

Las diferencias mantenidas por *Kuznets* y *Chenery* acerca del tipo de datos más apropiado llevaron a que se simultáneasen los estudios de corte transversal y series temporales. En esa línea *Chenery* y *Taylor* (1968) contrastan la hipótesis de que hay patrones uniformes de cambio sectorial que se mantienen a lo largo del tiempo, tanto en la estructura de la producción como en el crecimiento de la renta, integrando para ello el uso de datos temporales y transversales, gracias a lo cual consiguen alcanzar resultados empíricos mucho mejores. De forma simultánea *Fuchs* (1968) modeliza la transformación sectorial de las economías desarrolladas con el fin de identificar de forma específica la dinámica de las actividades terciarias utilizando datos temporales para EEUU, país que toma como referencia, y datos transversales para otros 20 países de la OCDE. Su objetivo era explicar la distribución sectorial del empleo como una función de la renta *per capita*. La combinación de datos temporales y transversales le permitió obtener resultados más consistentes, aunque con los datos de los que disponía en los 60 concluyó que no era previsible que los servicios fuesen a dar ocupación a un porcentaje mayor de trabajadores que las manufacturas.

En la década de los 70, la controversia sobre el tipo de datos que es apropiado utilizar continúa. Así *Gregory* y *Griffin* (1974) sostienen que dado que los países presentan comportamientos individuales significativamente distintos el análisis transversal carece de

sentido. Sin embargo, la combinación de los modelos transversales y temporales proporcionan estimaciones útiles allí donde no es posible disponer de series temporales suficientemente amplias.

La integración de la utilización de datos temporales y transversales recibe un fuerte impulso a partir del trabajo de *Gemmell* (1982) en el que se analiza la transformación sectorial en la composición del empleo a partir de un panel de datos referido a los países desarrollados o en vías de serlo en 1960 y 1970. *Cuadrado y Del Río* (1989) analizan el cambio estructural de los países de la OCDE entre 1960 y 1984 con un procedimiento similar.

Actualmente, en los años 90, cuando todos los países desarrollados han alcanzado un altísimo nivel de terciarización, nos interrogamos acerca de sus límites. Así por ejemplo *Button y Petencost* (1993) analizan la posible convergencia en la participación de los servicios en el empleo entre las regiones británicas con distintas técnicas (análisis de desviación estándar, cointegración y *time-varying parameters*). Este estudio es novedoso por dos razones: en primer lugar, porque aplica el concepto de convergencia al análisis de la transformación sectorial; en segundo lugar, porque utiliza las entonces incipientes técnicas de cointegración. En esta línea, el presente trabajo constituye un primer paso hacia el estudio del empleo en el sector servicios con tales técnicas, sirviendo, mientras tanto, como una primera aproximación a las series de empleo terciario en España.

3. El método.

En este estudio aplicaremos las técnicas de análisis univariante propuestas por *Box y Jenkins* (1970) a las series de empleo terciario por CCAA. Para ello, como paso previo a la modelización *ARIMA* de los datos, precisamos un estudio de los mismos que nos permita su caracterización desde ópticas diferentes. Con tal fin, plantearemos, primero, un procedimiento que nos sirva para poder clasificar las regiones según su grado de terciarización. Posteriormente abordaremos una breve revisión de los contrastes que podemos utilizar para realizar un análisis del comportamiento de las series en cuanto a su tendencia y estacionalidad. Todo esto posibilita el análisis univariante al que nos referiremos finalmente.

3.1. Clasificación de las regiones según su grado de terciarización.

Mas para facilitar la interpretación de los resultados que para la propia obtención de los mismos, precisamos una clasificación de las CCAA según su grado de terciarización, *GT_i*. . En este trabajo proponemos el siguiente criterio:

$$GT_i = \frac{\overline{OS}_i / \overline{O}_i}{(\overline{OS}_n - \overline{OS}_i) / (\overline{O}_n - \overline{O}_i)} \quad (1)$$

Siendo \overline{OS}_i la media de ocupados en los servicios en la i -ésima CCAA para el periodo 1977.1-1997.2, \overline{OS}_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 la media de los ocupados totales en toda la nación entre 1977.1 y 1997.2. Según esto, consideraremos como relativamente muy terciarizadas a las regiones que alcancen un valor del índice GT_i superior a 1.05. Del mismo modo, consideraremos como relativamente poco terciarizadas las regiones que en dicho índice obtengan valores inferiores a 0.95. Por último, las CCAA con valores comprendidos entre 0.95 y 1.05 (ambos incluidos) diremos que tienen un grado de terciarización relativo medio¹.

3.2. Análisis de la tendencia y la estacionalidad.

Prácticamente todas las series económicas presentan algún tipo de tendencia, y es fácil, siempre que trabajemos con datos de frecuencia menor a la anual (trimestral o mensual), que se caractericen también por una cierta estacionalidad. Para su estudio es necesario precisar si poseen o no tendencia y/o estacionalidad. Y, de poseerla, de que tipo son (estocásticas, deterministas, o una combinación de ambas).

Para el estudio de la tendencia aplicaremos el contraste elaborado por *Dickey y Fuller* en 1979 (*DF*), ampliado por estos mismos autores en 1981 (*ADF*) (*Dickey y Fuller* (1979) y *Dickey y Fuller* (1981))². El primero (*DF*) toma como hipótesis nula que el proceso sea un paseo aleatorio, es decir que haya raíces unitarias en la representación polinómica del proceso autorregresivo, y como hipótesis alternativa que sea un *AR(1)* estacionario, suponiendo siempre que los ε_t no están autocorrelacionados. El segundo (*ADF*) se usa cuando

¹ Índice planteado en: MARTÍNEZ ARGÜELLES, S.R. y RUBIERA MOROLLÓN, F. (1998): *¿Existen límites al crecimiento de los servicios?*. Mimeo.

² A parte de los contrastes de *Dickey-Fuller* y *Dickey-Fuller* ampliado, que arriba se comentan, también destacan la corrección no paramétrica de *Phillips y Perron* (1988) del *Dickey-Fuller* y el contraste de *Dubin-Watson* propuesto por *Sargan y Bhargava* (1983) entre otros, en los que no nos detendremos dado el carácter introductorio con el que abordamos en este trabajo la teoría de series temporales.

planteamos un $AR(p)$ estacionario como hipótesis alternativa o hay dudas sobre la incorrelación de los ε_t ³.

Con el fin de estudiar la estacionalidad de las series emplearemos el *test* de *Dickey, Hasza y Fuller* (1984) junto con la aportación de *Osborn et. al.* (1988) ⁴, comúnmente llamado *Dickey-Hasza-Fuller test (DHF)* ⁵. Sin embargo, debemos tener presente que dicho contraste tiene dos importantes problemas. Por una parte, la hipótesis nula supone la existencia de una raíz unitaria en la frecuencia estacional, pero que también existe una raíz unitaria en la representación autorregresiva no estacional del proceso, es decir en la frecuencia cero. No es posible por lo tanto efectuar contrastes separados de la integrabilidad estacional y no estacional. Por otra parte resulta difícil interpretar el significado de la hipótesis alternativa.

3.3. Análisis univariante de las series, modelización ARIMA.

Hecha la revisión de las técnicas que nos servirán para la caracterización previa de las series que vamos a estudiar, debemos abordar la revisión del análisis univariante según la metodología desarrollada por *Box y Jenkins* (1970).

Bajo el supuesto de un comportamiento estacionario de las series que estudiemos podemos proponer tres modelos iniciales:

- i) El modelo autorregresivo de orden p , $AR(p)$, definido por la expresión:

$$X_t = \alpha + \phi_1 X_{t-1} + \phi_2 X_{t-2} + \dots + \phi_p X_{t-p} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Siendo ϕ_i ($i=1,2,\dots,p$) y α parámetros constantes, y ε_t un proceso estocástico con estructura de ruido blanco donde cada ε_t está incorrelacionado con todas las X_{t-i} para todo i positivo.

- ii) El modelo de medias móviles de orden q , $MA(q)$, definido por la expresión:

$$X_t = \beta + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (3)$$

Siendo θ_i ($i=1,2,\dots,q$) y β parámetros constantes, y ε_t un proceso estocástico con estructura de ruido blanco donde cada ε_t está incorrelacionado con todas las X_{t-i} para todo i positivo.

³ Sobre el cálculo de los *test* DF y ADF véase el anexo I.

⁴ Además de este *test*, *Hylleberg, Engle, Granger* y *Yoo* (1990) propusieron otro ($HEGY$) al que no nos referiremos en este trabajo por el carácter introductorio que pretendemos darle a la teoría sobre series temporales.

⁵ Para profundizar en este *test* véase el anexo I.

iii) O bien un modelo mixto, $ARMA(p,q)$, definido por la expresión:

$$X_t = \delta + \phi_1 X_{t-1} + \phi_2 X_{t-2} + \dots + \phi_p X_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (4)$$

Siendo ϕ_i , θ_i ($i=1,2,\dots,p$) y δ parámetros constantes, y ε_t un proceso estocástico con estructura de ruido blanco donde cada ε_t esta incorrelacionado con todas las $X_{t,i}$ para todo i positivo.

Sin embargo, tal y como ocurre en mayoría de las series económicas, cuando no tengamos datos con un comportamiento estacionario, debido a la presencia de tendencia y/o estacionalidad, recurriremos al uso de modelos que incluyan operaciones de diferenciación ordinaria y/o estacional, y/o modelos estacionales, con los que podamos recoger tales comportamientos no estacionarios. Es decir, modelos como:

iv) El modelo autorregresivo integrado de medias móviles de orden p , d , q , $ARIMA(p,d,q)$. Consistente en un modelo $ARMA(p,q)$ aplicado a las series tras diferenciarlas d veces, siendo d el número de raíces unitarias que posee la representación autorregresiva del proceso. Con la aplicación de estas operaciones de diferenciación ordinaria se pueden eliminar la presencia de raíces unitarias y trabajar con una serie estacionaria d veces diferenciada.

v) Los modelos estacionales autorregresivos (5), $AR(P)_s$, modelos estacionales de medias móviles (6), $MA(Q)_s$, y modelos estacionales autorregresivos y de medias móviles mixtos (7), $ARMA(P,Q)_s$. Definidos por las siguientes expresiones:

$$X_t = \phi_1 X_{t-s} + \phi_2 X_{t-2s} + \dots + \phi_p X_{t-ps} + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$X_t = \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-s} - \theta_2 \varepsilon_{t-2s} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-qs} \quad (6)$$

$$X_t = \phi_1 X_{t-s} + \phi_2 X_{t-2s} + \dots + \phi_p X_{t-ps} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-s} - \theta_2 \varepsilon_{t-2s} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-qs} \quad (7)$$

Siendo ϕ_i y θ_i , ($i=1,2,\dots,p$) parámetros constantes, y ε_t un proceso estocástico con estructura de ruido blanco donde cada ε_t esta incorrelacionado con todas las $X_{t,i}$ para todo i positivo. Y s es la frecuencia estacional (por ejemplo $s=4$ con datos trimestrales o 12 con datos mensuales).

vi) El modelo estacional autorregresivo integrado de medias móviles, $ARIMA(P,D,Q)_s$, que es igual que el modelo $ARIMA(p,d,q)$ pero aplicando diferenciación estacional que elimine la estacionalidad estocástica de la serie y tomando los elementos autorregresivos y de medias móviles en la frecuencia estacional. Por lo tanto D es el

número de raíces unitarias estacionales del proceso y P y Q los respectivos ordenes de los modelos estacionales.

vii) Finalmente es posible combinar en un solo modelo las estructuras normales y estacionales. Esto da lugar a los modelos multiplicativos del tipo $ARIMA(p,d,q) \times (P,D,Q)_s$. En ellos se combina una doble estructura, la normal recogida en el $ARIMA(p,d,q)$ y la de un modelo estacional recogida en el $ARIMA(P,D,Q)_s$. A modo de ejemplo podemos presentar un $ARIMA(p,o,q) \times (P,0,Q)_s$:

$$\begin{aligned}
 X_t = & \phi_1 X_{t-1} + \phi_2 X_{t-2} + \dots + \phi_p X_{t-p} + \Phi_1 X_{t-s} + \Phi_1 \phi_1 X_{t-s-1} + \Phi_1 \phi_2 X_{t-s-2} + \dots + \\
 & + \Phi_1 \phi_p X_{t-s-p} + \Phi_2 X_{t-2s} + \Phi_2 \phi_1 X_{t-2s-1} + \Phi_2 \phi_2 X_{t-2s-2} + \dots + \Phi_2 \phi_p X_{t-2s-p} + \dots + \\
 & + \Phi_P X_{t-Ps} + \Phi_P \phi_1 X_{t-Ps-1} + \Phi_P \phi_2 X_{t-Ps-2} + \dots + \Phi_P \phi_p X_{t-Ps-p} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \\
 & - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q} - \vartheta_1 \varepsilon_{t-s} - \vartheta_1 \theta_1 \varepsilon_{t-s-1} - \vartheta_1 \theta_2 \varepsilon_{t-s-2} - \dots - \vartheta_1 \theta_q \varepsilon_{t-s-q} - \vartheta_2 \varepsilon_{t-2s} - \vartheta_2 \theta_1 \varepsilon_{t-2s-1} - \\
 & - \vartheta_2 \theta_2 \varepsilon_{t-2s-2} - \dots - \vartheta_2 \theta_q \varepsilon_{t-2s-q} - \dots - \vartheta_Q \varepsilon_{t-Q} - \vartheta_Q \theta_1 \varepsilon_{t-Qs-1} - \vartheta_Q \theta_2 \varepsilon_{t-Qs-2} - \dots - \\
 & - \vartheta_Q \theta_q \varepsilon_{t-Qs-q}
 \end{aligned} \tag{8}$$

Siendo ϕ_i , θ_j y Φ_k ($i=1,2,\dots,p$) parámetros constantes, y ε_t un proceso estocástico con estructura de ruido blanco donde cada ε_t esta incorrelacionado con todas las $X_{t,i}$ para todo i positivo. Y, por último, s es la frecuencia estacional (por ejemplo $s=4$ con datos trimestrales o 12 con datos mensuales).

Estos últimos son los modelos que emplearemos en este análisis, buscando en cada caso el más adecuado. Para ello analizamos el comportamiento del correlograma muestral de los residuos, que debe aproximarse al máximo a una estructura de ruido blanco, de su distribución probabilística, que debe ser lo más cercana posible a una $N(0,1)$, y de la significatividad estadística de los elementos autorregresivos o de medias móviles, entre otros indicadores⁶. Una vez determinado el modelo más correcto para representar a una serie es posible que ciertos datos concretos tengan un comportamiento anormal que no recoge el modelo propuesto. Por ello una última etapa es realizar un análisis de intervención a partir del cual sea posible corregir estas desviaciones. El procedimiento más común es incorporar al modelo variables ficticias (dummy) que toman el valor 1 sólo en el momento en el que existe un comportamiento desviado no recogido, y cero para el resto.

⁶ Para profundizar en los indicadores que estudiamos para determinar el modelo que aplicamos a una serie temporal podemos acudir a cualquier manual moderno de econometría puesto que la mayoría han introducido el análisis de series temporales. Pero para un análisis más profundo recomendamos acudir a la fuente original: Box y Jenkins (1970).

4. Los datos.

Los datos que empleamos en el presente análisis corresponden al volumen trimestral de ocupados en el sector servicios desagregados por Comunidades Autónomas españolas correspondientes a la Encuesta de Población Activa (E.P.A.) realizada por el Instituto Nacional de Estadística (I.N.E.).

Las 18 series (17 CCAA más el total nacional) contienen 82 observaciones que se inician en el primer trimestre de 1977 (1977.1) y terminan en el segundo trimestre de 1997 (1997.2). La frecuencia trimestral de los datos introduce problemas de estacionalidad que no se tendrían con datos anuales, pero amplía el número de observaciones disponibles permitiendo un análisis más riguroso. En el análisis no incluimos Ceuta y Melilla puesto que no disponemos de los datos para ellas en el rango completo (1977.1-1997.2). El total nacional se calcula como la suma del volumen total de ocupados en el sector servicios en cada CCAA para cada periodo, excluyendo Ceuta y Melilla.

5. Resultados empíricos.

La exposición de los resultados empíricos se hará siguiendo los pasos adelantados en la revisión de las técnicas presentada en el apartado 3. Por lo tanto, en primer lugar, aplicaremos la clasificación del grado de terciarización (GT_i) a las CCAA españolas, para pasar, después, a realizar un estudio de la estacionariedad de las series a través de su tendencia y estacionalidad. Todo ello permitirá realizar el análisis univariante empleando la modelización *ARIMA* en las regiones en las que esto sea posible, permitiendo, en tales casos, completar el trabajo con las predicciones sobre las tendencias del empleo en los servicios para el periodo 1997.4-1999.4.

Así pues, en el CUADRO 1 presentamos un conjunto de estadísticos básicos descriptivos de las series utilizadas en este trabajo. Dicho CUADRO 1 aparece ordenado según un criterio de clasificación del grado de terciarización de las CCAA que mostramos en la última columna.

En el máximo grado de terciarización (con valores del índice GT_i superiores a 1.05) están Madrid, Canarias, Baleares y Andalucía, es decir, las CCAA en las que el turismo a constituido la base del crecimiento terciario más Madrid, que como centro burocrático-administrativo de la nación tiene un desarrollo del sector servicios más intenso. En un grado intermedio de terciarización se sitúan el País Vasco, Cataluña, Valencia y Murcia, CCAA que

no basan su crecimiento terciario en el turismo (salvo Murcia) aunque este sea un elemento importante de su economía regional. El resto de CCAA, ordenadas en el CUADRO 1 según este criterio de clasificación, se caracterizan por basar sus economías en la industria y/o en la agricultura.

CUADRO 1

Caracterización general de las series de empleo terciario por CCAA
(miles de empleados) (1977.1-1997.2).

CCAA	Media	Mediana	Desv. estandar	Máximo	Mínimo	GT _t
Madrid	1011.8630	1002.7000	127.3914	1254.2200	840.1000	1.3652
Canarias	278.6772	253.7100	48.7588	385.8800	218.9100	1.2961
Baleares	143.3927	134.2700	29.7203	216.3500	102.9700	1.2054
Andalucía	918.9025	847.8000	155.6281	1216.5700	730.0500	1.0809
País Vasco	340.1014	322.6000	47.1712	423.0900	280.7300	0.9753
Cataluña	1008.5889	941.8600	168.4501	1326.7300	816.2300	0.9724
Valencia	596.6472	562.6400	90.5824	777.7500	472.0700	0.9666
Murcia	145.7430	138.8800	27.4831	215.5300	103.6900	0.9569
Extremadura	138.9959	135.1300	18.4407	172.9700	109.5000	0.9344
Aragón	189.7299	183.9400	25.3247	234.0200	158.4400	0.9251
Cantabria	75.8259	73.6800	10.8882	93.5000	61.4100	0.8980
Navarra	79.4899	75.8300	12.0326	102.3000	64.7300	0.8973
Castilla y León	368.0094	353.6800	50.1018	446.8700	306.7900	0.8733
Asturias	158.2164	152.1000	18.3627	190.5400	131.7400	0.8631
Cast. la mancha	210.7504	201.0900	32.0117	270.7500	169.0800	0.8186
La Rioja	35.7819	36.0200	5.5129	46.0900	27.2700	0.8028
Galicia	379.8536	377.4300	48.9139	450.1900	317.3800	0.6914
Total nacional	6080.5780	5749.2100	903.0478	7701.8000	5100.6100	-

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

Realizada esta clasificación según el grado de terciarización de las CCAA nos interesa analizar rasgos específicos de las series tales como su tendencia y estacionalidad. Es obvio que estamos ante series no estacionarias, primero, porque existirá una tendencia creciente en todos los casos dado el fuerte crecimiento que caracteriza al empleo terciario en todas las

CCAA, pero además, porque muchas se caracterizarán también por comportamientos estacionales del empleo en los servicios respondiendo a economías fuertemente basadas en el turismo. Sin embargo, es necesario conocer el carácter estocástico y/o determinista de esas tendencias y comportamientos estacionales antes de realizar el análisis univariante.

Con este fin aplicamos primero el contraste *ADF* a las series de empleo terciario por CCAA para conocer el comportamiento de sus tendencias, obteniendo como resultados los sintetizados en el CUADRO 2. En el mismo se comprueba que al 1 por cien ninguna CCAA, ni tampoco el total nacional, es estacionaria, ni cuando introducimos elementos deterministas para recoger la presencia de una tendencia y/o constante que sean significativas. Al tomar primeras diferencias de las series, y obtener entonces el *ADF*, vemos que todas las CCAA, y también el total nacional, son estacionarias al 1 por cien (véase CUADRO 3). Es decir las series de empleo terciario correspondientes a todas las CCAA españolas y al total nacional son integradas de orden 1, $I(1)$. En otras palabras todas ellas presentan tendencia estocástica.

En segundo lugar calculamos el contraste *DHF* para las 17 series de empleo terciario por CCAA españolas y para el total nacional para completar este análisis previo con un contraste de estacionalidad. Los resultados se presentan resumidos en el CUADRO 4, a partir del cual comprobamos que la mayoría de las CCAA no presentan un comportamiento estacional de sus series de empleo terciario, siendo significativa en todos los casos, salvo en Navarra, la introducción de una constante en la estimación. Sin embargo, Andalucía y Baleares presentan una estacionalidad determinista como se observa en la significatividad, al 5 y al 1 por cien respectivamente, de las variables ficticias que recogen un comportamiento diferente en el segundo y tercer cuatrimestre de cada año (puesto que tanto *dummy(-1)* como *dummy(-2)* son variables retardadas de la variable ficticia *dummy* que toma el valor 1 en el primer cuatrimestre de cada año y cero en el resto). Este mismo comportamiento se le puede atribuir a la serie de empleo terciario total nacional, aunque con reservas a causa de la dudosa significatividad de *dummy(-2)* (10.5 por cien). Por su parte Canarias y Navarra no superan el contraste *DHF*, lo que implica que según este contraste las series de empleo terciario de estas dos CCAA presentan una estacionalidad estocástica. Este resultado se podría extender al 1 por cien a Valencia, pero esta CCAA se puede considerar no estocástica estacionalmente al 5 por cien. En general, estos resultados son coherentes con las deducciones hechas a partir de un análisis de los correlogramas en niveles y tras tomar primeras diferencias de las series. No obstante, en los correlogramas no se aprecia el comportamiento estacional estocástico que el *DHF* detecta en Canarias y Navarra.

CUADRO 2

Resultados de aplicar el *test ADF* a las series de empleo terciario por CCAA en niveles (1977.1-1997.2).

CCAA	Significatividad de la:		Retardos Significativos	Estadístico ADF	Valores Críticos
	Tendencia	Constante			
Andalucía	0.6888 (1.6%)	60.4677 (4.1%)	0	-2.0857	-4.0742 (1%) -3.4652 (5%) -3.2519 (10%)
Aragón	0.1200 (2.9%)	14.2585 (6.4%)	1	-1.8673	-4.0756 (1%) -1.4659 (5%) -3.2525 (10%)
Asturias	0.1184 (0.7%)	19.9822 (0.7%)	0	-2.7393	-4.07442 (1%) -3.4652 (5%) -3.2519 (10%)
Baleares	0.3218 (0%)	25.1771 (0%)	0	-3.4966	-4.0742 (1%) -3.4652 (5%) -3.2519 (10%)
Canarias	-	-	0	2.9376	-2.5915 (1%) -1.9442 (5%) -1.7178 (10%)
Cantabria	-	-	2	1.7915	-2.5922 (1%) -1.9443 (5%) -1.6179 (10%)
Cataluña	0.4865 (2.3%)	39.8070 (2.1%)	0	-1.8008	-4.0742 (1%) -3.4652 (5%) -3.2519 (10%)
Cast. La Mancha	0.1248 3.3%)	13.5327 (5.5%)	0	-1.9180	-4.0742 (1%) -3.4652 (5%) -3.2519 (10%)
Castilla y León	0.1857 (4.4%)	24.7750 (4%)	0	-1.9753	-4.0742 (1%) -3.4652 (5%) -3.2519 (10%)
Extremadura	0.0881 (3%)	13.2890 (2.3%)	0	-2.2873	-4.0742 (1%) -3.4652 (5%) -3.2519 (10%)
Galicia	0.1572 (8.3%)	25.0964 (5.8%)	0	-1.8414	-4.0742 (1%) -3.4652 (5%) -3.2519 (1%)
Madrid	0.6029 (0.4%)	76.8427 (1.7%)	0	-2.4916	-4.0742 (1%) -3.4652 (5%) -3.2519 (10%)
Murcia	0.1358 (2.4%)	11.2439 (4.5)	0	-2.0448	-4.0742 (1%) -3.4652 (5%) -3.2519 (10%)
Navarra	0.0865 (0.8%)	9.9506 (0%)	0	-2.7008	-4.0742 (1%) -3.4652 (5%) -3.2519 (10%)
País Vasco	0.1947 (3.1%)	24.4183 (4.5%)	0	-2.0026	-4.0742 (10%) -3.4652 (5%) -3.2519 (10%)
La Rioja	0.0379 (1.2%)	24.4183 (0.5%)	0	-2.7772	-4.0742 (10%) -3.4652 (5%) -3.2519 (10%)
Valencia	0.4329 (3%)	47.8798 (3.9%)	0	-2.0412	-4.0742 (10%) -3.4652 (5%) -3.2519 (10%)
Total nacional	2.2720 (0.6%)	261.3864 (0.6%)	4	-2.7749	-4.0803 (1%) -3.4681(5%) -3.2584 (10)

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

CUADRO 3

Resultados de aplicar el *test ADF* a las series de empleo terciario por CCAA tras tomar primeras diferencias (1977.1-1997.2).

CCAA	Significatividad de la:		Retardos Significativos	Estadístico ADF	Valores Críticos
	Tendencia	Constante			
Andalucía	-	8.8986 (0%)	1	-11.0330	-3.5142 (1%) -2.8981 (5%) -2.5860 (10%)
Aragón	-	1.2270 (0.8%)	0	-13.2205	-3.5132 (1%) -2.8976 (5%) -5.5858 (10%)
Asturias	-	-	1	-8.0665	-2.5922 (1%) -1.9443 (5%) -1.6179 (10%)
Baleares	-	-	1	-16.3752	-2.5922 (1%) -1.9443 (5%) -1.6179 (10%)
Canarias	-	-	0	-6.8057	-2.5919 (1%) -1.9443 (5%) -1.6179 (10%)
Cataluña	-	-	0	-7.5604	-2.5919 (1%) -1.9443 (5%) -1.6179 (10%)
Castilla y León	-	-	0	-8.0121	-2.5919 (1%) -1.9443 (5%) -1.6179 (10%)
Cast. La Mancha	-	-	0	-8.5674	-2.5919 (1%) -1.9443 (5%) -1.6179 (10%)
Cantabria	-	0.4693 (6.2%)	1	-8.8920	-3.5142 (1%) -2.8981 (5%) -2.5860 (10%)
Extremadura	-	-	0	-8.8059	-2.5919 (1%) -1.9443 (5%) -1.6979 (10%)
Galicia	-	-	0	-9.0944	-2.5919 (1%) -1.9443 (5%) -1.6979 (10%)
Madrid	-	-	1	-4.6525	-2.5992 (1%) -1.9443 (5%) -1.6179 (10%)
Murcia	-	0.9203 (8.3%)	1	-5.1652	-3.5142 (1%) -2.8981 (5%) -2.5860 (10%)
Navarra	-	0.5539 (4.7%)	0	-10.6148	-3.5132 (1%) -2.8976 (5%) -2.5858 (10%)
País Vasco	-	1.8643 (2.3%)	0	-9.4264	-3.5132 (1%) -2.8976 (5%) -2.5858 (10%)
La Rioja	-	-	0	-9.7117	-2.5918 (1%) -1.9443 (5%) -1.6179 (10%)
Valencia	-	4.6980 (0%)	1	-8.6266	-3.5142 (1%) -2.8981 (5%) -2.5169 (10%)
Total nacional	-	23.1339 (0%)	0	-6.2865	-3.5132 (1%) -2.8976 (5%) -2.5858 (10%)

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

CUADRO 4

Resultados de aplicar el test *DHF* a las series de empleo terciario por CCAA en niveles (1977.1-1997.2).

CCAA	<i>h</i> significativos	<i>k</i> significativos	Constante (Prob. Asoc.)	Dummies significativas		δ (Prob. Asoc.)
				Dummy(-1) (Prob. Asoc.)	Dummy(-2) (Prob. Asoc.)	
Andalucía	1	1	32.5103 (0%)	-11.8924 (2.4%)	-11.2661 (3%)	-0.4073 (0.1%)
Aragón	2	2	13.5645 (0%)	-	-	-0.4063
Asturias	2	2	10.5572 (0.2%)	-	-	-0.2312 (0.4%)
Baleares	1	1	10.7642 (0%)	-6.1373 (0.1%)	-5.6476 (0.2%)	0.9477 (0%)
Canarias	2	2	8.2485 (7.8%)	-	-	-0.0973 (20.6%)
Cantabria	1	1	5.9131 (0%)	-	-	-0.2884 (0%)
Cataluña	1	1	35.9153 (0.1%)	-	-	0.2935 (0.3%)
Cast. La Mancha	1	1	12.8151 (0%)	-	-	-0.4067 (0%)
Castilla y León	1	1	14.6458 (0%)	-	-	0.9007 (0%)
Extremadura	1	1	10.6314 (0%)	-	-	-0.4108 (0%)
Galicia	1	1	22.8342 (0%)	-	-	-0.2665 (1.7%)
Madrid	1	1	67.8230 (0%)	-	-	-0.4537 (0%)
Murcia	2	2	9.1589 (0%)	-	-	-0.2003 (2.2%)
Navarra	1	1	-	-	-	0.0251 (14.6%)
País Vasco	1	1	19.7444 (0.5%)	-	-	-0.2328 (1.2%)
La Rioja	1	1	4.5904 (0%)	-	-	-0.3681 (0%)
Valencia	2	2	20.9312 (1%)	-	-	-0.1847 (2.6%)
Total nacional	2	2	90.7593 (0%)	37.9392 (2%)	23.3764 (10.5%)	-0.3404 (0%)

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

En definitiva, los resultados alcanzados son básicamente los que esperábamos obtener. El sector servicios experimenta un fuerte crecimiento en términos de ocupados, que se manifiesta en la presencia de fuertes tendencias crecientes en las series de empleo terciario de todas las CCAA. No obstante, este crecimiento no responde a una pauta determinista, sino que tiene un comportamiento estocástico, es decir, está sujeto a oscilaciones y ritmos de crecimiento distintos según la influencia del contexto económico. Por otra parte, en conjunto los servicios en España son fuertemente estacionales, fundamentalmente por la influencia de la industria turística. Sin embargo, cuando hacemos un estudio desagregado por CCAA observamos que en algunas de las más intensivas en las actividades turísticas han logrado reducir la estacionalidad al fomentar dichas actividades durante todo el año. El caso más claro lo constituye Canarias, que con una economía plenamente dependiente del turismo no presenta un comportamiento estacional. Por contra Baleares, Andalucía y también Valencia (aunque esta última se aprecie menos al tener un alto desarrollo en otros servicios además de los turísticos) no han logrado esa distribución turística durante todo el año apreciándose en ellas una intensa estacionalidad (véase el anexo II de gráficos).

Partiendo de todo este análisis previo, que nos permite conocer las características básicas de las series (media, mediana, desviación típica, entre otras), así como que todas ellas son integradas de orden uno, siendo entonces preciso tomar primeras diferencias para hacer que sean estacionarias, y que algunas de ellas son estacionales, siendo entonces necesario tomar diferencias estacionales para lograr un comportamiento estacionario, podemos ensayar los distintos modelos comentados en el apartado 3, determinando cual de ellos puede aproximarse más a la evolución real de la serie según los criterios que en ese mismo apartado expusimos.

Este es el procedimiento seguido en la obtención de los resultados que se han sintetizado en el CUADRO 5. En la primera columna del mismo mostramos si ha sido preciso o no hacer una transformación del tipo *Box-Cox* de la serie para reducir un comportamiento heterocedástico (*Box y Cox (1964)*). Como podemos ver en el mencionado CUADRO 5, esta transformación ha sido necesaria en Andalucía, Aragón, Baleares, Canarias, Cantabria, Cataluña, Castilla y León, Navarra y el País Vasco, así como para el total nacional. Aunque algunas series presentan una débil heterocedasticidad que aconsejaría una transformación más suave, para unificar criterios optamos por aplicar la transformación logarítmica a todas las CCAA antes mencionadas.

Posteriormente se presentan los modelos propuestos para cada CCAA. Sólo en tres casos (Aragón, Madrid y Murcia) resulta significativa la introducción de una constante en el

modelo. Canarias, Cataluña, Castilla la Mancha, Galicia, Navarra, País Vasco y La Rioja no admiten modelización alguna, puesto que al aplicar primeras diferencias el correlograma muestral ya tiene un comportamiento de ruido blanco. Es decir, estas CCAA responden plenamente a lo que en la literatura estadística se denomina como estructuras de paseo aleatorio o recorrido aleatorio (*random walk*), que supone que cada valor actual de la serie es igual al valor de esta en el periodo inmediatamente anterior más un elemento aleatorio. Por lo tanto, una vez que tomamos primeras diferencias de la serie, nos queda sólo el elemento aleatorio que, en consecuencia, no es posible modelizar. En el resto de los casos podemos recoger su evolución mediante modelos *ARIMA* con una mayor o menor capacidad explicativa. Por otra parte en Andalucía, Baleares y Valencia, así como para el total nacional, además de la diferenciación normal, ha sido preciso introducir una diferenciación estacional, trabajando entonces con modelos estacionales multiplicativos. En las demás CCAA (incluyendo Canarias y Navarra, que según el *DHF* eran estacionalmente estocásticas) el análisis de los correlogramas muestrales indica que no es necesario diferenciar estacionalmente. Debemos señalar que son muchas las CCAA en las que los modelos propuestos se muestran un tanto incapaces de explicar el pasado con precisión. Para solucionar este problema intervenimos las series con variables ficticias. Esta intervención, como es lógico, altera la distribución probabilística de los residuos, alejándola, en ocasiones, de una normal de media cero y desviación típica constante. En general, optamos por intervenir cuando el comportamiento es lo suficientemente extraño como para aconsejarlo, pero intentando compatibilizar el objetivo de mejorar la capacidad explicativa y de predicción del modelo con el de obtener unos residuos con un comportamiento distribucional muy próximo a una normal.

La presencia de tantos casos de recorrido aleatorio y la escasa capacidad explicativa de algunos modelos se debe, en buena parte, al carácter altamente heterogéneo que tiene el sector servicios. Dentro del mismo se incluyen, entre otras, actividades tan diversas como los servicios no destinados a la venta, el sector turístico, los servicios destinados al consumo final y aquellos que se destinan al consumo intermedio realizado por otras unidades productivas, tanto terciarias como secundarias. No obstante, dado que en este trabajo se ha adoptado una perspectiva global que encaja con un enfoque sectorial, aglutinamos todos esos subsectores obteniendo series temporales de difícil modelización. Por otra parte, no debemos olvidar que con el análisis univariante intentamos explicar el comportamiento de una serie en función de su pasado, olvidando los efectos que la interrelacionan con su entorno, que, en este caso, no cabe duda que son muy intensos.

CUADRO 5

Modelización ARIMA de las series de empleo terciario por CCAA (1977.1-1997.2).

CCAA	Reducción de la heterodasticidad tomando logaritmos	Constante (Prob. asoc.)	Modelo propuesto	Intervención con variables ficticias	Residuos			Modelos alternativos
					Correlograma de residuos	Jarque Bera (Prob. asoc.)	Curtosis Simetría	
Andalucía	SI	-	ARIMA(0,1,4)x(0,1,0) ₄	1989.3 1993.2 1995.4	Ruido blanco	1.0981 (57%)	2.6128 0.2192	ARIMA(4,1,0)x x(8,1,0)x(0,1,0) ₄
Aragón	SI	0.0043 (0.6%)	ARIMA(1,1,0)	1987.4 1993.2	Ruido blanco	0.7853 (67.5%)	2.5462 0.0862	ARIMA(0,1,1)
Asturias	NO	-	ARIMA(2,1,2)	1984.3 1989.3	Ruido blanco	1.9211 (38.3%)		ARIMA(4,1,0)x x(8,1,0)x(0,1,0) ₄
Baleares	SI	-	ARIMA(4,1,0)x(8,1,0)x x(0,1,0) ₄	1996.3	Ruido blanco	2.9573 (22.9%)		-
Canarias	SI	-	Estructura de ruido blanco	-	-	0.2827 (86.8%)	3.0194 0.1443	-
Cantabria	SI	-	ARIMA(1,1,1)x(2,1,2)	1983.4 1986.4 1991.1 1995.1	Ruido blanco	1.3796 (45.4%)	2.3574 0.1293	-
Cataluña	SI	-	Estructura de ruido blanco	-	-	0.0512 (97.4%)	3.0332 0.0583	ARIMA(4,1,4)
Cast. La Mancha	NO	-	Estructura de ruido blanco	-	-	2.6639 (26.3%)	3.4511 0.3826	-

CUADRO 5

Modelización ARIMA de las series de empleo terciario por CCAA (Continuación) (1977.1-1997.2).

CCAA	Reducción de la heterodasticidad tomando logaritmos	Constante (Prob. asoc.)	Modelo propuesto	Intervención con variables ficticias	Residuos			Modelos alternativos
					Correlograma de residuos	Jarque Bera (Prob. asoc.)	Curtosis Simetría	
Castilla y León	SI	-	ARIMA(4,1,0)	1981.2	Ruido blanco	1.0953 (57.8%)	2.4618 0.1138	ARIMA(4,1,6)
				1989.2				
				1992.2				
				1992.3				
				1992.4				
1996.1								
Extremadura	NO	-	ARIMA(4,1,0)	1978.4	Ruido blanco	1.6557 (43.7%)	2.2855 -0.0376	-
				1979.2				
				1987.4				
				1988.1				
				1992.2				
1997.2								
Galicia	NO	-	Estructura e ruido blanco	-	-	0.8140 (66.5%)	2.5493 0.0979	-
Madrid	NO	4.8951 (0.1%)	ARIMA(2,1,0)x(6,1,0)	1986.4	Ruido blanco	0.3481 (84%)	2.6996 0.0727	-
				1988.2				
				1989.4				
				1990.3				
1992.2								
Murcia	SI	0.0048 (0%)	ARIMA(3,1,3)	1987.4	Ruido blanco	1.1858 (55.3%)	2.4091 -0.0626	-
				1988.2				

CUADRO 5

Modelización ARIMA de las series de empleo terciario por CCAA (Continuación) (1977.1-1997.2).

CCAA	Reducción de la heterodasticidad tomando logaritmos	Constante (Prob. asoc.)	Modelo propuesto	Intervención con variables ficticias	Residuos			Modelos alternativos
					Correlograma de residuos	Jarque Bera (Prob. asoc.)	Curtosis Simetría	
Navarra	SI	-	Estructura de ruido blanco	-	-	0.7544 (68.6%)	3.2583 0.1979	-
País Vasco	SI	-	Estructura de ruido blanco	-	-	0.0364 (98.2%)	3.09060 0.0254	-
La Rioja	NO	-	Estructura de ruido blanco	-	-	1.0894 (58%)	3.4068 0.1963	-
Valencia	NO	-	ARIMA(0,1,4)x(0,1,0) ₄	1988.1	Ruido blanco	0.2487 (88.3%)	2.9675 0.1382	-
Total nacional	SI	-	ARIMA(1,1,4)x(0,1,0)₄	-	Ruido blanco	1.7930 (40.8%)	3.7471 -0.0445	-

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

CUADRO 6

Predicción del comportamiento del empleo terciario por CCAA (1997.4-1999.4) (*).

CCAA	Años	1997.4	1998.1	1998.2	1998.3	1998.4	1999.1	1999.2	1999.3	1999.4	% crecimiento (1997.4=100)
Andalucía		1243.6660	1262.8040	1247.5750	1241.7560	1280.0990	1299.7970	1284.1220	1278.1330	1317.5990	105.94%
Aragón		235.3952	236.4889	237.5526	238.6341	239.7157	240.8039	241.8965	242.9942	244.0969	103.70%
Asturias		177.8758	181.2272	178.0752	174.8154	177.8812	181.0519	178.0699	174.9859	177.8864	100.01%
Baleares		198.7556	215.7008	199.7390	188.5743	203.2363	221.7436	205.6735	193.8479	206.5282	103.91%
Cantabria		85.7833	85.9712	86.0719	86.0034	85.9114	85.9113	85.9670	85.9923	85.9699	100.22%
Casta. y León		448.6892	450.8174	450.4104	451.3732	452.2243	453.0939	452.9278	453.3207	453.6675	101.11%
Extremadura		169.9549	170.3012	170.1099	170.4737	171.2825	171.4049	171.3373	171.4659	171.7519	101.06%
Madrid		1246.2770	1252.5440	1243.1360	1252.7540	1251.5850	1259.2070	1265.0310	1269.5620	1279.3370	102.65%
Murcia		201.6203	203.4744	203.8307	205.8204	207.6498	208.4789	210.4093	212.2370	213.3975	105.84%
Valencia		765.1074	768.4425	784.8948	787.1122	783.2348	786.5698	803.0221	805.2395	801.3621	104.74%
Total nacional		7930.3330	7930.3130	8045.7500	8147.4300	8128.9930	8128.5460	8246.6340	8350.7260	8331.7600	105.06%

(*) No se incluye las CCAA no modelizadas con análisis univariante por tener una estructura de ruido blanco.

Fuente: Elaboración propia a partir del CUADRO 5

Una vez determinado un modelo, capaz de explicar con mayor o menor fidelidad el comportamiento de los datos, debemos realizar un exhaustivo estudio de los residuos que permita validar su capacidad explicativa. Por una parte analizamos si el correlograma muestral de los residuos presenta una estructura de ruido blanco. Este requisito se cumple plenamente en todas las CCAA modelizadas. Por otra parte, la distribución de probabilidad debe aproximarse al máximo a una normal de media nula y desviación típica unitaria. Para estudiarlo, el contraste más fiable es el *Jarque Bera (JB)*. El valor que toma el estadístico *JB* aplicado a una distribución $N(0,1)$ es cero. Por lo tanto, cuanto más cercano a cero sea este en los residuos de los modelos propuestos, con mayor probabilidad podremos aceptar que estos siguen una distribución probabilística $N(0,1)$. En nuestro caso la mayoría de las CCAA estudiadas presentan un estadístico *Jarque Bera* suficientemente próximo a cero como para aceptar que su comportamiento es semejante al de una normal. Sin embargo en algunas CCAA (Asturias, Baleares, Cantabria, Castilla la Mancha y Extremadura) el valor del *JB* se distancia significativamente de cero. No obstante incluso en los casos menos próximos a una normal podemos hacer una interpretación más flexible del contraste basándonos, no sólo en el propio valor del estadístico, sino también en que la representación gráfica de los residuos no se aleje demasiado de la que corresponde a una normal de media cero y desviación típica unitaria.

Finalmente, en algunas series nos encontramos con que debemos elegir el modelo más adecuado entre más de uno bueno. Alguno de los aspectos estudiados es mejor con uno de los modelos y eso nos decide a utilizar ese y no otro. No obstante en la última columna del CUADRO 5 mostramos algunos de los modelos alternativos al finalmente propuesto cuando estos podrían también servirnos.

Esta modelización, presentada en el CUADRO 5, nos permite explotar una primera aplicación del análisis univariante: la predicción del comportamiento futuro de las series estudiadas, presentada en el CUADRO 6. En este caso estamos sujetos a la restricción de no tener modelos para todas las series al encontrar que Canarias, Cataluña, Castilla la Mancha, Galicia, Navarra, País Vasco y La Rioja tienen una estructura de paseo aleatorio. En el resto de los casos hemos realizado predicciones para el periodo 1997.4-1999.4 apoyados en los modelos univariantes propuestos en el apartado anterior.

En el total nacional, que no es la suma de las CCAA sobre las que pudimos realizar predicciones sino el total de empleos terciarios en todas las CCAA españolas salvo Ceuta y Melilla para las que no se dispone de datos en todo el periodo, se prevé un crecimiento del

empleo terciario de alrededor del 5 por cien para los próximos dos años. Es decir, España seguirá incrementando su empleo terciario aunque no todas las regiones lo harán a un mismo ritmo.

Los resultados desagregados ponen de manifiesto que se puede hablar de tres tipos de comportamiento futuro del empleo terciario por CCAA. Por una parte están las que, a partir de su dotación de factores, han desarrollado un fuerte sector turístico: Andalucía, Baleares, Murcia y Valencia. A pesar de haber alcanzado niveles de terciarización muy altos, se prevé que en el futuro continúen una senda de crecimiento intenso del empleo en los servicios, fundamentalmente turísticos, como refleja el hecho de que en el periodo al que se aplica la predicción continuaran creciendo a tasas significativamente altas.

Por otra parte, otro grupo lo forman las CCAA con un bajo desarrollo terciario y sin especialización turística⁷: Asturias, Cantabria, Castilla y León y Extremadura. Lejos de escapar de dicha situación con un comportamiento convergente con las CCAA más terciarizadas se les augura un lento crecimiento (Castilla y León y Extremadura) o incluso un estancamiento (Asturias y Cantabria). Se puede por lo tanto decir que existe una trampa de estabilización a un bajo nivel de terciarización en estas CCAA.

Finalmente, Aragón constituye un caso anómalo pues, a pesar de ser una CCAA poco terciarizada, escapa a la dinámica de bajo crecimiento terciario que caracteriza a las regiones poco terciarizadas. Por su parte Madrid es la CCAA más terciarizada (véase el CUADRO 1), debido en parte a ser el centro administrativo-burocrático del país, pero también a un impresionante crecimiento de los servicios a empresas motivado por el incremento de las prácticas de externalización de actividades terciarias. La ralentización en el crecimiento del empleo terciario que se prevé con el análisis univariante esta probablemente causada porque esta CCAA, después de varios años con un crecimiento de los servicios fortísimo, esta ahora muy próxima al límite de crecimiento terciario máximo. Es decir, estamos postulando que existen límites al crecimiento de los servicios y que conforme se produce una aproximación a tales límites se experimenta un crecimiento menor respondiendo a un comportamiento asintótico. Esta hipótesis no se puede contrastar con el análisis univariante aquí presentado, puesto que se precisa de un análisis más profundo en el que se comparen todas las CCAA.

⁷ En todas estas CCAA, especialmente en las tres primeras: Asturias, Cantabria y Castilla y León; hay interesantes iniciativas para desarrollar modelos de turismo alternativo como el turismo rural o ecológico. Sin embargo no es un turismo en masa como el que se produce en Baleares, Andalucía y Valencia, entre otras, por lo tanto esta lejos de tirar de la terciarización regional.

No obstante, este sería posible aplicando la técnicas más complejas a estos mismos datos, como cointegración, para lo cual este estudio constituye un primer paso previo.

6. Conclusión.

Desde los años 50 los economistas han mostrado un gran interés por estudiar y comprender el comportamiento de cambio sectorial de las economías según estas iban desarrollándose. Tales estudios fueron combinando técnicas que explotan datos de corte temporal y datos de corte transversal o ambos a la vez, y tomando como referencia la composición sectorial del PIB o la distribución sectorial del empleo. Ahora, a finales de los años 90, nos interesa conocer si ese crecimiento del sector servicios tendrá o no límite. El objetivo de este trabajo ha sido realizar una primera aproximación a un análisis que permita responder a esa pregunta al tiempo que estudiamos los patrones regionales de crecimiento del empleo en los servicios empleando para ello las series trimestrales de empleo terciario por CCAA facilitadas por el I.N.E. para el periodo 1977.1-1997.2.

A lo largo de las páginas anteriores hemos planteado, en primer lugar, una caracterización de tales series, tanto en la obtención de un índice de terciarización que nos permita clasificar las CCAA, como en la determinación de un conjunto de estadísticos generales, y en el análisis de la tendencia con el *test ADF* y la estacionalidad con el *DHF*. Todo eso ha dado paso, en segundo lugar, a la realización de una modelización univariante con modelos *ARIMA*. Dicha modelización nos ha permitido, por último, realizar predicciones para muchas de las CCAA estudiadas.

Esa predicción evidencia tres tipos de comportamientos, eludiendo el caso singular de Aragón. Un primer conjunto de CCAA especializadas básicamente en turismo en las que se espera que se mantenga un fuerte crecimiento en los dos próximos años del empleo terciario basado en el sector turístico. Un segundo conjunto de CCAA especializadas en otras actividades no terciarias con un bajo desarrollo del sector servicios del que no tienden a escapar al prever un moderado crecimiento en unos casos o un estancamiento en otros. Y el caso específico de Madrid, donde el nivel de terciarización es tan alto que, de acuerdo con el periodo aplicado, experimentará una desaceleración del crecimiento del empleo en los servicios.

A raíz de este estudio surge la hipótesis de que el crecimiento del empleo terciario tiene unos límites máximos a los que algunas CCAA españolas, como Madrid, se están aproximando. El resto de regiones deberían tener una senda de convergencia hacia ese límite

al no ser que se corroborase un comportamiento de especialización regional a causa del cual muchas CCAA podrían estar basando su economía en otras actividades no terciarias (manufactureras o agrarias). Dicho comportamiento no tendría graves consecuencias salvo en que en esas regiones se perderían las potenciales externalidades que ciertos servicios tienen, lo que dificultaría su desarrollo regional. Por lo tanto conviene plantear un estudio del comportamiento terciario de convergencia o ausencia de la misma entre las distintas CCAA. Este estudio, sin embargo, excede las posibilidades del análisis univariante que aquí se ha propuesto.

Anexo I. Obtención de los contrastes DF, ADF y DHF.

En este trabajo hemos estudiado la tendencia y estacionalidad de las series con los contrastes DF, ADF y DHF. En este anexo se presenta una breve síntesis acerca del cálculo de los mismos.

En el test DF estimamos la siguiente ecuación:

$$X_t = \phi X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

a partir de la cual planteamos un contraste *t-Student* del valor de ϕ considerando como H_0^{DF} $\phi=1$, frente a la H_a^{DF} $\phi<1$ (por lo tanto es un contraste por una cola). Es decir, contrastamos la presencia de raíces unitarias estimando (9) y analizando el valor que toma el parámetro ϕ . Con el fin de simplificar operaciones en la práctica se estima la siguiente regresión:

$$\Delta X_t = \delta X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (10)$$

que podemos ver que es fácilmente transformable en la que se propone en (9) ya que $\phi=(1+\delta)$. Luego, bajo esta formulación, la H_0^{DF} equivalente a la que corresponde con la expresión (10) será $\delta=0$, puesto que implica que $\phi=1$. Del mismo modo la H_a^{DF} que implique $\phi<1$ es $\delta<0$. Por lo tanto estimando (10), y aplicando el contraste de la *t-Student* bajo las nuevas hipótesis presentadas, podemos determinar la presencia, o no, de tendencia estocástica en una serie. Por otra parte, es posible ampliar este contraste estimando:

$$\Delta X_t = \omega + \delta X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (11)$$

en vez de (10). Con la nueva formulación se puede estudiar, además de la presencia de raíces unitarias, la significatividad o no del término independiente ω . De igual modo se puede estimar:

$$\Delta X_t = \omega + \beta t + \delta X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (12)$$

donde también se permite realizar el análisis de la significatividad de una tendencia lineal β . El procedimiento recomendado es utilizar primero el modelo más general (12). Si no rechazamos la hipótesis de raíz unitaria y β es no significativa examinamos la ecuación (11). Si la H_0^{DF} es no rechazada y ω es no significativa pasaríamos al modelo más sencillo contenido en (10). Si en ninguno de los casos es posible aceptar la H_a^{DF} se diferenciaría la serie aplicando de nuevo los contrastes hasta poder rechazar H_0^{DF} .

Sin embargo es preciso señalar que el contraste *DF* tiene dos importantes limitaciones ya comentadas: primero toma como H_a^{DF} un comportamiento *AR(1)* estacionario, y segundo, supone que ε_t no está autocorrelacionado. Ambas cosas no tienen porque cumplirse. La solución propuesta por los propios *Dickey y Fuller* en 1981 dio lugar al *ADF*, consistente en incluir en el *test DF* retardos de la variable dependiente que permitan capturar la estructura autorregresiva de esta, quedando la perturbación lo más incorrelacionada posible. Manteniendo la formulación presentada para el *DF* la expresión de *ADF* es:

$$\Delta X_t = \alpha + \beta t + \delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^p (\phi_i \Delta X_{t-i}) + \varepsilon_t \quad (13)$$

con p lo suficientemente grande para garantizar que ε_t sea ruido blanco. La inclusión de los citados retardos dependerá de su significatividad según el contraste de significatividad de la t de *Student*. El *ADF* puede aplicarse también a los casos menos generales sin tendencia, o sin tendencia ni constante, igual que como hacíamos con el *DF*. Además puede tomar un *AR(p)* estacionario, y no un *AR(1)* estacionario, como hipótesis alternativa. Si no podemos rechazar la H_0^{ADF} tendremos que tomar diferencias de la serie hasta que supere el contraste.

Por otra parte, en el estudio de la estacionalidad empleamos el *test DHF*. A cuya obtención llegamos realizando las siguientes operaciones. Primero estimamos la regresión de $\Delta_h X_t$ respecto a sus propios valores retardados h periodos:

$$\Delta X_t = \sum_{i=1}^h (\beta_i \Delta X_{t-i}) + \varepsilon_t \quad (14)$$

donde h es el número de retardos significativos en dicha regresión. Posteriormente calculamos la variable instrumental W_t , restando a X_t , $\sum_{i=1}^h (\Delta X_{t-i})$.

$$W_t = X_t - \sum_{i=1}^h (\Delta X_{t-i}) \quad (15)$$

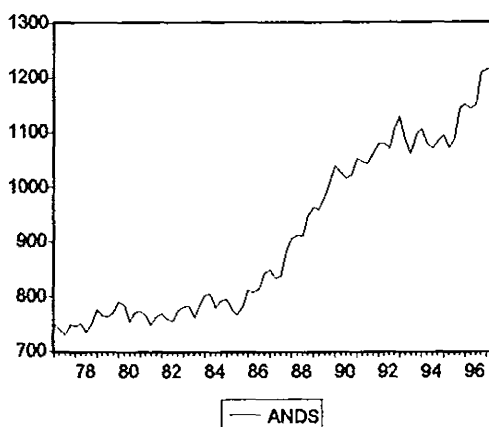
Finalmente, una vez obtenida W_t , estimamos la regresión:

$$\Delta_s W_t = \delta W_{t-s} + \sum_{i=1}^k (\delta \Delta_s X_{t-i}) + \varepsilon_t \quad (16)$$

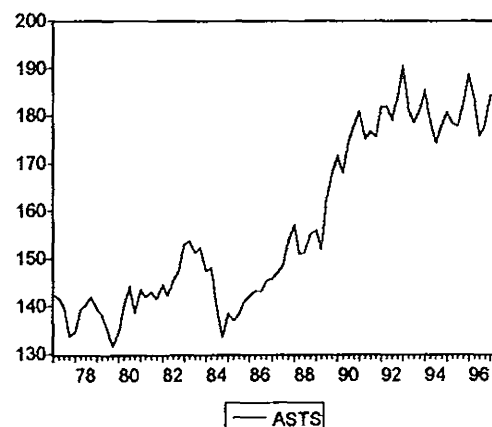
con la que podemos plantear el contraste *t-Student* del valor que toma δ en la misma donde la H_0^{DHF} es $\delta=0$, que implica la existencia de estacionalidad estocástica, y la H_a^{DHF} $\delta < 0$, que supone la ausencia de estacionalidad estocástica. La modificación propuesta por *Osborn et al.* (1988), entre otras cosas, consistió fundamentalmente en usar $\Delta_s X_t$ en vez de $\Delta_s W_t$ en el lado izquierdo de (16), gracias a lo cual el *DHF* adopta una forma muy similar a la del *ADF*. Igual que ocurría con el *DF* y el *ADF* podemos ampliar el contraste *DHF* incluyendo constante y/o estacionalidad determinista mediante la utilización de variables ficticias (*dummies*). Del mismo modo que como hacíamos con el *ADF* y el *DF*, la aplicación del *test DHF* debe ir del caso más general (con estacionalidad determinista y constante) al más particular (sin estacionalidad determinista ni constante), eliminando o manteniendo los componentes deterministas en función de su significatividad según el contraste de la *t* de *Student*.

Anexo II. Representación gráfica de las series.

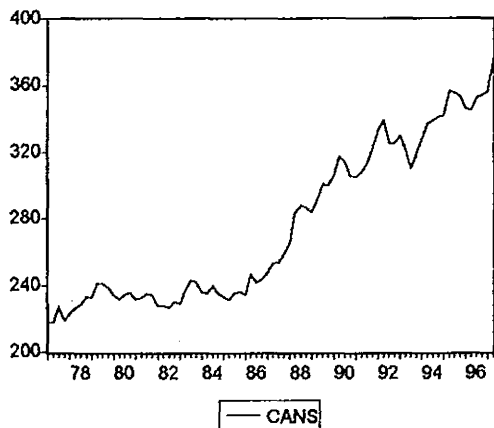
Serie de empleo terciario en Andalucía.
Miles de ocupados, (1977.1-1997.2).



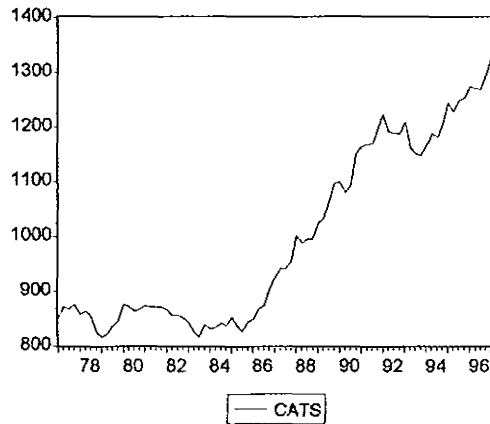
Serie de empleo terciario en Asturias.
Miles de ocupados, (1977.1-1997.2).



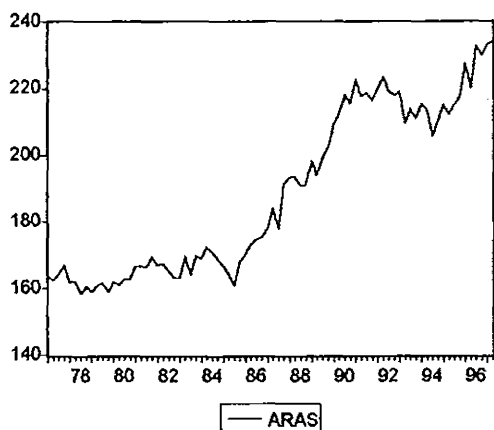
Serie de empleo terciario en Canarias.
Miles de ocupados, (1977.1-1997.2).



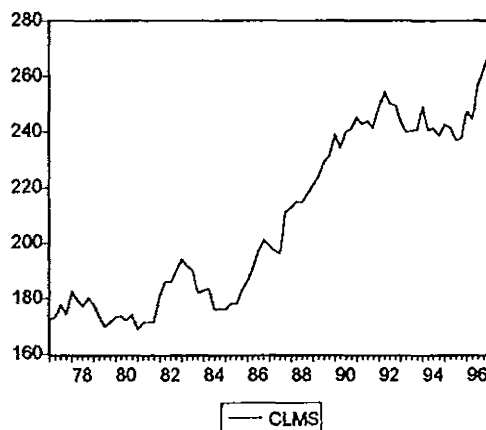
Serie de empleo terciario en Cataluña.
Miles de ocupados, (1977.1-1997.2).



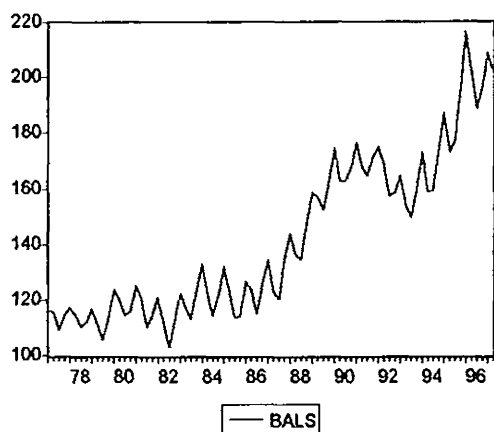
Serie de empleo terciario en Aragón.
Miles de ocupados, (1977.1-1997.2).



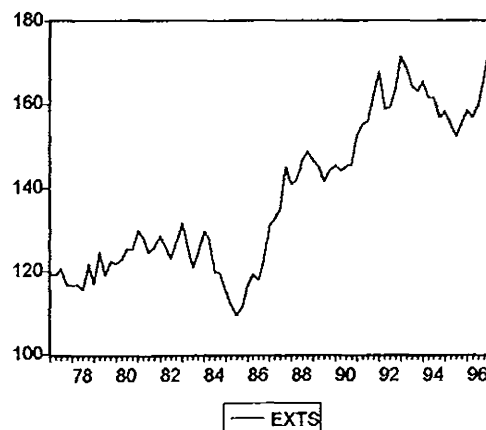
Serie de empleo terciario en C. la Mancha.
Miles de ocupados, (1977.1-1997.2).



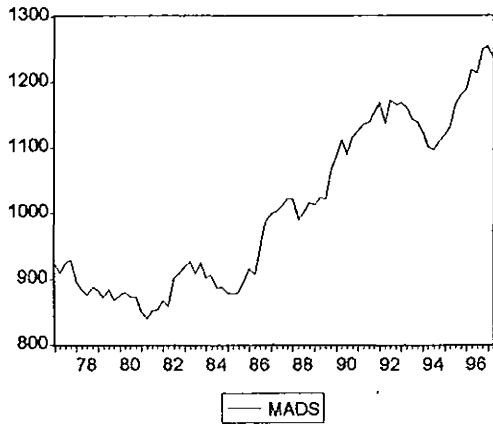
Serie de empleo terciario en Baleares.
Miles de ocupados, (1977.1-1997.2).



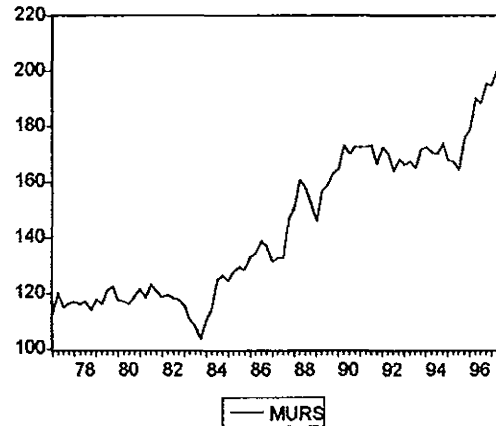
Serie de empleo terciario en Extremadura.
Miles de ocupados, (1977.1-1997.2).



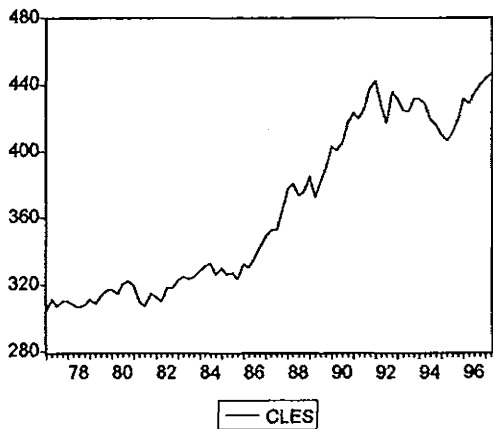
Serie de empleo terciario en Madrid.
Miles de ocupados, (1977.1-1997.2).



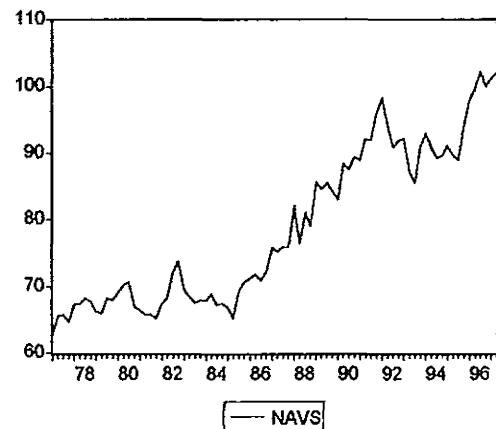
Serie de empleo terciario en Murcia.
Miles de ocupados (1977.1-1997.2).



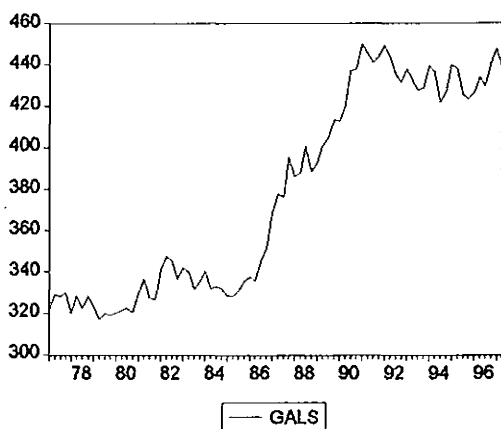
Serie de empleo terciario en C. y León.
Miles de ocupados, (1977.1-1997.2).



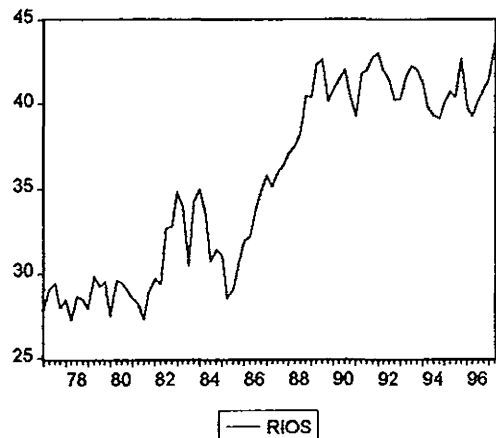
Serie de empleo terciario en Navarra.
Miles de ocupados, (1977.1-1997.2).



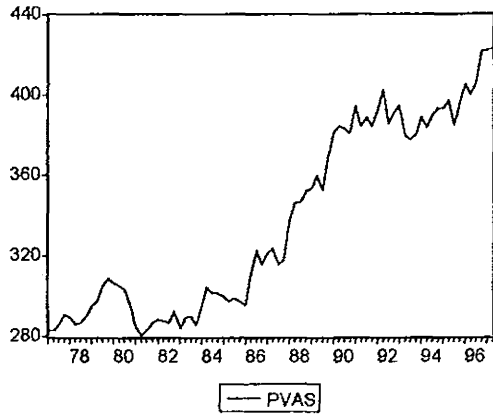
Serie de empleo terciario en Galicia.
Miles de Ocupados, (1977.1-1997.2).



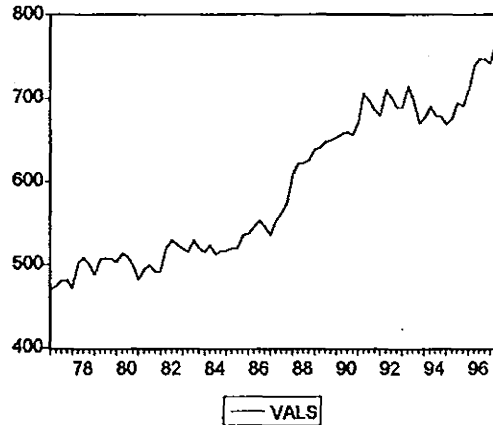
Serie de empleo terciario en La Rioja.
Miles de ocupados, (1977.1-1997.2).



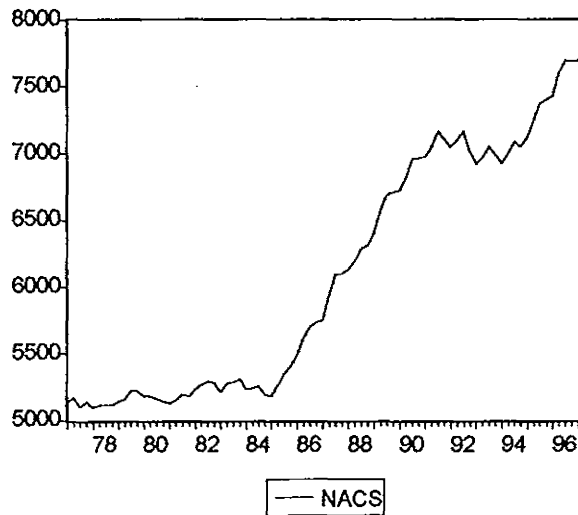
Serie de empleo terciario en País Vasco.
Miles de ocupados, (1977.1-1997.2).



Serie de empleo terciario en Valencia.
Miles de ocupados, (1977.1-1997.2).



Serie de empleo terciario en el total nacional.
Miles de ocupados, (1977.1-1997.2).



Referencias bibliográficas.

- BOX, G.E.P. y COX, D.R. (1964): "An analysis of transformation", *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, Num. 26, Vol: 2, pp: 211-252.
- BOX, G.E.P. y JENKINS, G. M. (1970): *Time series analysis. Forecasting and control*. Holden Day.
- BUTTON, K. Y PENTECOST, E. (1993): "Regional Service Sector Convergence", *Regional Studies*, vol. 27, nº 7, pp.: 623-646.
- CLARK, C. (1957): *Las condiciones del progreso económico*, Alianza Universidad, Madrid, 1980.
- CHENERY, H.B. (1960): "Patterns of a industrial growth", *American Economic Review*, Vol: 50, nº 4, pp: 624-654.
- CHENERY, H.B. y TAYLOR, L. (1968): "Development patters: among countries and over time", *Review of Economics and Statistics*, vol: 50, pp: 391-416.
- CUADRADO ROURA, J.R., y DEL RIO, C. (1989): "Structural Change and Evolution of the Service Sector in the OECD", *The Service Industries Journal*, vol. 9, nº 3, julio, pp: 439-468.
- DICKEY, D.A. y FULLER, W. (1979): "Distribution of the estimators for autorregresive time series with a unit root", *Journal of America Statistical Assotiation*, num: 74, pp: 355-367.
- DICKEY, D.A. y FULLER, W. (1981): "Likelihood ratio statistics for autoregresive time series with a unit root". *Econometrica*, num: 49, pp: 355-367.
- DIKEY, D.A., HASZA, D.F. y FULLER, W. (1984): "Testing for unit roots in seasonal time series", *Journal of American Statistical Association*, num: 79, pp: 355-367.
- FUCHS, V. (1968): *The service economy*, N.B.E.R., New York.
- GEMMELL, N. (1982): "Economic development and structural change: the role of the service sector", *The journal of development studies*, vol: 19, nº1, pp: 51-68.

- GREGORY y GRIFFIN, (1974): "Secular and cross-section industrialization patterns: some further evidence on the Kuznets-Chenery controversy", *Review of Economics and Statistics*, vol: 56, pp: 360-368
- HYLLEBERG, S., ENGLE, R.F., GRANGER, C.W.J. y YOO, B.S. (1990): "Seasonal integration and cointegration", *Cuadernos Económicos del ICE*, num: 44, pp: 83-108.
- MARTÍNEZ ARGÜELLES, S. y RUBIERA MOROLLÓN, F. (1998): *¿Existen límites al crecimiento de los servicios?*. Mimeo.
- KUZNETS, S. (1957): "Quantitative aspects of the economic growth of nations II: Industrial distribution of national product and labor force", *Economic Development and cultural change*, suplemento al vol V, n°4.
- KUZNETS, S. (1966): *Crecimiento económico moderno*, Agilar, Madrid, 1973.
- PHILLIPS, P.C.B. y PERRON, P. (1988): "Testing for a Unit Root in time series regression", *Biometrika*, num: 75, pp: 335-346.
- OSBORN, D.R., CHUI, A.P.L., SMITH, J.P., y BIRCHENHALL, C.R. (1988): "Seasonality and the order of integration for consumption", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 7938

FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y EMPRESARIALES
RELACIÓN DE DOCUMENTOS DE TRABAJO:

- Doc. 001/88 JUAN A. VAZQUEZ GARCIA.- Las intervenciones estatales en la minería del carbón.
- Doc. 002/88 CARLOS MONASTERIO ESCUDERO.- Una valoración crítica del nuevo sistema de financiación autonómica.
- Doc. 003/88 ANA ISABEL FERNANDEZ ALVAREZ; RAFAEL GARCIA RODRIGUEZ; JUAN VENTURA VICTORIA.- Análisis del crecimiento sostenible por los distintos sectores empresariales.
- Doc. 004/88 JAVIER SUAREZ PANDIELLO.- Una propuesta para la integración multijurisdiccional.
- Doc. 005/89 LUIS JULIO TASCÓN FERNANDEZ; JOSE MANUEL DIEZ MODINO.- La modernización del sector agrario en la provincia de León.
- Doc. 006/89 JOSE MANUEL PRADO LORENZO.- El principio de gestión continuada: Evolución e implicaciones.
- Doc. 007/89 JAVIER SUAREZ PANDIELLO.- El gasto público del Ayuntamiento de Oviedo (1982-88).
- Doc. 008/89 FELIX LOBO ALEU.- El gasto público en productos industriales para la salud.
- Doc. 009/89 FELIX LOBO ALEU.- La evolución de las patentes sobre medicamentos en los países desarrollados.
- Doc. 010/90 RODOLFO VAZQUEZ CASIELLES.- Investigación de las preferencias del consumidor mediante análisis de conjunto.
- Doc. 011/90 ANTONIO APARICIO PEREZ.- Infracciones y sanciones en materia tributaria.
- Doc. 012/90 MONTSERRAT DIAZ FERNANDEZ; CONCEPCION GONZALEZ VEIGA.- Una aproximación metodológica al estudio de las matemáticas aplicadas a la economía.
- Doc. 013/90 EQUIPO MECO.- Medidas de desigualdad: un estudio analítico
- Doc. 014/90 JAVIER SUAREZ PANDIELLO.- Una estimación de las necesidades de gastos para los municipios de menor dimensión.
- Doc. 015/90 ANTONIO MARTINEZ, ARIAS.- Auditoría de la información financiera.
- Doc. 016/90 MONTSERRAT DIAZ FERNANDEZ.- La población como variable endógena
- Doc. 017/90 JAVIER SUAREZ PANDIELLO.- La redistribución local en los países de nuestro entorno.
- Doc. 018/90 RODOLFO GUTIERREZ PALACIOS; JOSE MARIA GARCIA BLANCO.- "Los aspectos invisibles" del declive económico: el caso de Asturias.
- Doc. 019/90 RODOLFO VAZQUEZ CASIELLES; JUAN TRESPALACIOS GUTIERREZ.- La política de precios en los establecimientos detallistas.
- Doc. 020/90 CANDIDO PAÑEDA FERNANDEZ.- La demarcación de la economía (seguida de un apéndice sobre su relación con la Estructura Económica).
- Doc. 021/90 JOAQUIN LORENCES.- Margen precio-coste variable medio y poder de monopolio.
- Doc. 022/90 MANUEL LAFUENTE ROBLEDO; ISIDRO SANCHEZ ALVAREZ.- El T.A.E. de las operaciones bancarias.
- Doc. 023/90 ISIDRO SANCHEZ ALVAREZ.- Amortización y coste de préstamos con hojas de cálculo.

- Doc. 024/90 **LUIS JULIO TASCÓN FERNÁNDEZ; JEAN-MARC BUIGUES.**- Un ejemplo de política municipal: precios y salarios en la ciudad de León (1613-1813).
- Doc. 025/90 **MYRIAM GARCÍA OLALLA.**- Utilidad de las teorías de las opciones para la administración financiera de la empresa.
- Doc. 026/91 **JOAQUÍN GARCÍA MURCIA.**- Novedades de la legislación laboral (octubre 1990 - enero 1991)
- Doc. 027/91 **CÁNDIDO PAÑEDA.**- Agricultura familiar y mantenimiento del empleo: el caso de Asturias.
- Doc. 028/91 **PILAR SAENZ DE JUBERA.**- La fiscalidad de planes y fondos de pensiones.
- Doc. 029/91 **ESTEBAN FERNÁNDEZ SÁNCHEZ.**- La cooperación empresarial: concepto y tipología (*)
- Doc. 030/91 **JOAQUÍN LORENCE.**- Características de la población parada en el mercado de trabajo asturiano.
- Doc. 031/91 **JOAQUÍN LORENCE.**- Características de la población activa en Asturias.
- Doc. 032/91 **CARMEN BENAVIDES GONZÁLEZ.**- Política económica regional
- Doc. 033/91 **BENITO ARRUÑADA SÁNCHEZ.**- La conversión coactiva de acciones comunes en acciones sin voto para lograr el control de las sociedades anónimas: De cómo la ingenuidad legal prefigura el fraude.
- Doc. 034/91 **BENITO ARRUÑADA SÁNCHEZ.**- Restricciones institucionales y posibilidades estratégicas.
- Doc. 035/91 **NURIA BOSCH; JAVIER SUÁREZ PANDIELLO.**- Seven Hypotheses About Public Choice and Local Spending. (A test for Spanish municipalities).
- Doc. 036/91 **CARMEN FERNÁNDEZ CUERVO; LUIS JULIO TASCÓN FERNÁNDEZ.**- De una olvidada revisión crítica sobre algunas fuentes histórico-económicas: las ordenanzas de la gobernación de la cabecera.
- Doc. 037/91 **ANA JESÚS LÓPEZ; RIGOBERTO PÉREZ SUÁREZ.**- Indicadores de desigualdad y pobreza. Nuevas alternativas.
- Doc. 038/91 **JUAN A. VÁZQUEZ GARCÍA; MANUEL HERNÁNDEZ MUÑOZ.**- La industria asturiana: ¿Podemos pasar la página del declive?.
- Doc. 039/92 **INES RUBÍN FERNÁNDEZ.**- La Contabilidad de la Empresa y la Contabilidad Nacional.
- Doc. 040/92 **ESTEBAN GARCÍA CANAL.**- La Cooperación interempresarial en España: Características de los acuerdos de cooperación suscritos entre 1986 y 1989.
- Doc. 041/92 **ESTEBAN GARCÍA CANAL.**- Tendencias empíricas en la conclusión de acuerdos de cooperación.
- Doc. 042/92 **JOAQUÍN GARCÍA MURCIA.**- Novedades en la Legislación Laboral.
- Doc. 043/92 **RODOLFO VÁZQUEZ CASIELLES.**- El comportamiento del consumidor y la estrategia de distribución comercial: Una aplicación empírica al mercado de Asturias.
- Doc. 044/92 **CAMILO JOSÉ VÁZQUEZ ORDÁS.**- Un marco teórico para el estudio de las fusiones empresariales.
- Doc. 045/92 **CAMILO JOSÉ VÁZQUEZ ORDÁS.**- Creación de valor en las fusiones empresariales a través de un mayor poder de mercado.
- Doc. 046/92 **ISIDRO SÁNCHEZ ALVÁREZ.**- Influencia relativa de la evolución demográfica en el futuro aumento del gasto en pensiones de jubilación.

- Doc. 047/92 ISIDRO SANCHEZ ALVAREZ.- Aspectos demográficos del sistema de pensiones de jubilación español.
- Doc. 048/92 SUSANA LOPEZ ARES.- Marketing telefónico: concepto y aplicaciones.
- Doc. 049/92 CESAR RODRIGUEZ GUTIERREZ.- Las influencias familiares en el desempleo juvenil.
- Doc. 050/92 CESAR RODRIGUEZ GUTIERREZ.- La adquisición de capital humano: un modelo teórico y su contrastación.
- Doc. 051/92 MARTA IBAÑEZ PASCUAL.- El origen social y la inserción laboral.
- Doc. 052/92 JUAN TRESPALACIOS GUTIERREZ.- Estudio del sector comercial en la ciudad de Oviedo.
- Doc. 053/92 JULITA GARCIA DIEZ.- Auditoría de cuentas: su regulación en la CEE y en España. Una evidencia de su importancia.
- Doc. 054/92 SUSANA MENENDEZ REQUEJO.- El riesgo de los sectores empresariales españoles: rendimiento requerido por los inversores.
- Doc. 055/92 CARMEN BENAVIDES GONZALEZ.- Una valoración económica de la obtención de productos derivados del petróleo a partir del carbón
- Doc. 056/92 IGNACIO ALFREDO RODRIGUEZ-DEL BOSQUE RODRIGUEZ.- Consecuencias sobre el consumidor de las actuaciones bancarias ante el nuevo entorno competitivo.
- Doc. 057/92 LAURA CABIEDES MIRAGAYA.- Relación entre la teoría del comercio internacional y los estudios de organización industrial.
- Doc. 058/92 JOSE LUIS GARCIA SUAREZ.- Los principios contables en un entorno de regulación.
- Doc. 059/92 M^a JESUS RIO FERNANDEZ; RIGOBERTO PEREZ SUAREZ.- Cuantificación de la concentración industrial: un enfoque analítico.
- Doc. 060/94 M^a JOSE FERNANDEZ ANTUÑA.- Regulación y política comunitaria en materia de transportes.
- Doc. 061/94 CESAR RODRIGUEZ GUTIERREZ.- Factores determinantes de la afiliación sindical en España.
- Doc. 062/94 VICTOR FERNANDEZ BLANCO.- Determinantes de la localización de las empresas industriales en España: nuevos resultados.
- Doc. 063/94 ESTEBAN GARCIA CANAL.- La crisis de la estructura multidivisional.
- Doc. 064/94 MONTSERRAT DIAZ FERNANDEZ; EMILIO COSTA REPARAZ.- Metodología de la investigación econométrica.
- Doc. 065/94 MONTSERRAT DIAZ FERNANDEZ; EMILIO COSTA REPARAZ.- Análisis Cualitativo de la fecundidad y participación femenina en el mercado de trabajo.
- Doc. 066/94 JOAQUIN GARCIA MURCIA.- La supervisión colectiva de los actos de contratación: la Ley 2/1991 de información a los representantes de los trabajadores.
- Doc. 067/94 JOSE LUIS GARCIA LAPRESTA; M^a VICTORIA RODRIGUEZ URIA.- Coherencia en preferencias difusas.
- Doc. 068/94 VICTOR FERNANDEZ; JOAQUIN LORENCES; CESAR RODRIGUEZ.- Diferencias interterritoriales de salarios y negociación colectiva en España.

- Doc. 069/94 M^a DEL MAR ARENAS PARRA; M^a VICTORIA RODRÍGUEZ URÍA.
- Programación clásica y teoría del consumidor.
- Doc. 070/94 M^a DE LOS ÁNGELES MENÉNDEZ DE LA UZ; M^a VICTORIA RODRÍGUEZ URÍA.- Tantos efectivos en los empréstitos.
- Doc. 071/94 AMELIA BILBAO TEROL; CONCEPCIÓN GONZÁLEZ VEIGA; M^a VICTORIA RODRÍGUEZ URÍA.- Matrices especiales. Aplicaciones económicas.
- Doc. 072/94 RODOLFO GUTIÉRREZ.- La representación sindical: Resultados electorales y actitudes hacia sindicatos.
- Doc. 073/94 VÍCTOR FERNÁNDEZ BLANCO.- Economías de aglomeración y localización de las empresas industriales en España.
- Doc. 074/94 JOAQUÍN LORENCES RODRÍGUEZ; FLORENTINO FELGUEROSO FERNÁNDEZ.- Salarios pactados en los convenios provinciales y salarios percibidos.
- Doc. 075/94 ESTEBAN FERNÁNDEZ SÁNCHEZ; CAMILO JOSÉ VÁZQUEZ ORDÁS.- La internacionalización de la empresa.
- Doc. 076/94 SANTIAGO R. MARTÍNEZ ARGÜELLES.- Análisis de los efectos regionales de la terciarización de ramas industriales a través de tablas input-output. El caso de la economía asturiana.
- Doc. 077/94 VÍCTOR IGLESIAS ARGÜELLES.- Tipos de variables y metodología a emplear en la identificación de los grupos estratégicos. Una aplicación empírica al sector detallista en Asturias.
- Doc. 078/94 MARTA IBÁÑEZ PASCUAL; F. JAVIER MATO DÍAZ.- La formación no reglada a examen. Hacia un perfil de sus usuarios.
- Doc. 079/94 IGNACIO A. RODRÍGUEZ-DEL BOSQUE RODRÍGUEZ.- Planificación y organización de la fuerza de ventas de la empresa.
- Doc. 080/94 FRANCISCO GONZÁLEZ RODRÍGUEZ.- La reacción del precio de las acciones ante anuncios de cambios en los dividendos.
- Doc. 081/94 SUSANA MENÉNDEZ REQUEJO.- Relaciones de dependencia de las decisiones de inversión, financiación y dividendos.
- Doc. 082/95 MONTSERRAT DÍAZ FERNÁNDEZ; EMILIO COSTA REPARAZ; M^a del MAR LLORENTE MARRÓN.- Una aproximación empírica al comportamiento de los precios de la vivienda en España.
- Doc. 083/95 M^a CONCEPCIÓN GONZÁLEZ VEIGA; M^a VICTORIA RODRÍGUEZ URÍA.- Matrices semipositivas y análisis interindustrial. Aplicaciones al estudio del modelo de Sraffa-Leontief.
- Doc. 084/95 ESTEBAN GARCÍA CANAL.- La forma contractual en las alianzas domésticas e internacionales.
- Doc. 085/95 MARGARITA ARGÜELLES VÉLEZ; CARMEN BENAVIDES GONZÁLEZ.- La incidencia de la política de la competencia comunitaria sobre la cohesión económica y social.
- Doc. 086/95 VÍCTOR FERNÁNDEZ BLANCO.- La demanda de cine en España. 1968-1992.
- Doc. 087/95 JUAN PRIETO RODRÍGUEZ.- Discriminación salarial de la mujer y movilidad laboral.
- Doc. 088/95 M^a CONCEPCIÓN GONZÁLEZ VEIGA.- La teoría del caos. Nuevas perspectivas en la modelización económica.
- Doc. 089/95 SUSANA LÓPEZ ARES.- Simulación de fenómenos de espera de capacidad limitada con llegadas y número de servidores dependientes del tiempo con hoja de cálculo.
- Doc. 090/95 JAVIER MATO DÍAZ.- ¿Existe sobrecualificación en España?. Algunas variables explicativas.

- Doc. 091/95 M^a JOSÉ SANZO PÉREZ.- Estrategia de distribución para productos y mercados industriales.
- Doc. 092/95 JOSÉ BAÑOS PINO; VÍCTOR FERNÁNDEZ BLANCO.- Demanda de cine en España: Un análisis de cointegración.
- Doc. 093/95 M^a LETICIA SANTOS VIJANDE.- La política de marketing en las empresas de alta tecnología.
- Doc. 094/95 RODOLFO VÁZQUEZ CASIELLES; IGNACIO RODRÍGUEZ-DEL BOSQUE; AGUSTÍN RUÍZ VEGA.- Expectativas y percepciones del consumidor sobre la calidad del servicio. Grupos estratégicos y segmentos del mercado para la distribución comercial minorista.
- Doc. 095/95 ANA ISABEL FERNÁNDEZ; SILVIA GÓMEZ ANSÓN.- La adopción de acuerdos estatutarios antiadquisición.. Evidencia en el mercado de capitales español.
- Doc. 096/95 ÓSCAR RODRÍGUEZ BUZNEGO.- Partidos, electores y elecciones locales en Asturias. Un análisis del proceso electoral del 28 de Mayo.
- Doc. 097/95 ANA M^a DÍAZ MARTÍN.- Calidad percibida de los servicios turísticos en el ámbito rural.
- Doc. 098/95 MANUEL HERNÁNDEZ MUÑIZ; JAVIER MATO DÍAZ; JAVIER BLANCO GONZÁLEZ.- Evaluating the impact of the European Regional Development Fund: methodology and results in Asturias (1989-1993).
- Doc. 099/96 JUAN PRIETO; M^a JOSÉ SUÁREZ.- ¿De tal palo tal astilla?: Influencia de las características familiares sobre la ocupación.
- Doc. 100/96 JULITA GARCÍA DÍEZ; RACHEL JUSSARA VIANNA.- Estudio comparativo de los principios contables en Brasil y en España.
- Doc. 101/96 FRANCISCO J. DE LA BALLINA BALLINA.- Desarrollo de campañas de promoción de ventas.
- Doc. 102/96 ÓSCAR RODRÍGUEZ BUZNEGO.- Una explicación de la ausencia de la Democracia Cristiana en España.
- Doc. 103/96 CÁNDIDO PAÑEDA FERNÁNDEZ.- Estrategias para el desarrollo de Asturias.
- Doc. 104/96 SARA M^a ALONSO; BLANCA PÉREZ GLADISH; M^a VICTORIA RODRÍGUEZ URÍA.- Problemas de control óptimo con restricciones: Aplicaciones económicas.
- Doc. 105/96 ANTONIO ÁLVAREZ PINILLA; MANUEL MENÉNDEZ MENÉNDEZ; RAFAEL ÁLVAREZ CUESTA.- Eficiencia de las Cajas de Ahorro españolas. Resultados de una función de beneficio.
- Doc. 106/96 FLORENTINO FELGUEROSO.- Industrywide Collective Bargaining, Wages Gains and Black Labour Marketing Spain.
- Doc. 107/96 JUAN VENTURA.- La competencia gestionada en sanidad: Un enfoque contractual
- Doc. 108/96 MARÍA VICTORIA RODRÍGUEZ URÍA; ELENA CONSUELO HERNÁNDEZ.- Elección social. Teorema de Arrow.
- Doc. 109/96 SANTIAGO ÁLVAREZ GARCÍA.- Grupos de interés y corrupción política: La búsqueda de rentas en el sector público.
- Doc. 110/96 ANA M^a GUILLÉN.- La política de previsión social española en el marco de la Unión Europea.

- Doc. 111/96 VÍCTOR MANUEL GONZÁLEZ MÉNDEZ.- La valoración por el mercado de capitales español de la financiación bancaria y de las emisiones de obligaciones.
- Doc. 112/96 DRA.MARIA VICTORIA RODRIGUEZ URÍA; D. MIGUEL A.LÓPEZ FERNÁNDEZ; DÑA.BLANCA Mª PEREZ GLADISH.- Aplicaciones económicas del Control Óptimo. El problema de la maximización de la utilidad individual del consumo. El problema del mantenimiento y momento de venta de una máquina.
- Doc. 113/96 OSCAR RODRÍGUEZ BUZNEGO.- Elecciones autonómicas, sistemas de partidos y Gobierno en Asturias.
- Doc. 114/96 RODOLFO VÁZQUEZ CASIELLES; ANA Mª DÍAZ MARTÍN.El conocimiento de las expectativas de los clientes: una pieza clave de la calidad de servicio en el turismo.
- Doc. 115/96 JULIO TASCÓN.- El modelo de industrialización pesada en España durante el período de entreguerras.-
- Doc. 116/96 ESTEBAN FERNÁNDEZ SÁNCHEZ; JOSÉ M. MONTES PEÓN; CAMILO J. VÁZQUEZ ORDÁS.- Sobre la importancia de los factores determinantes del beneficio: Análisis de las diferencias de resultados inter e intraindustriales.
- Doc. 117/96 AGUSTÍN RUÍZ VEGA; VICTOR IGLESIAS ARGÜELLES.- Elección de Establecimientos detallistas y conducta de compra de productos de gran consumo. Una aplicación empírica mediante modelos logit.
- Doc. 118/96 VICTOR FERNÁNDEZ BLANCO.- Diferencias entre la asistencia al cine nacional y extranjero en España.
- Doc. 119/96 RODOLFO VÁZQUEZ CASIELLES; IGNACIO A. RODRÍGUEZ DEL BOSQUE; ANA Mª DÍAZ MARTÍN.- Estructura multidimensional de la calidad de servicio en cadenas de supermercados: desarrollo y validación de la escala calsuper.
- Doc. 120/96 ANA BELÉN DEL RÍO LANZA.- Elementos de medición de marca desde un enfoque de marketing.
- Doc. 121/97 JULITA GARCÍA DÍEZ; CRISTIAN MIAZZO.- Análisis Comparativo de la Información contable empresarial en Argentina y España.
- Doc. 122/97 Mª MAR LLORENTE MARRÓN; D. EMILIO COSTA REPARAZ; Mª MONTSERRAT DIAZ FERNÁNDEZ.- El Marco teórico de la nueva economía de la familia. Principales aportaciones.
- Doc. 123/97 SANTIAGO ALVAREZ GARCÍA.- El Estado del bienestar. Orígenes, Desarrollo y situación actual.
- Doc. 124/97 CONSUELO ABELLÁN COLODRÓN.- La Ganancia salarial esperada como determinante de la decisión individual de emigrar.
- Doc. 125/97 ESTHER LAFUENTE ROBLEDO.- La acreditación hospitalaria: Marco teórico general.
- Doc. 126/97 JOSE ANTONIO GARAY GONZÁLEZ.- Problemática contable del reconocimiento del resultado en la empresa constructora.
- Doc. 127/97 ESTEBAN FERNÁNDEZ; JOSE M.MONTES; GUILLERMO PÉREZ-BUSTAMANTE; CAMILO VÁZQUEZ.- Barreras a la imitación de la tecnología.
- Doc. 128/97 VICTOR IGLESIAS ARGÜELLES; JUAN A. TRESPALACIOS GUTIERREZ; RODOLFO VÁZQUEZ CASIELLES.- Los resultados alcanzados por las empresas en las relaciones en los canales de distribución.
- Doc. 129/97 LETICIA SANTOS VIJANDE; RODOLFO VÁZQUEZ CASIELLES.- La innovación en las empresas de alta tecnología: Factores condicionantes del resultado comercial.

- Doc. 130/97 **RODOLFO GUTIÉRREZ.**- Individualism and collectivism in human resource practices: evidence from three case studies.
- Doc. 131/97 **VICTOR FERNÁNDEZ BLANCO; JUAN PRIETO RODRÍGUEZ.**- Decisiones individuales y consumo de bienes culturales en España.
- Doc. 132/97 **SANTIAGO GONZÁLEZ HERNANDO.**- Clasificación de productos de consumo y establecimientos detallistas. Análisis empírico de motivaciones y actitudes del consumidor ante la compra de productos de alimentación y droguería.
- Doc. 133/97 **VICTOR IGLESIAS ARGÜELLES.**- Factores determinantes del poder negociador en los canales de distribución de productos turísticos.
- Doc. 134/97 **INÉS RUBÍN FERNÁNDEZ.**- Información sobre operaciones con derivados en los informes anuales de las entidades de depósito.
- Doc. 135/97 **ESTHER LAFUENTE ROBLEDO; ISABEL MANZANO PÉREZ.**- Aplicación de las técnicas DEA al estudio del sector hospitalario en el Principado de Asturias.
- Doc. 136/97 **VICTOR MANUEL GONZÁLEZ MÉNDEZ; FRANCISCO GONZÁLEZ RODRÍGUEZ.**- La valoración por el mercado de capitales español de los procedimientos de resolución de insolvencia financiera.
- Doc. 137/97 **MARIA JOSÉ SANZO PÉREZ.**- Razones de utilización de la venta directa, los distribuidores independientes y los agentes por parte de las empresas químicas españolas.
- Doc. 138/97 **LUIS OREA.**- Descomposición de la eficiencia económica a través de la estimación de un sistema translog de costes: Una aplicación a las cajas de ahorro españolas.
- Doc. 139/97 **CRISTINA LOPEZ DUARTE; ESTEBAN GARCÍA CANAL.**- Naturaleza y estructura de propiedad de las inversiones directas en el exterior: Un modelo integrador basado en el análisis de costes de transacción.
- Doc. 140/97 **CRISTINA LOPEZ DUARTE; ESTEBAN GARCÍA CANAL; ANA VALDÉS LLANEZA.**- Tendencias empíricas en las empresas conjuntas internacionales creadas por empresas españolas (1986-1996).
- Doc. 141/97 **CONSUELO ABELLÁN COLODRÓN; ANA ISABEL FERNÁNDEZ SÁINZ.**- Relación entre la duración del desempleo y la probabilidad de emigrar.
- Doc. 142/97 **CÉSAR RODRÍGUEZ GUTIÉRREZ; JUAN PRIETO RODRÍGUEZ.**- La participación laboral de la mujer y el efecto del trabajador añadido en el caso español.
- Doc. 143/97 **RODOLFO VÁZQUEZ CASIELLES; ANA MARÍA DIAZ MARTÍN; AGUSTÍN V. RUIZ VEGA.**- Planificación de las actividades de marketing para empresas de servicios turísticos: la calidad como soporte de la estrategia competitiva.
- Doc. 144/97 **LUCÍA AVELLA CAMARERO; ESTEBAN FERNANDEZ SANCHEZ.**- Una aproximación a la empresa industrial española: Principales características de fabricación.
- Doc. 145/97 **ANA SUÁREZ VÁZQUEZ.**- Delimitación comercial de un territorio: Importancia de la información proporcionada por los compradores.
- Doc. 146/97 **CRISTINA LOPEZ DUARTE; ESTEBAN GARCÍA CANAL.**- La inversión directa realizada por empresas españolas: análisis a la luz de la teoría del ciclo de desarrollo de la inversión directa en el exterior.

- Doc. 147/98 ANA BELEN DEL RIO LANZA; VICTOR IGLESIAS ARGUELLES; RODOLFO VAZQUEZ CASIELLES; AGUSTIN RUIZ VEGA. - Metodologías de medición del valor de la marca.
- Doc. 148/98 RAFAEL ALVAREZ CUESTA. - La estimación econométrica de fronteras de producción: una revisión de la literatura.
- Doc. 149/98 FERNANDO RUBIERA MOROLLO.- Análisis univariante de las series de empleo terciario de las regiones españolas.
- Doc. 150/98 JOSE ANTONIO GARAY GONZALEZ.- Los gastos y los ingresos plurianuales.
- Doc. 151/98 ISABEL GARCIA DE LA IGLESIA.- La elección contable para los gastos de investigación y desarrollo.
- Doc. 152/98 LUIS CASTELLANOS VAL; EMILIO COSTA REPARAZ. - Teoría de sistemas y análisis económico: una aproximación metodológica.
- Doc. 153/98 M^a DEL CARMEN RAMOS CARVAJAL. - Estimación indirecta de coeficientes input-output.
- Doc. 154/98 RODOLFO VAZQUEZ CASIELLES; ANA MARIA DIAZ MARTIN; M^a. LETICIA SANTOS VIJANDE; AGUSTIN V. RUIZ VEGA. - Utilidad del análisis conjunto para establecer la importancia de las estrategias de calidad en servicios turísticos: simulación de escenarios alternativos en empresas de turismo rural.
- Doc. 155/98 SANTIAGO ALVAREZ GARCIA; ANA ISABEL GONZALEZ GONZALEZ. - El proceso de descentralización fiscal en España, especial referencia a la Comunidad Autónoma del Principado de Asturias
- Doc. 156/98 SANTIAGO ALVAREZ GARCIA.- La tributación de la unidad familiar. Nuevas consideraciones sobre un antiguo problema.
- Doc. 157/98 SUSANA LOPEZ ARES; ISIDRO SANCHEZ ALVAREZ.- Condicionantes demográficos de la economía asturiana.
- Doc. 158/98 CELINA GONZALEZ MIERES.- La marca de la distribución: un fenómeno que afecta a distribuidor, fabricante y consumidor.
- Doc. 159/98 IGNACIO DEL ROSAL FERNANDEZ.- Análisis de la demanda agregada de electricidad en España con series temporales: un tratamiento de cointegración.
- Doc. 160/98 JESUS ARANGO.- Evolución y perspectivas del sector agrario en Asturias.
- Doc. 161/98 JESUS ARANGO.- Cronología de la construcción Europea.
- Doc. 162/98 JULITA GARCIA DIEZ; SUSANA GAGO RODRIGUEZ.-Programas de doctorado en contabilidad en las universidad españolas: estudio empírico.