

Estudio de la persistencia del Empleo en Castilla y León con periodicidad trimestral

Manuel de PRADA MORAGA

Departamento de Organización y Gestión de Empresas

Universidad de Valladolid

Escuela Universitaria de Estudios Empresariales

Paseo de la Magdalena s/n. 47005 Valladolid

Tlfno: 983 423 602.

E-Mail : manolo@emp.uva.es

Resumen:

Con esta comunicación se pretende contribuir al conocimiento de la serie de Empleo de Castilla y León, que con carácter trimestral, proporciona la Encuesta de Población Activa. En dicha variable, nos planteamos tanto el estudio de su tendencia, de cara a la predicción de su evolución, como de la estacionalidad de la misma. Aunque la información estadística histórica (con carácter trimestral) es escasa, ya empieza a permitir un análisis de su comportamiento.

En este trabajo no tratamos de encontrar un modelo concreto para esta serie, sino que seguiremos otra línea de trabajo que complementa las ya existentes, estudiando, desde un punto de vista no paramétrico, la serie, con la aplicación a la misma del concepto de persistencia de una serie temporal y haciendo especial hincapié en su extensión al caso estacional, midiendo la repercusión que sobre los valores futuros del empleo, tiene un aumento o disminución brusca de los niveles del mismo, tanto en su comportamiento tendencial como estacional, o dicho de otra forma estudiar si las fluctuaciones de la serie tienen un carácter permanente en el tiempo o transitorio.

1. INTRODUCCIÓN

Con este trabajo intentamos contribuir al estudio de una serie de tanta importancia en el ámbito económico regional, como es el Empleo en Castilla y León, a partir de los datos, que con carácter trimestral, proporciona el I.N.E., a través de la Encuesta de Población Activa. En dicha variable, nos planteamos tanto el estudio de su tendencia, de cara a la predicción de su evolución, como de la estacionalidad de la misma. Aunque la información estadística histórica (con carácter trimestral) es escasa, ya empieza a permitir un análisis de su comportamiento.

Nuestra intención no es la búsqueda de un modelo concreto para esta serie, sino que seguiremos otra línea de trabajo que complementa las ya existentes, estudiando, desde un punto de vista no paramétrico, en la misma su persistencia. La persistencia, es una medida del impacto de una innovación en el comportamiento a largo plazo de la serie, o dicho de otro modo estudia el carácter de las fluctuaciones de una serie, es decir, la capacidad de la serie de volver a sus valores medios (reversión a la media) ante un shock. La literatura sobre este tema es abundante y su aplicación se centra básicamente en series financieras y macroeconómicas. Podemos destacar, entre otros, los trabajos de Nelson y Plosser (1982), Campbell y Mankiw (1987), Cochrane (1988), Poterba y Summers (1988), Quah (1992), King, Plosser, Stock y Watson (1987), Christiano y Eichenbaum (1990) o Pesaran, Pierce y Lee (1993) . También conviene destacar los trabajos de Koop, Ley, Osiewalski y Steel (1997) o Lu (1996), desde el punto de vista de modelos ARFIMA.

Extendemos el concepto de persistencia al caso estacional, midiendo la repercusión que tiene un aumento o disminución brusca en los valores del empleo, sobre el patrón estacional a largo plazo, lo que puede permitirnos detectar, en su caso, cambios en el comportamiento estacional de la serie.

La organización de este trabajo es la siguiente. En el apartado 2, planteamos un resumen del concepto de persistencia, ampliándolo al caso de la persistencia estacional, en concreto cuando los datos vienen dados con periodicidad trimestral. En el tercer apartado analizamos la serie de empleo en Castilla y León, con carácter trimestral, estudiando tanto la persistencia como la persistencia estacional de la misma. Finalizamos con las conclusiones del trabajo.

2. Concepto de persistencia y persistencia estacional

Denominamos persistencia de una serie temporal y_t a una medida de la importancia del carácter permanente de sus fluctuaciones, es decir, de la capacidad de la serie a volver a sus valores medios (reversión a la media). Para abordar este problema, se parte del modelo:

$$\Delta y_t = (1 - B)y_t = \mu + A(B)\varepsilon_t = \mu + \sum_{j=0}^{\infty} a_j \varepsilon_{t-j} \quad (1)$$

con ε_t variables aleatorias independientes e idénticamente distribuidas con media cero y varianza σ_ε^2 y $\sum_{j=0}^{\infty} |a_j| < \infty$, que engloba los procesos con tendencia determinista y los procesos

integrados. Diferentes autores, proponen formas de medición de la persistencia, destacando especialmente dos de ellas. En primer lugar, la propuesta por Campbell y Mankiw (1987) que a través del valor de $A(1)$, miden la repercusión a largo plazo en el nivel de la serie de un shock unitario en un instante t , puesto que:

$$\lim_{i \rightarrow \infty} I_y(i, \varepsilon_t, t-1) = A(1)\varepsilon_t$$

siendo I_Y , la función de impulso respuesta:

$$I_Y(i, \varepsilon_t, t-1) = E\left(\frac{y_{t+i}}{\varepsilon_t, t-1}\right) - E\left(\frac{y_{t+i}}{t-1}\right)$$

esto es, la persistencia puede verse, como la repercusión en el largo plazo de un shock en el instante t , en el predictor de la serie.

Cochrane (1988), plantea descomponer la serie y_t , en dos componentes:

$$y_t = z_t + c_t$$

$$z_t = \mu + z_{t-1} + \left(\sum_{j=0}^{\infty} a_j\right) \varepsilon_t \quad ; \quad -c_t = \left(\sum_{j=1}^{\infty} a_j\right) \varepsilon_t + \left(\sum_{j=2}^{\infty} a_j\right) \varepsilon_{t-1} + \dots$$

siendo z_t , la llamada componente permanente un camino aleatorio y c_t , la componente transitoria, estacionaria, de tal forma que mide el carácter de las fluctuaciones de la serie a través de la importancia de la componente permanente, como la varianza de sus diferencias:

$$\sigma_{\Delta z}^2 = \left(\sum a_j\right)^2 \sigma_\varepsilon^2 = A(1)^2 \sigma_\varepsilon^2$$

Puesto que esta medida depende de la varianza del ruido ε_t , puede ser conveniente tomar como medida de persistencia la denominada persistencia relativa

$$\frac{\sigma_{\Delta z}^2}{\sigma_{\Delta y}^2} = \frac{\left(\sum_{j=0}^{\infty} a_j\right)^2}{\sum_{j=0}^{\infty} a_j^2} = 2\pi \bar{f}_{\Delta y}(0)$$

Esta medida no depende de la varianza del residuo y además es equivalente al espectro normalizado de las primeras diferencias en la frecuencia cero, lo que refuerza la adecuación de la misma, puesto que mide la relación de la componente permanente con la serie, y con el comportamiento de las diferencias de la serie en el largo plazo. En un proceso estacionario la persistencia toma el valor cero y si por el contrario la serie es un camino aleatorio el valor uno. Un valor superior a uno indica que un aumento o disminución de la serie en un determinado instante, puede tener una clara repercusión en el nivel de la serie a largo plazo, es decir influye de forma permanente. Por el contrario un valor inferior a uno es una medida de lo que le cuesta a la serie volver a sus valores medios, en palabras de Cochrane, una medida de lo “*grande*” que es el efecto de la raíz unitaria.

2.1. Persistencia estacional

Presentamos diferentes formas de medir lo que podríamos denominar *persistencia estacional*, es decir, medidas de como repercute en el patrón estacional de una serie, cambios en las innovaciones de la misma.

Este tipo de repercusión lo analizaremos con profundidad considerando que una serie temporal puede ser descompuesta en diferentes componentes, no observables, en la que cada

una de ellas representa un aspecto fundamental (tendencia, estacionalidad, ciclos), de la serie objeto de estudio. Como una extensión del modelo planteado por Cochrane, intentamos medir la importancia de dichas componentes, con especial atención a las estacionales.

En nuestro caso, el objetivo no es aislar o modelizar cada componente con el fin de analizarla o eliminar su influencia en la serie, sino tratar de medir la influencia de dicha componente en el comportamiento de la serie temporal a investigar.

Especial relevancia tiene en este tema el uso de la función de densidad espectral. El espectro surge naturalmente cuando representamos una serie como suma de infinitas componentes armónicas, asociada cada una de ellas a una determinada frecuencia. Así el valor de la función de densidad espectral en las diferentes frecuencias, puede interpretarse como la aportación de cada componente a la variación total del proceso, y en una serie estacional el espectro alcanzará máximos relativos en las frecuencias asociadas a dicho comportamiento.

En este trabajo, utilizamos estos conceptos aplicados a una serie (Empleo trimestral) con periodicidad menor al año, esto es series con carácter estacional. La literatura sobre persistencia estacional, esto es medidas de cómo influye, a largo plazo, un shock tanto en la tendencia de la serie como en su patrón estacional, es muy escasa, Jaeger y Kunst (1990), Proietti (1996), Prada (2001) y se plantea como una extensión de los conceptos anteriormente expuestos. Partimos del modelo:

$$(1 - B^4)y_t = y_t - y_{t-4} = \mu + A(B)\varepsilon_t \tag{2}$$

con ε_t ruido blanco y $A(B)$ cumpliendo las mismas condiciones que en (1), que recoge la posibilidad de la existencia de raíces de valores $+1, -1, +i, -i$ asociadas a los polinomios $1-B, 1+B, 1+B^2$. Lógicamente no tienen porque presentarse todas las raíces, puesto que el polinomio $A(B)$ podría factorizarse en alguna de esas raíces y simplificar.

Planteamos la siguiente descomposición de la serie (para detalles, ver Prada, 2001, sección 1.4.1):

$$y_t = z_{1t} + z_{2t} + z_{3t} + c_t$$

siendo c_t , componente transitoria y:

$$(1 - B)z_{1t} = \frac{\mu}{4} + \frac{A(1)}{4}\varepsilon_t \quad ; \quad (1 + B)z_{1t} = \frac{A(-1)}{4}\varepsilon_t$$

$$(1 + B^2)z_{3t} = \left[\frac{A(i) + A(-i)}{4} - iB \frac{A(i) - A(-i)}{4} \right] \varepsilon_t$$

donde z_{1t} representa la tendencia, z_{2t} y z_{3t} son componentes estacionales que representan las dos posibles formas de estacionalidad en series de periodicidad trimestral, o sea, periodos de dos o cuatro observaciones respectivamente y c_t la componente transitoria que representa las fluctuaciones de la serie en cada instante t , motivadas por otras causas ajenas a la tendencia o estacionalidad.

Los diferentes valores de $A(j), A(1), A(-1),$ y $A(\pm i)$ presentados anteriormente, pueden interpretarse como medidas de persistencia, es decir, medidas que sirven para calibrar la influencia, en el comportamiento a largo plazo de la serie, de las diferentes componentes de la misma. La idea básica es considerar que cada valor de $A(j)$ mide la repercusión de un shock, en

el nivel de la serie, en una determinada componente, es decir eliminando las otras componentes del modelo. Así, por ejemplo para $A(1)$, consideramos la serie y_t , eliminando las componentes estacionales:

$$(1 + B)(1 + B^2)y_t = x_{1,t}$$

$$\lim_{h \rightarrow \infty} E\left(\frac{x_{1,t+h}}{t}\right) - E\left(\frac{x_{1,t+h}}{t-1}\right) = A(1)\varepsilon_t$$

$A(1)$ expresa que porcentaje de ε_t , repercute en el predictor de la serie a largo plazo.

Para la segunda componente, la idea es similar, e interpretamos $A(-1)$ como una medida que nos indica como evoluciona a largo plazo el comportamiento estacional cada dos periodos. Para medir este efecto eliminamos en este caso, la tendencia, y la otra componente estacional. Por tanto aplicaríamos el filtro:

$$(1 - B)(1 + B^2)y_t = x_{2,t}$$

$$E\left(\frac{x_{2,t+h}}{t}\right) - E\left(\frac{x_{2,t+h}}{t-1}\right) \rightarrow \pm A(-1)\varepsilon_t$$

dependiendo de que h sea par o impar.

Entonces, $A(-1)$ no está expresando la tendencia de la serie, sino la componente estacional de frecuencia π , o de periodo dos, influyendo en aumentar o disminuir el valor de la serie en los instantes pares o impares.

Por último, la tercera componente recibirá un tratamiento análogo a la anterior, para periodos de cuatro observaciones. En este caso, el filtro será:

$$(1 - B)(1 + B)y_t = x_{3,t}$$

$$E\left(\frac{x_{3,t+h}}{t}\right) - E\left(\frac{x_{3,t+h}}{t-1}\right) \rightarrow k(h)\varepsilon_t$$

siendo $k(h)$:

$$\text{Si } h = \dot{4} \quad \frac{A(i) + A(-i)}{2}$$

$$\text{Si } h = \dot{4} + 1 \quad -i \frac{A(i) - A(-i)}{2}$$

$$\text{Si } h = \dot{4} + 2 \quad -\frac{A(i) + A(-i)}{2}$$

$$\text{Si } h = \dot{4} + 3 \quad i \frac{A(i) - A(-i)}{2}$$

Esta componente tampoco está expresando la tendencia, sino la componente estacional de

frecuencia $\pi/2$, o de periodo cuatro, por tanto influye en aumentar o disminuir el valor de la serie en esos instantes.

La persistencia, que puede considerarse como la medida de la importancia de cada componente en el comportamiento a largo plazo de la serie, puede ser medida de diferentes formas. En este trabajo utilizaremos la persistencia relativa, definida como el cociente entre las varianzas de las diferencias cuartas de cada componente y de la serie, que puede demostrarse (ver Prada 2001) son equivalentes salvo constantes al espectro normalizado de las diferencias cuartas de la serie, en las frecuencias $0, \pi$ y $\pi/2$ respectivamente.

En concreto presentamos como medidas de persistencia, las siguientes:

$$\left. \begin{aligned}
 P_1 &= \frac{\sigma_{\Delta_4 z_1}^2}{\sigma_{\Delta_4 y}^2} = \frac{1}{2} \bar{f}_{\Delta_4 y} (0) \pi = \frac{A(1)^2}{4 \sum a_j^2} \\
 P_2 &= \frac{\sigma_{\Delta_4 z_2}^2}{\sigma_{\Delta_4 y}^2} = \frac{1}{2} \bar{f}_{\Delta_4 y} (\pi) \pi = \frac{A(-1)^2}{4 \sum a_j^2} \\
 P_3 &= \frac{\sigma_{\Delta_4 z_3}^2}{\sigma_{\Delta_4 y}^2} = \bar{f}_{\Delta_4 y} \left(\frac{\pi}{2} \right) \pi = \frac{\left[(a_0 - a_2 + a_4 - a_6 + \dots)^2 + (a_1 - a_3 + a_5 - a_7 + \dots)^2 \right]}{2 \sum a_j^2}
 \end{aligned} \right\} \quad (3)$$

Resumiendo, hemos descompuesto la serie y_t en cuatro componentes, de tal forma que las varianzas de las diferencias cuartas de cada componente (salvo la transitoria), es proporcional al espectro de las diferencias cuartas de y_t en cada una de las frecuencias $0, \pi, \pi/2$ y medimos la importancia de cada componente por la varianza de sus diferencias cuartas, o bien por la relación entre éstas y la varianza de $\Delta_4 y_t$.

Una vez definidas las distintas medidas de persistencia nos planteamos ahora el problema de su estimación. Como hemos visto anteriormente, las medidas de persistencia son, salvo constantes, equivalentes a los valores del espectro de las diferencias cuartas de la serie, y así, una posible vía de estimación vendrá dada por los estimadores del espectro en dichas frecuencias.

$$\hat{f}_{\Delta_4 y}(w) = \frac{1}{2\pi} \left[1 + 2 \sum_{j=1}^{T-1} \psi \left(\frac{j}{k} \right) \hat{\rho}_{\Delta_4 y}(j) \cos(wj) \right] \quad w = 0, \pi \text{ y } \pi/2.$$

cuando:

$$\psi \left(\frac{j}{k} \right) = \begin{cases} 1 - \frac{j}{k} & j \leq k - 1 \\ 0 & j \geq k \end{cases}$$

se obtiene el estimador de Bartlett.

Presentamos otra forma alternativa, buscando estimadores de las medidas de persistencia, desde un punto de vista no paramétrico, basados en la varianza de k diferencias de la serie. Así basados en los siguientes resultados (ver Prada 2001):

$$\lim_{k \rightarrow \infty} \frac{Var((1+B)(1+B^2)(1-B^k)y_t)}{4k\sigma_{\Delta_4 y_t}^2} = P_1 \quad ; \quad \lim_{k \rightarrow \infty} \frac{1}{8k\sigma_{\Delta_4 y_t}^2} Var[(1-B)(1+B^2)(1-B^{2k})y_t] = P_2$$

$$\lim_{k \rightarrow \infty} \frac{1}{4k\sigma_{\Delta_4 y}^2} Var[(1-B)(1+B)(1-B^{4k})y_t] = P_3$$

proponemos, para conocer la persistencia relativa, estimadores de esas cantidades:

$$\hat{P}_1 = \frac{\frac{1}{m_1 4} \sum_{t=k}^T [(1+B)(1+B^2)(1-B^k)y_t - k\hat{\mu}]^2}{\frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T [(1-B^4)y_t - \hat{\mu}]^2} \quad m_1 = k(T-k+1)(1-k/T)$$

$$\hat{P}_2 = \frac{\frac{1}{m_2 4} \sum_{t=k}^T [(1-B)(1+B^2)(1-B^k)y_t]^2}{\frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T [(1-B^4)y_t - \hat{\mu}]^2} \quad k \text{ par} \quad m_2 = k(T-k+1)$$

$$\hat{P}_3 = \frac{\frac{1}{m_3 2} \sum_{t=k}^T [(1-B)(1+B)(1-B^k)y_t]^2}{\frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T [(1-B^4)y_t - \hat{\mu}]^2} \quad k \text{ múltiplo de } 4. \quad m_3 = (k/2)(T-k+1)$$

que puede demostrarse son asintóticamente equivalentes a los estimadores de Bartlett del espectro de las diferencias cuartas en las frecuencias 0, π y $\pi/2$ respectivamente y mediante simulaciones puede demostrarse que tienen un comportamiento en el caso de muestras finitas similar, mejorando el sesgo especialmente cuando existen en el modelo, raíces unitarias. Conviene resaltar que dichos estimadores nos indican el valor de la persistencia cuando el valor de k es elevado. Sin embargo, y debido a que si el valor de k es elevado no tendríamos datos para estimar las diferentes varianzas, planteamos como solución de compromiso el cálculo de dichos estimadores para valores de k que no superen la mitad del tamaño muestral. Además, es preferible el cálculo de todos los valores posibles de k, a fin de apreciar la evolución de los mismos.

3. Estudio de la persistencia del Empleo en Castilla y León.

Para este estudio, partimos de la información sobre dicha serie, que suministra el I.N.E., con carácter trimestral desde el tercer trimestre de 1976 hasta el segundo trimestre de 2002. Conviene señalar que la nueva metodología de la Encuesta de Población Activa, puesta en marcha en el año 2001, no afecta a estos datos. Hemos considerado, como es habitual, la serie en logaritmos a lo largo de todo el trabajo.

En el siguiente gráfico podemos apreciar la evolución del EMPLEO, con un claro comportamiento cíclico y los picos característicos de los diferentes trimestres. Podemos apreciar la caída sistemática hasta el año 1986 y la evolución al alza desde el año 1996.

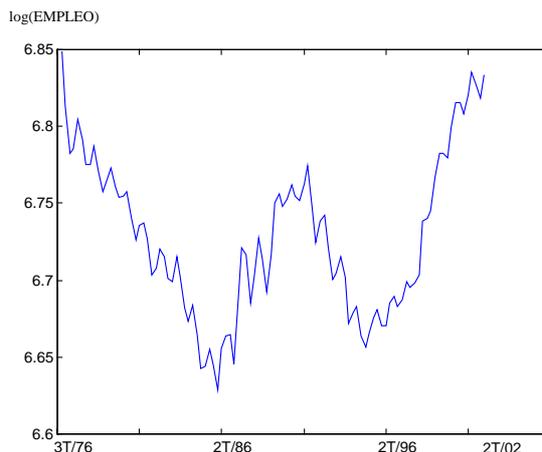


Figura 1. Empleo trimestral (miles) en logaritmos 3T/1976-2T/2002.

Aunque las medidas de persistencia que presentamos no están ligadas a la estimación de un modelo para el empleo, si guardan una clara relación con la existencia o no de raíces unitarias en el mismo, puesto que en general (salvo existencia de términos en la parte de media móvil que mitiguen su efecto) una raíz unitaria es síntoma de permanencia de las innovaciones.

En la literatura sobre esta serie, suponiendo modelos lineales, aparecen modelos con una o dos raíces unitarias, dependiendo de los métodos utilizados, (ver por ejemplo Suriñach et al, 1995, para una discusión interesante sobre este tema y sobre la existencia de raíces unitarias estacionales, también es interesante Morollón, 1998). Por este motivo, buscamos previamente la existencia o no de raíces unitarias en nuestros datos. Los resultados son los siguientes:

Dickey-Fuller aumentado (4 retardos).

Hipótesis nula	log EMP	$\Delta \log \text{EMP}$
Constante	-1.9958	-2.4728
Constante y Tendencia	-1.9544	-2.8173
Contraste de Phillips y Perron (4 retardos)		
Constante	-1.8541	-8.7230**
Constante y Tendencia	-1.7760	-9.1331**

* Rechazo de la hipótesis nula al 5%.

** Rechazo de la hipótesis nula al 1%

Como podemos ver, se acepta claramente la hipótesis de una raíz unitaria, planteando dudas la existencia de una segunda raíz, según el tipo de contraste empleado y del número de retardos utilizados. Hemos elegido, en este caso 4, por ser el valor sugerido por Newey-West.

Como podemos ver en el periodograma de la serie, la existencia de una raíz unitaria no permite apreciar claramente el comportamiento estacional de la serie. Por este motivo nos planteamos en primer lugar un modelo que no tenga en cuenta dicho comportamiento:

$$EMP_t - EMP_{t-1} = \mu + A(B) \varepsilon_t$$

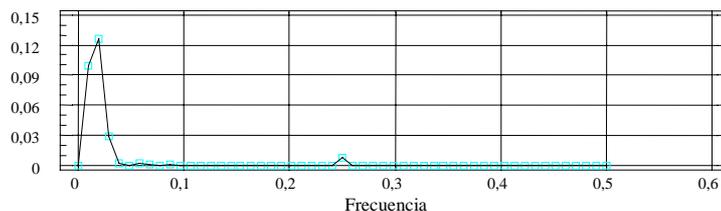


Figura 2. Periodograma de la serie log(EMP)

Cuando estudiamos la persistencia de esta serie, podemos apreciar (ver figura 3 y tabla 1 del apéndice) que es elevada, lo que puede confirmar la existencia de una raíz unitaria, y por tanto, podemos afirmar que la serie no posee reversión a la media, esto es, el efecto de un shock repercute en el comportamiento a largo plazo de la serie.

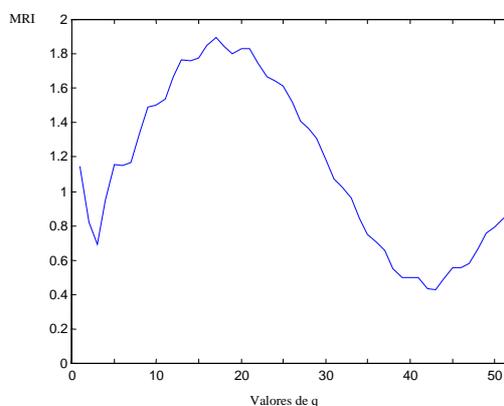


Figura 3. Persistencia de la serie log EMP.

Si consideramos la serie en diferencias $\Delta EMP_t = y_t$, y_t está representando la tasa de variación trimestral del empleo en Castilla y León. La gráfica de la serie y sus autocorrelaciones y periodograma, indican claramente su carácter estacional.

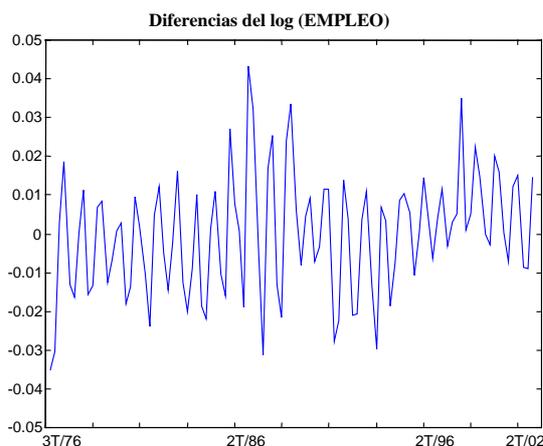


Figura 4. Gráfico de las primeras diferencias de log EMP.

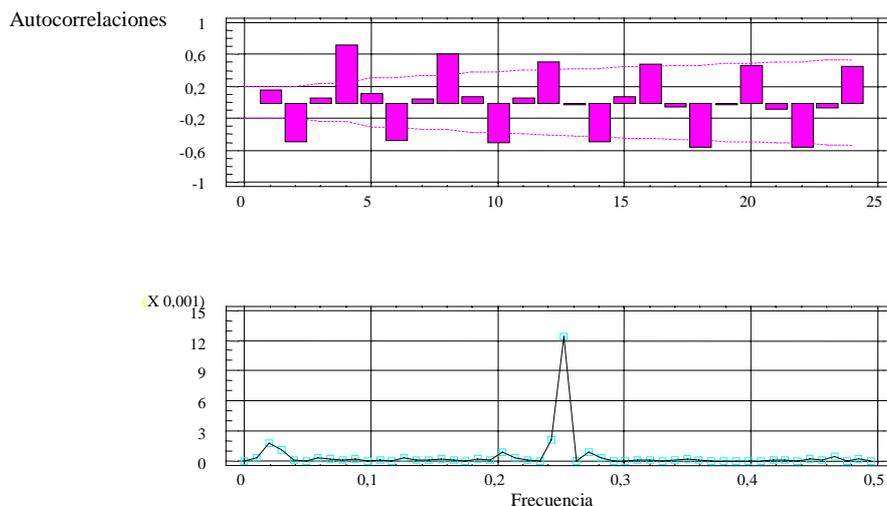


Figura 5. Autocorrelaciones y periodograma de la serie y_t

Esta serie posee raíces unitarias en las frecuencias 0 , π y $\pi/2$, y podemos considerar el modelo:

$$y_t - y_{t-4} = \mu + A(B)\varepsilon_t$$

para estudiar la importancia de cada componente (tendencia y estacionalidad de dos y cuatro periodos), o dicho de otra forma, la importancia de cada raíz unitaria. Los resultados de las medidas de persistencia para la serie y_t son los siguientes:

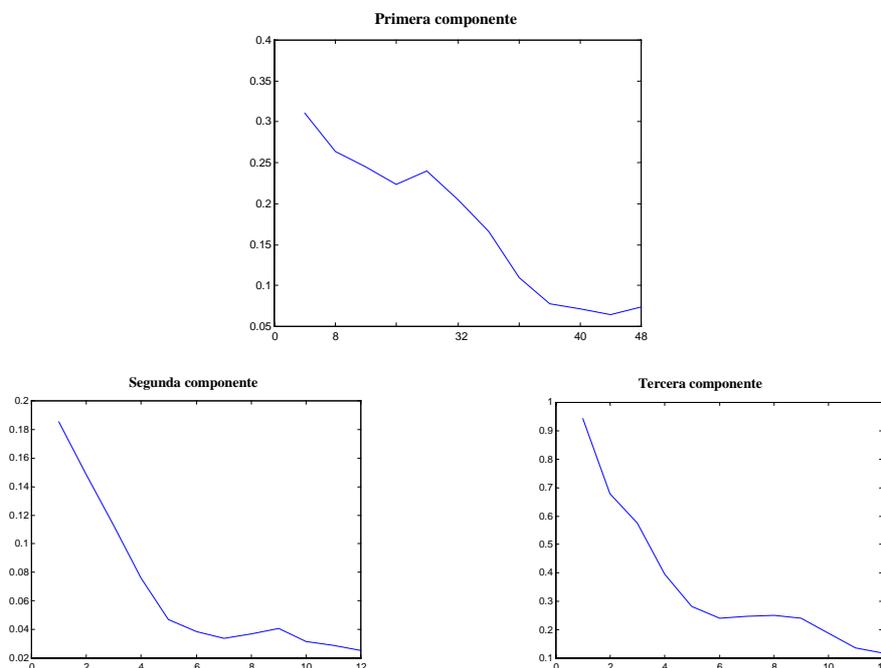


Figura 6. Persistencia de las diferencias del log(EMP), trimestral, en la tendencia (1ª componente) y en la estacionalidad (2ª y 3ª componentes) de periodos 2 y 4 respectivamente

Los resultados indican que la serie y_t posee poca persistencia tanto en tendencia como en estacionalidad o dicho de otra forma un resultado coyuntural en un determinado trimestre no

supone a largo plazo un cambio en el comportamiento estacional de la serie.

Sin embargo esto no quiere decir que la serie no posea realmente raíces unitarias estacionales, sino que en el término $A(B)$ existen factores que matizan la influencia real de las raíces en cuanto al tema de la persistencia. Aún sin ánimo de un estudio profundo del modelo que puede seguir esta serie, podemos reflejar estas ideas explorando cuál es el polinomio $A(B)$, tomando diferencias cuartas en la serie. Sugerimos diferentes modelos estacionales alternativos, tanto estacionarios como integrados, todos ellos con un parecido nivel de ajuste y superando los contrastes habituales de la hipótesis de que los residuos sigan un ruido blanco. Los modelos que resultan son los siguientes:

- (A) ARIMA(4,0,0) con constante. (D) ARIMA(0,0,1)x(0,1,0)⁴ con constante.
 (B) ARIMA(1,0,0)x(0,1,0)⁴ con constante. (E) ARIMA(1,0,4)x(0,1,0)⁴ con constante.
 (C) ARIMA(4,0,4)x(0,1,0)⁴ con constante.

El modelo que mejor se ajusta es el C, obtenido después de tomar diferencias cuartas en la serie y_t . El polinomio $A(B)$ es un ARMA(4,4), con coeficientes:

Modelo ARIMA

Parámetros	Valor	Error típico	t	P-valor
AR(1)	0.324756	0.101677	3.19402	0.001934
AR(2)	-0.0482578	0.101801	-0.47404	0.636619
AR(3)	-0.14115	0.105767	-1.33453	0.185396
AR(4)	0.447809	0.0998244	4.48596	0.000021
MA(1)	0.036972	0.03613	1.0233	0.308907
MA(2)	0.0224533	0.0300001	0.748442	0.456145
MA(3)	-0.0851752	0.0366858	-2.32175	0.022504
MA(4)	0.983014	0.00029936	39.1948	0.000000
Media	0.00048361	0.00029936	1.65543	0.109718
Constante	0.000201589			

Varianza estimada del ruido blanco = 0.00007929 con 90 grados de libertad

Desviación típica estimada del ruido blanco = 0.00890502

En las figuras 7 y 8, podemos apreciar como los residuos del modelo son ruido blanco.

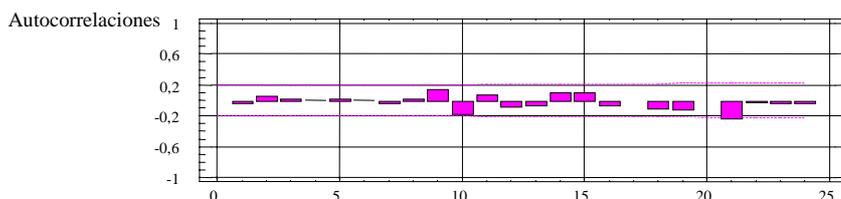


Figura 7. Autocorrelaciones de los residuos del modelo C

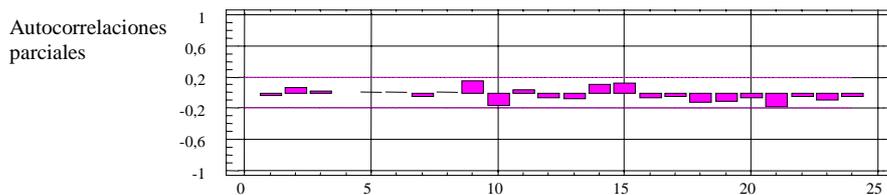


Figura 8. Autocorrelaciones parciales de los residuos del modelo C

Este modelo además replica perfectamente el comportamiento de las medidas de persistencia de nuestra serie. Para observar este fenómeno hemos realizado mediante simulaciones 10000 réplicas de este modelo, para el mismo tamaño muestral (103) calculando en cada caso las medidas de persistencia. Los siguientes gráficos expresan los valores medios de estas medidas para los estimadores P_i :

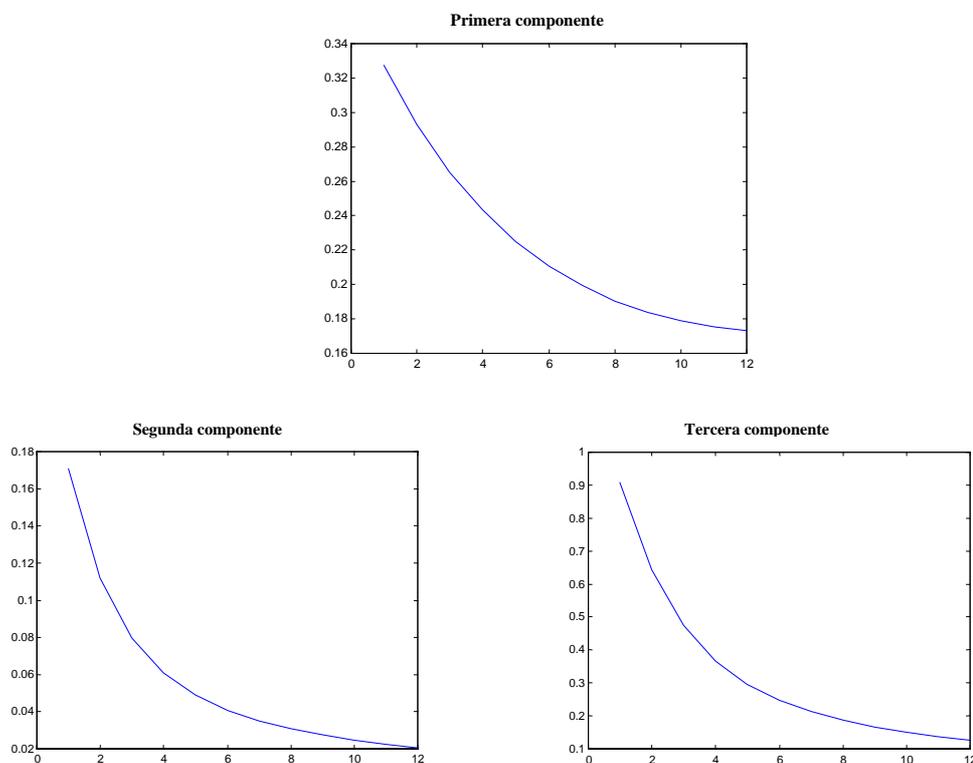


Figura 9. Persistencia de las diferencias del log(EMP), trimestral, en la tendencia (1ª componente) y en la estacionalidad (2ª y 3ª componentes) de periodos 2 y 4 respectivamente

El hecho de que la persistencia tome valores tan bajos no es incompatible con la existencia de raíces unitarias en su modelización. Hay que tener en cuenta que la parte de media móvil del polinomio $A(B)$ es:

$$1 + 0.085 B^3 - 0.983 B^4$$

cuyas raíces son: 1.02, -0.98, $0.021 + i$, $0.021 - i$, muy próximas a 1, -1, $+i$ y $-i$ respectivamente. Por este motivo, esta serie podría modelarse sin un error demasiado grande, sin tomar diferencias de orden 4, como vemos en el modelo A, presentado anteriormente.

4. Conclusiones

Este trabajo estudia la persistencia del Empleo en Castilla y León, con datos trimestrales, tanto en la tendencia como en las componentes estacionales, midiendo si las innovaciones han tenido efectos permanentes sobre el comportamiento del número de ocupados, y si éstas afectan a su patrón estacional.

Los resultados demuestran que los shocks tienen efectos altamente persistentes en la frecuencia cero, esto es en la tendencia, y por el contrario, efectos transitorios sobre las frecuencias estacionales y por tanto su patrón estacional se mantiene de forma relativamente estable. También planteamos un posible modelo, compatible con la existencia de raíces unitarias, que replica perfectamente, mediante simulaciones el comportamiento de la persistencia de la serie objeto de estudio.

Apéndice de tablas

Tabla 1. Valores de la persistencia de la serie log Empleo, datos trimestrales.

La tabla representa los valores de la persistencia para k = 1 hasta k = 50.

1.1431	0.8217	0.6941	0.9475	1.1561	1.1501	1.1643	1.3409	1.4911	1.5041	1.5367
1.6673	1.7638	1.7612	1.7758	1.8477	1.8941	1.8419	1.8019	1.8270	1.8320	1.7487
1.6628	1.6398	1.6121	1.5170	1.4082	1.3641	1.3070	1.1861	1.0729	1.0241	0.9595
0.8474	0.7487	0.7060	0.6560	0.5540	0.4984	0.5013	0.4986	0.4354	0.4269	0.4898
0.5549	0.5546	0.5795	0.6702	0.7581	0.7916	0.8418				

0.3110	0.2639	0.2451	0.2237	0.2398	0.2055	0.1655	0.1096	0.0779	0.0713	0.0642	0.0741
0.1853	0.1480	0.1131	0.0758	0.0470	0.0384	0.0338	0.0367	0.0406	0.0317	0.0291	0.0252
0.9432	0.6789	0.5746	0.3950	0.2826	0.2399	0.2484	0.2496	0.2408	0.1869	0.1377	0.1183

Tabla 2. Valores de la persistencia de la serie Δ log Empleo. trimestral

Por filas, primera, segunda y tercera componentes.

	k = 8	k = 12	k = 16	k = 20	k = 24	k = 28	k = 32	k = 36	k = 40	k = 44	k = 48
P1	0.2639	0.2451	0.2237	0.2398	0.2055	0.1655	0.1096	0.0779	0.0713	0.0642	0.0741
P2	0.1480	0.1131	0.0758	0.0470	0.0384	0.0338	0.0367	0.0406	0.0317	0.0291	0.0252
P3	0.6789	0.5746	0.3950	0.2826	0.2399	0.2484	0.2496	0.2408	0.1869	0.1377	0.1183

Referencias bibliográficas

CAMPBELL, J.Y. y MANKIW, N.G. Are Output Fluctuations Transitory?, The Quarterly Journal of Economics, November, 1987 pp. 857-880.

CHRISTIANO, L.J. y EICHENBAUM, M. Unit Roots in Real GNP: Do we Know, and Do we Care? Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, Vol 32, 1990 pp. 7-62.

COCHRANE, J.H. How Big is the Random Walk in GNP?, Journal of Political Economy, Vol 96, 1988, pp. 893-920.

JAEGER, A. y KUNST, R.M. Seasonal Adjustment and Measuring Persistence in Output, Journal of Applied Econometrics, Vol 5, 1990, pp. 47-58.

KING, R.G., PLOSSER, C.I., STOCK, J.H. y WATSON, M.W. (1987): "Stochastic Trends and Economic Fluctuations," Working Paper nº 2229. National Bureau of Economic Research.

KOOP, G., LEY, E., OSIEWALSKI, J. y STEEL, M.F.J. (1997): "Bayesian Analysis of Long Memory and Persistence Using ARFIMA Models," Journal of Econometrics, 76, pp. 149-169.

LU, M. (1996): "Measuring the Persistence of Macroeconomic Time Series," Working Paper nº 9608. Department of Economics. University of Southampton.

NELSON, C.R. y PLOSSER, C.I. (1982): "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications," Journal of Monetary Economics, Vol 10, pp. 139-162.

PESARAN, M.H., PIERSE, R.G. y LEE, K.C. (1993): "Persistence, Cointegration, and Aggregation: A disaggregated Analysis of Output Fluctuations in the U.S. Economy," Journal of Econometrics, Vol 56, pp. 57-88.

POTERBA, D.M. y SUMMERS, L.H. (1988): "Mean Reversion in Stock Prices: Evidence and Implications," Journal of Financial Economics, Vol 22, pp. 27-59.

PRADA MORAGA, M. Persistencia y contrastes de la hipótesis camino aleatorio. Extensión a series con periodicidad trimestral. Tesis doctoral. Universidad de Valladolid. 2001

PROIETTI, T. (1996): "Persistence of Shocks on Seasonal Processes," Journal of Applied Econometrics, Vol 11, pp. 383-398.

QUAH, D. (1992): "The Relative Importance of Permanent and Transitory Components: Identification and some Theoretical Bounds," Econometrica, Vol 60, pp. 107-118.

RUBIERA MOROLLÓN, F. (1998): "Crecimiento de los servicios en las regiones españolas. Análisis univariante de las series de empleo terciario. Actas del VI Encuentro de Economía Regional de Castilla y León. Zamora.

SURIÑACH, J., ARTÍS, M., LÓPEZ, E. y SANSÓ, A. Análisis económico regional. Nociones básicas de la Cointegración. Ed. Antoni Bosch . Universidad de Barcelona. 1995