

# **CONVERGENCIA REAL: UN ANALISIS PARA EL MERCADO DE TRABAJO DE CASTILLA Y LEON**

**Angel Luis MARTÍN ROMÁN**

**Alfonso MORAL DE BLAS**

**Departamento de Fundamentos del Análisis Económico.**

**Universidad de Valladolid.**

**Avda. Valle Esgueva, 6, 47011, Valladolid**

**angellm@esgueva.eco.uva.es**

**amoral@esgueva.eco.uva.es**

## **RESUMEN**

El tema que pretendemos estudiar en esta comunicación es la relación existente entre dos de las principales magnitudes del mercado de trabajo de Castilla y León y del resto de España. Precisando más, el objetivo de este trabajo es analizar la existencia de convergencia real entre las variables del mercado de trabajo de nuestra comunidad y las del resto de comunidades españolas. Para ello realizamos un análisis de cointegración que nos proporcione las relaciones de largo plazo que puedan existir para la tasa de paro y la tasa de ocupación.

La metodología usada en este trabajo es la de las series temporales, y más concretamente, se analizarán las posibles relaciones de cointegración que aparezcan entre las variables referidas al mercado de trabajo castellano-leonés y las del resto de la nación. Este estudio nos permitirá analizar la existencia de tendencias comunes, y en consecuencia, a concluir la convergencia o divergencia existente en la evolución seguida por estas variables.

## **PALABRAS CLAVE.**

Convergencia, Mercado de Trabajo, Análisis Regional.

## **1.- INTRODUCCIÓN**

El objetivo de este trabajo es analizar la existencia de convergencia para dos de las principales magnitudes del mercado laboral (tasa de paro y tasa de ocupación) entre la Comunidad Autónoma de Castilla y León y el resto de las regiones de España. El análisis de convergencia ha sido utilizado principalmente para medir la aproximación de los niveles de renta per cápita de un conjunto de regiones o países a lo largo del tiempo.

También se suele utilizar como medida de la convergencia real entre dos unidades territoriales la tasa de paro. Sin embargo, mientras que los estudios sobre convergencia de regiones o países en términos de renta per cápita son muy abundantes en la bibliografía económica, los trabajos que examinan la convergencia entre las tasas de desempleo no son muy profusos en el ámbito regional<sup>1</sup>. Por este motivo, con este artículo pretendemos cubrir este vacío, al menos, para la Comunidad de Castilla y León.

Todos los trabajos pretenden dar respuesta a una pregunta básica. El nuestro intenta contestar a la siguiente cuestión: ¿Convergen las tasas de paro y de ocupación de Castilla y León con las del resto de España o, por el contrario, se mantiene o aumenta la disparidad en tales variables? Una vez que se obtiene evidencia empírica que permite responder a esta respuesta es fácil determinar los factores que pueden afectar a la senda futura del mercado de trabajo castellano-leonés y, consecuentemente, obtener recetas de política económica.

La metodología que utilizaremos aquí para tratar con esta cuestión es la de la cointegración. Más concretamente, seguiremos el método propuesto por Johansen (1988) y Johansen y Juselius (1990). En esta metodología la existencia de una relación de cointegración entre dos variables se interpreta como una tendencia común. En otras palabras: se dice que hay una relación de equilibrio de largo plazo. El siguiente paso es estudiar esa relación de equilibrio y a partir de dicho estudio deducir si el proceso que siguen ambas variables es convergente, divergente, o ni lo uno ni lo otro (es decir: se mantienen las diferencias que existen a lo largo del tiempo).

Si contemplamos las tasas de paro y de ocupación de Castilla y León y España menos dicha región procedentes de la Encuesta de Población Activa (EPA), es bastante evidente que presentan un comportamiento cualitativo similar. Presentan, a simple vista, una tendencia y un comportamiento cíclico parecido. Ahora bien, de este análisis tan simple no se puede inferir ninguna conclusión sobre la convergencia o divergencia de dichas variables. Para ello necesitamos un método más riguroso, que es lo que perseguimos en este trabajo.

La forma más extendida de entender la convergencia la siguiente: se dice que dos magnitudes convergen cuando las diferencias que existen entre ellas disminuyen a lo largo del tiempo. Si ocurriera lo contrario, entonces diríamos que dichas variables presentan un comportamiento divergente. Una tercera posibilidad es que las diferencias se mantuvieran constantes a lo largo del tiempo. Esto significaría que las tasas de crecimiento de ambas variables serían parecidas, no pudiéndose hablar ni de convergencia ni de divergencia en este último caso.

---

<sup>1</sup> Un trabajo en este sentido que analiza la convergencia entre Andalucía y el resto de España es Avilés et al. (1997).

Cuando se lleva a cabo un análisis regional, las variables se ven afectadas por los entornos económicos e institucionales de dos niveles territoriales diferentes: el nacional y el regional propiamente dicho. El mercado de trabajo no es ninguna excepción a esta regla. Así pues, el mercado de trabajo de una región se ve afectado por las condiciones del país en el que se inscribe dicha región. Las políticas microeconómicas y macroeconómicas del país, así como la relación de éste con otros países, afectan tanto al agregado nacional como a cada una de las regiones que lo componen en el mismo sentido. Por este motivo es habitual observar un comportamiento similar, en términos cualitativos, en el movimiento de las principales magnitudes laborales para las diferentes regiones del país. Sin embargo, las características particulares de cada región (por ejemplo las diferentes políticas económicas que son competencia de la propia región o las singularidades estructurales de la misma) pueden dar origen a una dispersión en las variables laborales de las diferentes regiones. Siguiendo a Avilés et al. (1997), y a modo de síntesis, se puede decir que podemos esperar que las variables tengan una evolución temporal similar provocada por la marcha general de la economía nacional. Pero en dicha evolución puede existir o no un proceso de convergencia, que va a estar determinado por las características propias de los mercados de trabajo regionales. Aquí es donde el análisis de convergencia muestra toda su potencia.

El resto del trabajo se organiza como sigue: En el apartado dos se hace una visión retrospectiva de los distintos métodos que se han utilizado para la medición de la convergencia. En el tercer apartado se aportan los resultados empíricos de nuestro estudio, concretados en el estudio de la integración y cointegración de las series, así como en la obtención de sus relaciones de largo plazo. Por último en el cuarto apartado, se intenta concluir, a partir del análisis anterior, la convergencia o divergencia entre Castilla y León y España para las variables estudiadas.

## 2.- CRITERIOS PARA LA MEDICIÓN DE LA CONVERGENCIA

Una de las definiciones de convergencia más aceptadas en economía (véase Camarero et al. (1995)) es que la diferencia entre dos a más series debe hacerse arbitrariamente pequeña (o converger hacia cierta constante,  $m$ ) a medida que pasa el tiempo:

$$\lim_{t \rightarrow \infty} (X - Y) = m \quad (1)$$

Sin embargo, la mayoría de las variables económicas son series aleatorias. Se puede extender la definición dada por la expresión (1) introduciendo la noción de convergencia estocástica. Esto es: existe una fecha a partir de la cual la esperanza matemática de la diferencia entre las dos variables se convierte en inferior o igual a una constante,  $m$

$$E\{\lim_{t \rightarrow \infty} (X - Y)\} = \mathbf{m} \quad (2)$$

En otras palabras: se requiere que la probabilidad de que dos series difieran en una cierta cantidad sea arbitrariamente pequeña. Desde un punto de vista meramente práctico se han propuesto diferentes métodos para contrastar la convergencia:

1. Utilizando medidas de dispersión de las varianzas condicionadas. Este método (utilizado, por ejemplo, en el trabajo de Rogoff (1985)) tiene la desventaja de que se basa en la utilización de índices, lo que significa que la dispersión en el año base es nula. Además, dichas medidas pueden verse afectadas por acontecimientos exógenos.
2. A través de los parámetros de las relaciones econométricas. Así, si los coeficientes estimados resultan ser similares, se obtendría una prueba de convergencia. Una estrategia alternativa sería analizar la existencia de cambios estructurales (véase, por ejemplo, Artis y Ormerod (1991)).
3. Utilizando la metodología de la moderna teoría del crecimiento económico (véase Barro (1991) y Barro y Sala-i-Martin (1992)). En estos trabajos, se suele utilizar una sección cruzada de países, y se contrasta la existencia de convergencia verificando el menor crecimiento de los países de renta per cápita más elevada con respecto a los países con rentas mayores. Esto se hace del siguiente modo: se realiza una regresión del producto per cápita de un país con respecto a su nivel anterior. Si existe convergencia, el coeficiente estimado debe ser negativo. Este contraste está muy relacionado con el test de estacionariedad de Dickey y Fuller (1979); aunque hay que decir que esta condición no es suficiente ni necesaria para la existencia de convergencia.
4. Analizando la existencia de una relación de cointegración entre las variables. Debido a que para que exista convergencia las diferencias entre dos series no pueden tener varianzas infinitas, la existencia de cointegración entre las variables se ha considerado, por parte de algunos autores, como una condición necesaria, aunque no siempre suficiente, para que exista convergencia. Un artículo que utiliza este tipo de técnicas para contrastar la hipótesis de convergencia es McDonald y Taylor (1991).
5. Realizando contrastes sobre los vectores de cointegración. Utilizando también las técnicas de cointegración, lo que hace esta literatura es contrastar si, una vez que existe cointegración, esas relaciones satisfacen una serie de restricciones de acuerdo con la definición de convergencia que se adopte. Este método se basa en los trabajos de Johansen (1988) y Johansen y Juselius (1990).

En resumen: se puede decir que en la literatura empírica sobre el tema existen, fundamentalmente, dos métodos para examinarla existencia de convergencia. El primero está basado en el análisis de datos de corte transversal. El segundo método utiliza el análisis de series temporales. El trabajo que se presenta aquí sigue este segundo enfoque.

Básicamente, la convergencia requiere que las diferencias entre los niveles de las variables no contengan una raíz unitaria o tendencia estocástica a lo largo del tiempo. Esto último significaría que las variables deben estar cointegradas.

Nuestra propuesta para medir la convergencia va a depender, además del resultado de nuestro análisis de cointegración, de cual sean las condiciones de partida de las variables en cuestión. En este sentido vamos a tener resultados distintos dependiendo de qué variable este por encima y de cómo sea la tendencia (creciente o decreciente). Si nosotros queremos estudiar la existencia de convergencia entre Castilla y León y España para una variable  $Y$  (convergencia entre  $Y_C$  e  $Y_E$ ), la estimación de nuestra relación de cointegración nos proporciona un vector  $(1, -\alpha)$  que para que exista convergencia tiene que cumplir:

$$E(Y_{C,t+T} - \alpha Y_{E,t+T}) < (Y_{C,t} - Y_{E,t}) \quad (3)$$

La expresión (3) refleja que en el momento  $t+T$ , la relación de largo plazo (proporcionada por ese vector) da lugar a una diferencia cada vez menor entre las variables. Los distintos casos que se nos pueden presentar, en función de cómo sea el valor de  $\alpha$  de las condiciones de partida, pueden resumirse de la siguiente manera:

a.- Si el parámetro que proporciona el vector de cointegración es menor a la unidad ( $\alpha < 1$ ), existirá convergencia si la tendencia que siguen ambas series es creciente y además se cumple que  $Y_{C,t} - Y_{E,t} > 0$ , o si la tendencia es decreciente a la vez que  $Y_{C,t} - Y_{E,t} < 0$ .

b.- Si el parámetro es mayor a la unidad ( $\alpha > 1$ ), existirá convergencia si la tendencia es creciente (decreciente) y además  $Y_{C,t} - Y_{E,t} < 0$  ( $Y_{C,t} - Y_{E,t} > 0$ ).

c.- Si el parámetro toma el valor uno, no hay convergencia ni divergencia, las diferencias se mantendrán a lo largo del tiempo.

Con este elenco de posibilidades y el análisis empírico que realizaremos en el epígrafe siguiente, podremos concluir la convergencia o divergencia para la tasa de ocupación y la tasa de paro entre Castilla y León y el resto de España.

### 3.- ANALISIS EMPIRICO

En este apartado se presentan los resultados del estudio de la convergencia real entre Castilla y León y España<sup>2</sup>. Para ello se va a utilizar un enfoque de series temporales que se basa en las técnicas de raíces unitarias y de cointegración, habitualmente usadas en la literatura sobre convergencia.

Las variables elegidas para este análisis han sido: la tasa de paro y la tasa de ocupación. Todos los datos son trimestrales, abarcan el periodo comprendido entre el tercer trimestre de 1976 y el primero del 2000, y proceden de la serie de Principales Resultados de la Encuesta de Población Activa que proporciona el Instituto Nacional de Estadística. Los datos obtenidos de la encuesta original han sido desestacionalizados con el fin de eliminar los posibles efectos que pueda provocar el que los datos pertenezcan a uno u otro trimestre.

La definición de las variables empleadas en el estudio se ha hecho de la siguiente manera:

- OCUCYLSA: Tasa de ocupación de Castilla y león desestacionalizada.
- OCUESPSA: Tasa de ocupación de España desestacionalizada.
- PARCYLSA: Tasa de paro de Castilla y león desestacionalizada.
- PARESPSA: Tasa de paro de España desestacionalizada

Para el periodo analizado, y con los datos ya desestacionalizados, podemos apreciar una tendencia decreciente para la tasa de ocupación (FIGURA 1) que se ve corroborada por la estimación recogida por las ecuaciones 4 y 5. Si ahora tenemos en cuenta las estimaciones que aparecen en las ecuaciones 6 y 7, encontramos una tendencia creciente para la tasa de paro (FIGURA 2).

$$\begin{aligned} OCUCYLSA &= 44,29 - 0,09 * TIME \\ &(95,5) \quad (-11,1) \end{aligned} \tag{4}$$

$$\begin{aligned} OCUESPSA &= 43,66 - 0,05 * TIME \\ &(80,8) \quad (-6,1) \end{aligned} \tag{5}$$

$$\begin{aligned} PARCYLSA &= 7,46 + 0,15 * TIME \\ &(11,8) \quad (13,3) \end{aligned} \tag{6}$$

---

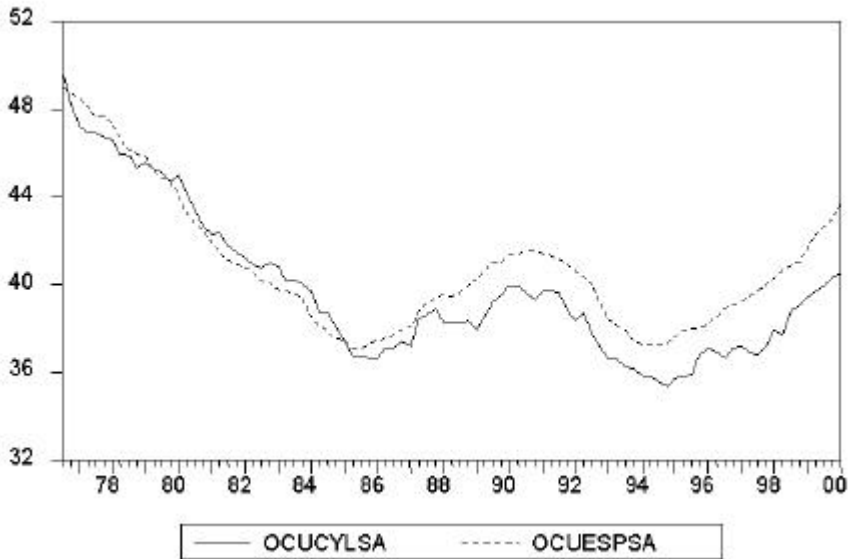
<sup>2</sup> Debido a que Castilla y León es una parte de España, nuestro análisis puede estar sesgado hacia la convergencia. Para eliminar este efecto, lo que realmente estamos analizando es la convergencia existente entre Castilla y León y el resto de España.

$$PARESPSA = 10,84 + 0,13 * TIME \quad (7)$$

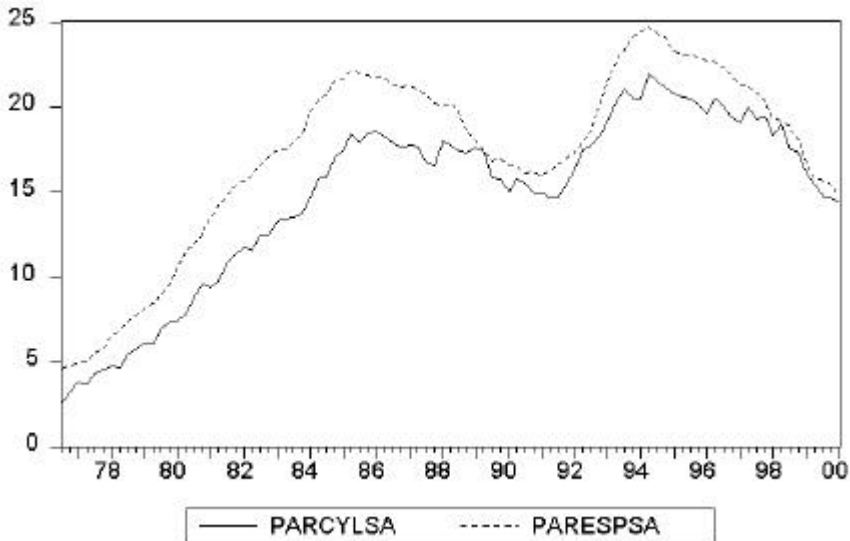
(13,3)    (8,9)

Donde *TIME* es una variable que recoge la tendencia, y los valores que aparecen entre paréntesis se refieren al valor de los t-ratio que muestran el nivel de significación de los coeficientes.

**FIGURA1. TASA DE OCUPACION**



**FIGURA 2. TASA DE PARO**



Estas tendencias, junto con los resultados de la cointegración nos van a permitir obtener conclusiones sobre la relación de largo plazo que tienen las variables, y sobre las posibles tendencias comunes que pudieran existir. No obstante, a la vista de los gráficos obtenidos, podemos tener una primera intuición de los resultados esperados.

Una vez obtenidas las series, vamos a proceder al análisis de la posible convergencia mediante el estudio de los vectores de cointegración, o relaciones de largo plazo, que puedan existir entre las variables. Se considera que entre dos variables, integradas del mismo orden,<sup>3</sup> existe una relación de cointegración, cuando podemos obtener una combinación lineal de ellas que proporciona residuos integrados de un orden inferior. Para el caso concreto de variables integradas de orden uno, la existencia de una relación de cointegración implica que tengamos una combinación lineal de equilibrio que nos proporcione residuos estacionarios. Es decir: las perturbaciones que puedan afectar a

<sup>3</sup> Una variable  $x_t$  es integrada de orden  $d$  ( $x_t \sim I(d)$ ), si se puede representar como un proceso autorregresivo de media móvil, no determinístico, invertible y estacionario después de diferenciar la serie  $d$  veces. Por lo tanto cuando tenemos una variable integrada, tanto la media como la varianza dependen del tiempo (las perturbaciones tienen carácter permanente), mientras que si es estacionaria la media es constante, no varía con el tiempo y la varianza es constante y finita (las perturbaciones son temporales y la serie acaba volviendo al equilibrio). Engle y Granger (1987).



estas variables tendrían un efecto temporal sobre dicha combinación de equilibrio, mientras que ese efecto sería permanente sobre las variables consideradas de forma individual.

De acuerdo a lo expuesto en el párrafo anterior, el análisis de las relaciones de largo plazo de las series elegidas requiere un estudio previo que nos permita afirmar la coincidencia de los ordenes de integrabilidad de las series (recordemos que para que pueda existir una relación de cointegración, las variables han de ser integradas del mismo orden). En nuestro caso hemos recurrido a la aplicación del test Dickey-Fuller ampliado (ADF)<sup>4</sup> sobre todas las variables implicadas, tanto en niveles como en primeras diferencias, con el fin de determinar el orden de integración de todas las series. Los resultados aparecen recogidos en el CUADRO 1.

**CUADRO 1. RESULTADOS DEL TEST DICKEY-FULLER AMPLIADO**

	TASA DE OCUPACION		TASA DE PARO	
	NIVELES	DIFERENCIAS	NIVELES	DIFERENCIAS
<b>CASTILLA Y LEON</b>	-2.1081 (-2.89)	-5.5295 (-3.46)	-2.2984 (-2.89)	-5.6381 (-3.46)
<b>RESTO DE ESPAÑA</b>	-2.2857 (-2.89)	-4.4922 (-3.46)	-2.5440 (-2.89)	-4.2396 (-3.46)

NOTAS: Los valores que aparecen entre paréntesis recogen los valores críticos que indican si la serie es o no estacionaria al 5%. Las diferencias en los valores críticos se deben a la inclusión de tendencias, retardos o constantes que resultaron significativos a la hora de modelizar el test.

A la vista de los resultados recogidos en el CUADRO 1 podemos extraer las siguientes conclusiones. En las dos variables, tanto para el caso de Castilla y León como para el del resto de España, se puede aceptar la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria, con un nivel de significación del 5%, cuando las estudiamos en niveles. Si tenemos en cuenta los resultados recogidos en esta tabla cuando medimos las variables en primeras diferencias, podemos admitir claramente la estacionariedad de las series

---

<sup>4</sup> Vease Dickey y Fuller (1979)

diferenciadas al nivel de significación ya mencionado del 5%, y por consiguiente el rechazo de la hipótesis nula de dos raíces unitarias. Por lo tanto podemos admitir que las variables medidas en niveles son integradas de orden uno para los dos entes territoriales, pasando a ser estacionarias cuando calculamos sus primeras diferencias.

Una vez comprobado que todas las series poseen el mismo orden de integración, podemos pasar a estimar las relaciones de cointegración que puedan existir entre cualquier par de series considerado. Una vez encontrada esa relación de largo plazo, concluiremos la convergencia o divergencia real de Castilla y León con España para cada una de las variables.

El análisis de cointegración se lleva a cabo mediante el Procedimiento Máximo Verosímil de Johansen<sup>5</sup> que nos permite saber cuantos vectores de cointegración tenemos, así como su estimación concreta. Este procedimiento contrasta, mediante el estadístico de máxima verosimilitud, la hipótesis de existencia de  $r$  relaciones de cointegración, frente a la alternativa de existencia de  $r+1$  relaciones de cointegración, y una vez determinado el número con un nivel de significación del 1% o del 5%, proporciona una estimación normalizada de estos vectores o relaciones de largo plazo que existen entre las variables estudiadas.

Para realizar este análisis nosotros hemos creado, para cada una de las variables objeto de estudio, un vector con dos componentes, una con los datos de la variable para Castilla y León y otra con los del resto de España, de la siguiente forma:

$$x_t = [Castilla - León, España]$$

Una vez definido el vector, se ha de calcular el número óptimo de retardos, y seleccionar el modelo de ecuación de cointegración más adecuado de acuerdo a los datos disponibles. Con todos estos datos, este procedimiento calcula el número de ecuaciones de cointegración y proporciona una estimación normalizada de las mismas. Estas estimaciones, aparecen con un 1 para la primera componente (en nuestro caso la de Castilla y León), y un valor  $a$  para la segunda (en nuestro caso la referida al resto de España). Este valor  $a$  es el que nos permite determinar la existencia de convergencia y, en general, es el que va a determinar esa relación de largo plazo existente entre las variables.

Los resultados del análisis de cointegración que hemos realizado vienen recogidos en el CUADRO 2. En este cuadro se refleja cuales son los valores críticos para la existencia de una o ninguna relación de cointegración (en nuestro caso, debido a que únicamente tenemos dos variables, como mucho podemos obtener un vector de

---

<sup>5</sup> Vease Johansen (1988) y Johansen y Juselius (1990)

cointegración linealmente independiente), también aparece el número de retardos que hemos seleccionado y cual es el valor de  $\alpha$  en el vector de cointegración:

**CUADRO 2. ANALISIS DE COINTEGRACION**

		Nº DE RETARDOS	ESTADISTICO	$\alpha$
TASA DE OCUPACION	$r \leq 1$	1	0.19 (3.84)	0.96
	$r \leq 0$	1	42.12 (12.53)	
TASA DE PARO	$r \leq 1$	1	0.15 (3.84)	0.88
	$r \leq 0$	1	36.77 (12.53)	

NOTA: los números que aparecen entre paréntesis recogen los valores críticos, para determinar las relaciones de cointegración, al 5%. El número de retardos óptimo ha sido seleccionado de acuerdo al test estadístico del ratio de la verosimilitud, siguiendo a Holden y Perman (1994)

Los resultados de este análisis permiten concluir que tanto para la tasa de ocupación como para la tasa de paro, se rechaza la hipótesis nula de que no hay ninguna relación de cointegración con un nivel de significación del 5%, y en ambos casos encontramos un valor para el parámetro  $\alpha$  inferior a la unidad. El valor inferior a la unidad que presenta  $\alpha$  para las dos variables estudiadas, significa que cuando crecen estas variables, la nacional crece más rápidamente que la regional, y cuando decrecen, es también la serie nacional la que lo hace más rápido.

En el caso de la tasa de ocupación, podemos apreciar cómo el parámetro  $\alpha$  presenta un valor muy cercano a uno, lo que se ve corroborado por el comportamiento parejo que llevan las dos gráficas de la FIGURA 1. Sin embargo, en el tramo final, cuando esta tasa presenta un tramo creciente, podemos apreciar un proceso divergente, causado por el valor de  $\alpha$  inferior a la unidad junto con un valor de la tasa de ocupación para España mayor que para Castilla y León durante todo este tramo.

Para el caso de la tasa de paro, el parámetro  $\alpha$  presenta un valor claramente inferior a la unidad, además si tenemos en cuenta que el valor de la tasa de paro nacional

siempre esta por encima de la de Castilla y León, podemos ver procesos convergentes en las fases decrecientes del ciclo unido a procesos divergentes cuando la tendencia es creciente. Este análisis teórico se reafirma si observamos el gráfico de la FIGURA 2, donde podemos apreciar una convergencia casi total al final del último periodo con una tendencia claramente decreciente.

#### 4.- CONCLUSIONES

El propósito de este trabajo era analizar si se ha producido un proceso de convergencia entre Castilla y León y el resto de territorio nacional desde un punto de vista real. Hemos concretado este estudio centrándonos en el mercado de trabajo representado en dos de sus variables más representativas, la tasa de ocupación y la tasa de paro.

La primera conclusión que podemos resaltar es que, para el caso de la tasa de ocupación, debido al valor tan cercano a la unidad que presenta el parámetro de cointegración, no podemos aventurar la existencia de convergencia ni divergencia. Las tasas de crecimiento o decrecimiento son muy similares para esta tasa en Castilla y León y en el resto del agregado nacional, lo que nos llevaría a una evolución muy similar de las series.

Una segunda conclusión, esta ya más generalizable para las dos variables, la encontramos en que no existe una tendencia demasiado clara de ninguna de las series, por lo que los resultados no pueden generalizarse para todo el periodo muestral. Este problema hace que tengamos que remitir el estudio de la convergencia o divergencia para tramos específicos con una tendencia más definida.

Por último, y si nos centramos únicamente en la tasa de paro, podemos apreciar como presenta un parámetro  $\alpha$  que es claramente inferior a la unidad, esto nos permite concluir que se produce convergencia en las fases expansivas del ciclo económico (tasa de paro decreciente) mientras hay divergencia en las fases recesivas (tasa de paro creciente). La explicación a este comportamiento puede estar en la composición del tejido productivo de nuestra comunidad, donde predomina la agricultura y las industrias más tradicionales; sectores que no son los que más crecen en épocas expansivas, ni son los que más sufren en épocas recesivas.

## BIBLIOGRAFÍA

- Artis, M. J. y Ormerod, P. (1991): "Is there an "EMS Effect" in European labour markets?", *CEPR Discussion Paper*, 598.
- Avilés, A., Gámez, C. y Torres, J. L. (1997): "La convergencia real de Andalucía: Un análisis de cointegración del mercado de trabajo", *Estudios Regionales*, 47, pp. 15-36.
- Barro, R. (1991): "Economic growth in a cross section of countries", *Quarterly Journal of Economics*, 106, pp.407-443.
- Barro, R. y Sala-i-Martin, X. (1992): "Convergence", *Journal of Political Economy*, 100, pp. 223-251.
- Camarero, M., Esteve, V. y Tamarit, C. (1995): "Medición de la convergencia en tasas de inflación: España versus Alemania y el SME", *Papeles de Economía Española*, 63, pp. 62-76.
- Dickey, D. A. y Fuller, W. (1979): "Distribution of the estimators for autorregresive time series with a unit root". *Journal of American Statistical Association*, 74, pp. 427-431.
- Engle, R. y Granger, C. (1987): "Cointegration and error correction: representation, estimation and testing". *Econometrica*, 55, pp 251-276.
- Holden, D. y Perman, R.: Cointegration for the applied economist, Edited by B. Bhaskara Rao, Australia, (1994), pp 47-112.
- Johansen, S. (1988): "Statistical analysis of cointegration vectors", *Journal of Economics Dynamics and Control*, 12, pp. 231-254.
- Johansen, S. y Juselius, K. (1990): "Maximum likelihood estimation and inference on cointegration – whith applications to the demand for money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, pp. 169-210.
- McDonald, R. y Taylor, M. P. (1991): "Exchange rates, policy convergence, and the European Monetary System", *Review of Economics and Statistics*, 73, pp. 553-558.
- Rogoff, K. (1985): "Can exchange rate predictability be achieved without monetary convergence? Evidence from the EMS", *European Economic Review*, 28, pp. 93-115.

Pallardo, V.J. y Esteve, V. (1997): “Convergencia real en la Unión Europea”, Revista de Economía Aplicada, 14 (vol V), pp. 25-49

Suriñach, J., Artís, M., López, E. y Sansó, A.: Análisis económico regional. Nociones básicas de la teoría de la cointegración, Antoni Bosch Editor, Barcelona, (1995)