

CRECIMIENTO DE LOS SERVICIOS EN LAS REGIONES ESPAÑOLAS. ANÁLISIS UNIVARIANTE DE LAS SERIES DE EMPLEO TERCIARIO.

Fernando RUBIERA MOROLLÓN
Departamento de Economía Aplicada,
Universidad de Oviedo.

RESUMEN

El intenso 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. En este trabajo se propone un análisis univariante de las series trimestrales de empleo terciario en España desagregadas por Comunidades Autónomas que facilita el I.N.E.. La realización de este análisis permite un mayor conocimiento de tales series tanto desde una perspectiva nacional, como desde una perspectiva regional. La modelización *ARIMA* que se emplea en esta investigación permite, además, realizar predicciones sobre el comportamiento del empleo terciario en las regiones españolas.

1. INTRODUCCIÓN.

El impresionante crecimiento de los servicios en las modernas economías, más intenso aún cuando se mide en términos de ocupados en el sector, ha despertado el interés de los economistas que han intentado estudiar las pautas y límites del mismo utilizando todo tipo de técnicas. En los últimos años, el desarrollo de novedosas técnicas para el análisis de series temporales posibilita la realización nuevas investigaciones con este tipo de datos. En esta línea, en el presente trabajo se propone un primera aproximación a las series de empleo terciario por Comunidades Autónomas (CCAA en adelante) facilitadas por el I.N.E. utilizando con tal fin el análisis univariante de series temporales propuesto por Box y Jenkins (1970). Dicha modelización permitirá un conocimiento más profundo de estas series y posibilitará la realización de predicciones acerca del comportamiento del empleo en los servicios de las regiones españolas.

Para ello, el presente trabajo se estructurará como sigue. A continuación se propondrá una rápida revisión de la literatura económica sobre el crecimiento de los servicios y la transformación sectorial de las economías. Tras ello, se plantea el método de análisis a utilizar en este estudio. Por último, tras una referencia a los datos que se

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 en los trabajos posteriores sobre el proceso de transformación sectorial de las modernas economías da pie a una de las cuestiones más controvertidas, y 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 como defendía Chenery (1960) o datos de corte temporal como propone Kuznets (1966).

Las diferencias mantenidas entre estos dos autores sobre el 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 la composición sectorial de la renta, integrando para ello el uso de datos temporales y transversales. 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.

En la década de los 70, la controversia sobre el tipo de datos que es apropiado utilizar continúa. Gregory y Griffin (1974) sostienen que el análisis transversal carece de sentido puesto que los países presentan comportamientos individuales significativamente distintos. 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 entre 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, los economistas se interrogan sobre los límites de este proceso. 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 trabajo continúa en esa misma línea mediante la modelización univariante de las series temporales de empleo terciario de las CCAA españolas.

3. EL MÉTODO.

El objetivo del presente trabajo es realizar un análisis específico de las series de empleo terciario de las CCAA españolas que amplíe su conocimiento y permita emprender futuras investigaciones. Con tal fin se aplicará la metodología propuesta por Box y Jenkins (1970) para el análisis univariante de series temporales. Tal modelización permitirá además la realización de predicciones acerca del comportamiento futuro de las series estudiadas.

Con el fin de interpretar los resultados que se obtengan es preciso disponer en primer lugar de una clasificación objetiva de las regiones según su grado de terciarización, GT_i . Por ello se propone tomar el siguiente criterio:

$$GT_i = \frac{\overline{OS}_i / \overline{O}_i}{(\overline{OS}_n - \overline{OS}_i) / (\overline{O}_n - \overline{O}_i)}. \text{ Siendo } \overline{OS}_i \text{ la media de ocupados en los}$$

servicios en la i -ésima CCAA para el periodo para el que se dispongan de datos, \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 para el mismo periodo. 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 medio ⁽¹⁾.

La mayoría de las series con las que se trabaja en economía presentan algún tipo de tendencia, y es fácil encontrar comportamientos estacionales cuando se trabaja con datos de frecuencia inferior a la anual. Las series de empleo terciario con las que se trabajará en esta investigación no son una excepción. Su representación gráfica permite afirmar que poseen tendencia y en muchos casos estacionalidad. Sin embargo a simple vista no es posible determinar el carácter estocástico y/o determinista de las mismas. Para

su estudio se aplicaran los contrastes DF , ADF , y el DHF . 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 residuos no están autocorrelacionados (Dikey y Fuller (1979)). El segundo (ADF) constituye una ampliación del anterior y se usa cuando se plantea un $AR(p)$ estacionario como hipótesis alternativa o se tienen dudas sobre la incorrelación de los residuos (Dikey y Fuller (1981)). Por último, con el DHF se estudia la estacionalidad de las series con un procedimiento similar al que se emplea en los anteriores contrastes, sin embargo este último tiene dos importantes problemas. Por una parte la hipótesis nula supone la existencia de una raíz unitaria en la frecuencia estacional, pero también una raíz unitaria en la representación autorregresiva no estacional del proceso. Es decir, no es posible contrastar de forma separada la existencia de tendencias estocásticas estacionales y no estacionales. Por otra parte, resulta muy difícil interpretar el significado de la hipótesis alternativa (véase Dikey, Hasza y Fuller (1984) y Osborn *et al.* (1988)).

Una vez estudiados los rasgos más importantes de las series se puede proceder a su modelización según la metodología de Box y Jenkins (1970). La serie temporal se puede contemplar como una realización de un proceso estocástico. Los procesos $ARIMA$ son un caso particular de procesos estocásticos pero capaces de recoger a la mayor parte de estos. Por esa razón se intenta identificar la estructura del modelo $ARIMA$ capaz de explicar la realización que suponen los datos reales. Con tal fin se estudia el comportamiento de la función de autocorrelación estimada y la función de autocorrelación parcial en un primer paso de identificación del modelo. A partir de este análisis se proponen los modelos AR , MA , $ARMA$ o modelos integrados $ARIMA$ en una segunda fase de estimación. En la tercera fase de validación se contrasta la validez explicativa de los modelos propuestos estudiando principalmente la estructura de sus residuos y seleccionando el modelo más adecuado. Finalmente, dicho modelo se emplea en la realización de predicciones a través de las cuales se puede seguir estudiando su validez ⁽²⁾.

4. RESULTADOS EMPÍRICOS.

4.1. Los datos.

Los datos empleados en el presente análisis corresponden al volumen trimestral de ocupados en el sector servicios desagregados por CCAA 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 se

incluyen Ceuta y Melilla puesto que no se disponen de los datos para ellas en el rango completo. 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.

4.2. Principales resultados.

De acuerdo con lo expuesto en el tercer apartado se presentará primero la clasificación del grado de terciarización (GT_i) de 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 n° 1 se presenta un conjunto de estadísticos básicos descriptivos de las series utilizadas en este trabajo. Dicho Cuadro n° 1 aparece ordenado según un criterio de clasificación del grado de terciarización de las CCAA que se muestra 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). El resto de CCAA, ordenadas en el Cuadro n° 1 según este criterio de clasificación, se caracterizan por basar sus economías en la industria y/o en la agricultura.

Cuadro n° 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_i
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 interesa analizar los rasgos específicos de las series tales como su tendencia y estacionalidad. Es obvio que se trata de series no estacionarias; primero, porque existe tendencia en todos los casos dado el fuerte crecimiento que caracteriza al empleo terciario en todas las CCAA; pero además, porque muchas también se caracterizarán por tener 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 se aplica en primer lugar el contraste *ADF* a las series de empleo terciario por CCAA, obteniendo como resultados los sintetizados en el Cuadro n° 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 el Cuadro nº 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 se calcula 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 nº 4, a partir del cual se puede comprobar 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, o en otras palabras, están integradas estacionalmente de orden 1. Este resultado se podría extender al 1 por cien a Valencia, pero esta CCAA se puede considerar no estocástica estacionalmente al 5 por cien.

Cuadro nº 2

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

Región	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%)
Aragón	0.1200 (2.9%)	14.2585 (6.4%)	1	-1.8673	-4.0756 (1%) -1.4659 (5%)
Asturias	0.1184 (0.7%)	19.9822 (0.7%)	0	-2.7393	-4.0744 (1%) -3.4652 (5%)
Baleares	0.3218 (0%)	25.1771 (0%)	0	-3.4966	-4.0742 (1%) -3.4652 (5%)
Canarias	-	-	0	2.9376	-2.5915 (1%) -1.9442 (5%)
Cantabria	-	-	2	1.7915	-2.5922 (1%) -1.9443 (5%)
Cataluña	0.4865 (2.3%)	39.8070 (2.1%)	0	-1.8008	-4.0742 (1%) -3.4652 (5%)
Cast. La Mancha	0.1248 (3.3%)	13.5327 (5.5%)	0	-1.9180	-4.0742 (1%) -3.4652 (5%)
Castilla y León	0.1857 (4.4%)	24.7750 (4%)	0	-1.9753	-4.0742 (1%) -3.4652 (5%)
Extremadura	0.0881 (3%)	13.2890 (2.3%)	0	-2.2873	-4.0742 (1%) -3.4652 (5%)
Galicia	0.1572 (8.3%)	25.0964 (5.8%)	0	-1.8414	-4.0742 (1%) -3.4652 (5%)
Madrid	0.6029 (0.4%)	76.8427 (1.7%)	0	-2.4916	-4.0742 (1%) -3.4652 (5%)
Murcia	0.1358 (2.4%)	11.2439 (4.5)	0	-2.0448	-4.0742 (1%) -3.4652 (5%)
Navarra	0.0865 (0.8%)	9.9506 (0%)	0	-2.7008	-4.0742 (1%) -3.4652 (5%)
País Vasco	0.1947 (3.1%)	24.4183 (4.5%)	0	-2.0026	-4.0742 (1%) -3.4652 (5%)
La Rioja	0.0379 (1.2%)	24.4183 (0.5%)	0	-2.7772	-4.0742 (1%) -3.4652 (5%)
Valencia	0.4329 (3%)	47.8798 (3.9%)	0	-2.0412	-4.0742 (1%) -3.4652 (5%)
Total nacional	2.2720 (0.6%)	261.3864 (0.6%)	4	-2.7749	-4.0803 (1%) -3.4681 (5%)

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

Cuadro n° 3

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

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

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

Cuadro n° 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 (0%)
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..

Partiendo de todo este análisis previo, que 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 por lo que también es necesario tomar diferencias estacionales para lograr un comportamiento estacionario, se pueden ensayar los distintos modelos del análisis univariante en busca de aquel que logre explicar mejor la evolución real de la serie.

Este es el procedimiento seguido en la obtención de los resultados que se han sintetizado en el

Cuadro n° 5. En la primera columna del mismo se muestra 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)). 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 se opta por aplicar la transformación logarítmica a todas las CCAA antes mencionadas.

Posteriormente se presentan los modelos propuestos para cada CCAA. 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 se toman 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 en el total nacional, además de la diferenciación normal, ha sido preciso introducir una diferenciación estacional, trabajando entonces con modelos estacionales multiplicativos. La limitada capacidad de algunos modelos para recoger plenamente la evolución de las series se ha intentado superar introduciendo variables de intervención en los casos en los que el comportamiento de los datos así lo aconseja.

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.

La elección del modelo adecuado para cada serie se ha hecho mediante un exhaustivo estudio de los residuos a través del análisis de su función de autocorrelación estimada y la función de autocorrelación parcial cuyo comportamiento ha de ser de ruido blanco, requisito plenamente cumplido en todos los modelos finalmente propuestos. También se ha procurado que los residuos tengan un comportamiento lo más próximo posible al de una normal de media nula y desviación típica constante, lo que se ha contrastado mediante el estadístico Jarque Bera (*JB*) y la representación gráfica de los residuos (recogida en el Cuadro nº 5 a través de los valores de la curtosis y la simetría).

Cuadro nº 5

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

CCAA	Reducción de la heterodasticidad tomando logaritmos	Constante (Prob. asoci.)	Modelo Propuesto	Residuos			Otros posibles modelos
				Correlograma de residuos	Jarque Bera (Prob. asoci.)	Curtosis Simetría	
Andalucía	SI	-	$ARIMA(0,1,4)x(0,1,0)_L$	Ruido blanco	1.0981 (57%)	2.6128 0.2192	$ARIMA(4,1,0)x(8,1,0)x(0,1,0)_L$
Aragón	SI	0,0043 (0.6%)	$ARIMA(1,1,0)$	Ruido blanco	0.7853 (67.5%)	2.5462 0.0862	$ARIMA(0,1,1)$
Asturias	NO	-	$ARIMA(2,1,2)$	Ruido blanco	1.9211 (38.3%)		$ARIMA(4,1,0)x(8,1,0)x(0,1,0)_L$
Baleares	SI	-	$ARIMA(4,1,0)x(8,1,0)x(0,1,0)_L$	Ruido blanco	2.9573 (22.9%)		-
Canarias	SI	-	Estructura de ruido Blanco	-	0.2827 (86.8%)	3.0194 0.1443	-
Cantabria	SI	-	$ARIMA(1,1,1)x(2,1,2)$	Ruido blanco	1.3796 (45.4%)	2.3574 0.1293	-
Cataluña	SI	-	Estructura de ruido Blanco	-	0.0512 (97.4%)	3.0332 0.0583	$ARIMA(4,1,4)$
Castilla La Mancha	NO	-	Estructura de ruido Blanco	-	2.6639 (26.3%)	3.4511 0.3826	-
Castilla y León	SI	-	$ARIMA(4,1,0)$	Ruido blanco	1.0953 (57.8%)	2.4618 0.1138	$ARIMA(4,1,6)$
Extremadura	NO	-	$ARIMA(4,1,0)$	Ruido blanco	1.6557 (43.7%)	2.2855 -0.0376	-

Cuadro nº 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. asoci.)	Modelo Propuesto	Residuos			Otros posibles modelos
				Correlograma de residuos	Jarque Bera (Prob. asoci.)	Curtosis Simetría	
Galicia	NO	-	Estructura de ruido blanco	-	0.8140 (66.5%)	2.5493 0.0979	-
Madrid	NO	4.8951 (0.1%)	$ARIMA(2,1,0)x(6,1,0)$	Ruido blanco	0.3481 (84%)	2.6996 0.0727	-
Murcia	SI	0.0048 (0%)	$ARIMA(3,1,3)$	Ruido blanco	1.1858 (55.3%)	2.4091 -0.0626	-
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	-	$ARIMA(0,1,4)x(0,1,0)_L$	Ruido blanco	0.2487 (88.3%)	2.9675 0.1382	-
Total nacional	SI	-	$ARIMA(1,1,4)x(0,1,0)_L$	Ruido blanco	1.7930 (40.8%)	3.7471 -0.0445	-

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

Cuadro n° 6

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

Años CCAA	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%
Cast. 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.

Una primera aplicación del análisis univariante con modelos *ARIMA* es la predicción del comportamiento futuro de las series estudiadas, presentada en el Cuadro n° 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 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, como se verá, 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 turística ⁽⁵⁾: 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 parte como la CCAA más terciarizada (véase el Cuadro nº 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, sin embargo se aprecia una fuerte ralentización en el crecimiento de su empleo terciario lo cual puede indicar la proximidad de esta región a su techo máximo de crecimiento en servicios.

5. 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 encaminarnos en la búsqueda de una respuesta a esa pregunta al tiempo que se estudian los patrones regionales de crecimiento del empleo en los servicios, variable de referencia en esta investigación. Para ello se han empleado las series trimestrales de empleo terciario por CCAA españolas facilitadas por el I.N.E. para el periodo 1977.1-1997.2.

A lo largo de las páginas anteriores se ha presentado, en primer lugar, una caracterización de tales series, tanto mediante obtención de un índice de terciarización que permita clasificar las CCAA, como en la determinación de un conjunto de estadísticos generales, y en el análisis de la tendencia con los contrastes *DF* y *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, aunque no para todas.

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 preveer 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, en el periodo para el que se realizan las predicciones, 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 diese un comportamiento de especialización regional, bien en actividades turísticas que implican un crecimiento terciario más intenso, o bien en otras actividades no terciarias (manufactureras o agrarias). El comportamiento de las regiones que no se especializan en actividades terciarias puede suponer que pierdan las potenciales externalidades que ciertos servicios tienen (servicios a empresas, I+D, entre otros), 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, pero este constituye un primer paso para su realización.

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. Hollen 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, jul. 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 autoregressive 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, n°1. 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?", I^{er} Encuentro de Economía Aplicada. Barcelona.
- 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.
- URIEL, E. (1995): Análisis de series temporales. Modelos ARIMA. Editorial Prainfo. Madrid, 1995.

NOTAS

* 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 *Santiago R. Martínez Argüelles* y *Fernando Rubiera Morollón* bajo la dirección del primero. Quiero expresar mi especial agradecimiento a *Santiago* por la ayuda y orientación que desinteresadamente me ha prestado en la realización de la presente comunicación.

⁽¹⁾ Índice planteado en: Martínez, S.R. y Rubiera, F. (1998).

⁽²⁾ Para ampliar puede consultarse la fuente original Box y Jenkins (1970), o bien cualquier manual de series temporales como Uriel (1995).

⁽³⁾ 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.