

PAUTAS CÍCLICAS EN EL DESEMPLEO EUROPEO

Raquel Llorente Heras¹

Documento de Trabajo nº 2 / 2004

(1) Investigadora de Servilab

La serie **Documentos de Trabajo** que edita el Laboratorio de Investigación del Sector Servicios (SERVILAB), incluye avances y resultados de los trabajos de investigación realizados como parte de los programas y proyectos del centro.

Los resultados recogidos en este artículo provienen del desarrollo de la Tesis “Convergencia o Divergencia entre los países europeos” que será próximamente presentado en el Departamento de Fundamentos de Economía e Historia de la Universidad de Alcalá. Este artículo no hubiera sido posible sin el apoyo otorgado por Inmaculada Cebrián y los acertados comentarios de Eva Senra, en relación con los temas de cointegración. No obstante, todos los errores u omisiones que pudieran existir son totalmente atribuibles a mi persona.

RESUMEN:

A través del estudio de la dispersión entre las diferentes tasas de desempleo europeas, el artículo comienza confirmando que existe un leve pero cierto proceso de convergencia. A partir de este punto se pretende cuantificar en que medida la evolución cíclica del desempleo dentro de cada uno de los países miembros de la UE esta contribuyendo a dicho proceso. Es decir, se trata de ver si se puede aproximar un proceso de acercamiento o no entre los ciclos de desempleo europeos. Si los ciclos europeos fueran próximos implicaría cierta aproximación a la existencia de un mercado de trabajo único donde se puedan desarrollar políticas laborales comunes y similares a todos los países miembros. Por otra parte si todos los países europeos estuvieran dominados por el mismo la existencia de shock asimétricos sería más difícil de producirse. La estructura del artículo sigue el siguiente esquema. En primer lugar, se desarrollará un análisis de cointegración para conocer cuál es la evolución tendencial del desempleo. Posteriormente, a través del desarrollo del filtro de Hodrick y Prescott (1977) se analizará cuál es la evolución cíclica del desempleo. Por último, se calculan un serie de funciones impulso-respuesta en un intento de descubrir si existe un comportamiento similar a nivel europeo ante un mismo shock en el desempleo.

Palabras claves: *desempleo, ciclo, cointegración, UE.*

JEL: E32, J64

ABSTRACT:

Studying of the dispersion in the differences among European unemployment rates, it seem to exhibit a short but clear process of convergence. This paper tries to quantify this process and the contribution of unemployment rates to each European country. The question is whether there is a process of getting closer among the cycles of European unemployment. The structure of the paper is as follows. In the first part, an analysis of cointegration it developed trying to know how is the trend of European unemployment. Then, the cyclical evolution of unemployment is analysed with a Hodrick and Prescott (1977) filter. In the end, a impulse-response functions are estimated trying to discover a similar behaviour in Europe in the presence of a same shock from unemployment.

Key words: *unemployment, cycle, cointegration, EU.*

JEL: E32, J64

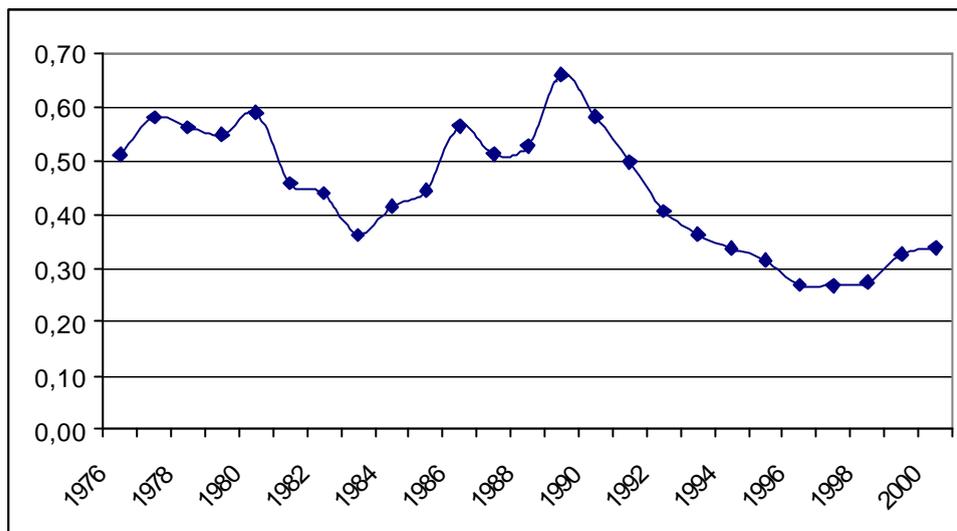
1. INTRODUCCIÓN.

En los últimos años, las tasas de desempleo de los países europeos se han reducido de forma considerable. Ante este hecho cabe plantearse si se ha producido un proceso de convergencia, es decir, si la reducción conjunta de las tasas de desempleo a conllevado un proceso de acercamiento entre las mismas. Una de las formas de medir la convergencia es a través del análisis de la dispersión existente entre las tasas de desempleo. Este concepto es conocido como sigma-convergencia que establece que existe convergencia cuando la dispersión de una determinada variable dentro de un conjunto de países se ha reducido a lo largo del tiempo. La medida de dispersión que se suele utilizar consiste en el cálculo de una varianza muestral tal como se expone a continuación:

$$\sigma^2_t = (1/N) \sum_i^n [\log(u_{it}) - \mu_t]^2 \quad (1)$$

donde u_{it} es la tasa de desempleo de cada uno de los países de la UE para cada uno de los años considerados y μ_t es la media muestral. El gráfico 1 recoge cuál es el cálculo de la sigma-convergencia dentro de los países de la UE-15. Se puede comprobar que la dispersión entre las tasas de desempleo europeas se ha reducido en el periodo considerado aunque bajo una moderada intensidad. La evolución de la dispersión de las tasas de desempleo de los países europeos presenta diferentes fases. Desde finales de los setenta hasta principios de los ochenta la dispersión se redujo de forma considerable. Sin embargo, desde mediados de los ochenta dicha dispersión creció de forma constante hasta 1990, punto en el que alcanza su máximo. Aunque en la última década la reducción de la dispersión ha sido muy intensa, los datos más recientes muestran que dicha tendencia se ha visto truncada, aumentando levemente. Aunque no de forma tan intensa como en el caso de EE.UU, el crecimiento económico alcanzado en los años noventa dentro de la UE se ha traducido en un crecimiento del empleo. Este hecho ha favorecido la reducción generalizada del desempleo dentro de los países europeos limando las diferencias entre los mismos. Por consiguiente, en principio es el crecimiento de la economía el que se encuentra detrás de la reducción de las dispersiones en términos del desempleo.

Gráfico 1. Sigma-convergencia o evolución de la dispersión existente entre las tasas de desempleo de los países europeos. (Fuente: Labour Force Survey, OCDE).



Por consiguiente, el cálculo de la sigma-convergencia confirma la existencia de un leve proceso de convergencia para las tasas de desempleo entre los países europeos. La existencia de esta convergencia nos plantea una serie de dudas. ¿Puede estar produciéndose un firme proceso de convergencia entre la evolución de las tasas de desempleo europeas? es decir, ¿existe una evolución cíclica y tendencial similar entre las diferentes tasas de desempleo europeas?. Para dar respuesta a estas preguntas en este artículo se desarrolla una serie de análisis al respecto. En primer lugar se analiza cuál es la relación existente entre las tendencias del desempleo de los países europeos para poder determinar si la convergencia es o no un proceso espurio. En segundo lugar, se observará cuál es el comportamiento cíclico del desempleo con el fin de establecer si los países europeos se ven influidos por los mismos ciclos de igual forma y bajo una misma intensidad. En la última parte de este artículo se realiza un ejercicio de simulación analizando cuál es la respuesta de los diferentes países europeos ante una elevación inesperada del desempleo en el conjunto de la UE. El artículo finaliza con una recopilación de los principales resultados alcanzados a modo de conclusión¹. Si existe una cierta sincronía entre los ciclos de las economías europeas y una misma respuesta ante un shock externo podremos establecer que los países europeos se están aproximando a la existencia de un mercado de trabajo único e integrado. Bajo esta hipótesis se podría desarrollar una política laboral común con unos efectos globales y homogéneos para todos los países de la UE. Por el contrario, si dentro del mercado de trabajo persiste ciertas diferencias en el comportamiento cíclico del desempleo se establecerá que los países europeos aún presentan importantes diferencias de base. Aunque a nivel macroeconómico se este produciendo una convergencia asentada en los criterios

¹ Para realizar los análisis incluidos en este artículo se han utilizado los datos proveniente de la estadística *Labour Force Statistics* elaborada por la OCDE de 1976 al año 2000.

de Maastrich en el mercado de trabajo dicha convergencia no se produce. En este caso, las estructuras productivas presentarían diferencias irreconciliables no posibilitando la existencia de un mercado de trabajo único. Cada país europeo presentaría una respuesta diferente ante una misma política laboral común, es por ello, que sería necesario implementar de forma separada para cada país la normativa comunitaria. La existencia de shocks asimétricos sería más probable al presentar comportamientos dispares.

2. LOS PROCESOS DE COINTEGRACIÓN.

Como punto de partida se analiza si existe una relación a largo plazo entre las tasas de desempleo europeas intentando averiguar si existe un proceso de convergencia entre las mismas. Los nuevos avances en el estudio de la convergencia han venido de la mano de la cointegración. La cointegración pretende estudiar la existencia de relaciones en el largo plazo entre un grupo de variables. Box y Jenkins en los setenta definieron la cointegración como un método de verificación de relaciones a corto plazo, de modo, que se puedan utilizar para representar y estimar relaciones a largo plazo. Por tanto, si entendemos la convergencia como un proceso de aproximación o sincronía en el largo plazo, la convergencia es un caso particular de cointegración².

La cointegración define relaciones a largo plazo entre series temporales no estacionarias, aquellas que por lo general presentan un fuerte tendencia. Cuando se tienen dos series con tendencias muy fuertes sobre las cuáles se quiere realizar algún tipo de regresión al aproximar una relación entre ambas, lo más probable es que se obtenga una regresión espuria, es decir, no consistente o real. En este caso la regresión presenta un R^2 muy elevado, un índice de Durbin-Watson muy bajo y aparece autocorrelación. En principio, el conjunto de estos indicadores nos llevarían a desestimar la regresión, sin embargo, gracias a la cointegración es posible saber si ambas series se encuentran realmente relacionadas o se trata de una relación *ficticia*.

El primer paso que hay que dar a la hora de llevar a cabo un análisis de cointegración es determinar el grado de integración de las variables o series con las cuáles se va a trabajar, dado que para que dos series sean cointegrables ambas deben ser integradas del mismo orden. Es decir, para que dos series presenten una misma relación a largo plazo debemos encontrar una sincronía en su proceso de formación a corto plazo. El grado de integración de una serie se

² La metodología sobre la cointegración es muy amplia y extensa, no obstante, para realizar una primera aproximación al tema pueden consultarse los manuales econométricos de Otero, M^a (1993) y Damodar N. Gujarati (1997). Para profundizar en estas cuestiones se pueden consultar la serie de trabajos desarrollados por Sosvilla Rivero junto a otros autores dentro de la colección de documentos de trabajo de FEDEA. Otros trabajos interesantes y actuales a destacar son los de Martínez y Rubiera (1999) y Fernández (1997).

puede estimar a través de varios caminos pero el comúnmente utilizado es la aplicación del test de raíces unitarias Dickey –Fuller ampliado (DFA) (1979)³. En el anexo 1 se recoge como ha sido al aplicación de este test y sus principales resultados.

De acuerdo con estos resultados, las tasas de desempleo de los países son integradas de orden 1 $I(1)$, por tanto, se puede desarrollar un análisis de cointegración sobre la serie en primeras diferencias. Ahora bien, nuestro objetivo es analizar si existe una relación a largo plazo entre las tasas de desempleo europeas de la cuál se pueda derivar o no un cierto proceso de convergencia. Así pues, debemos comparar la evolución del desempleo dentro de cada uno de los países de la UE en relación con la evolución general o media del desempleo europeo, intentando aproximar una relación entre ambas. Sin embargo, esto conlleva un pequeño problema, al estimar la media de los países europeos también se incluye el país de análisis por tanto se puede incurrir en un problema de correlación sobre todo en aquellos casos donde el país aporta una elevada variabilidad. Es por ello, que resulta más adecuado estudiar cada uno de los países en relación con la tasa media del desempleo para el resto de países europeo excluido el propio país. De este modo al analizar cuál es la relación entre la evolución de la tasa de desempleo de un país considerado y la del resto de países europeos se evitan problemas de autocorrelación y también se aproxima una cierta convergencia indirecta a través de su relación con el resto. El análisis de la convergencia se realizará entre la tasa de desempleo el país considerado y la tasa de desempleo de la UE excluido el propio país, serie que se denomina “resto de países”. Al igual que en el caso anterior se ha comprobado cuál es el orden de integración de las series “resto de países” alcanzando los mismos resultados (los resultado pueden consultarse en el anexo). Las series “resto de países” son integradas de orden 1, $I(1)$. Por consiguiente, podemos desarrollar los análisis de cointegración de forma adecuada, estudiando si existe una relación a largo plazo entre serie que presentan una similar sincronía a corto plazo.

Una vez establecido que es posible llevar a cabo el análisis de cointegración, el siguiente paso, consiste en determinar bajo que forma se lleva a cabo dicha cointegración⁴. Entre las varias formas de aproximación que existe se ha optado por la prueba de Johansen.

³ La estacionariedad de las series queda condicionada por el método elegido para determinar la existencia de raíces unitarias. De cara al futuro, una nueva línea de investigación consiste en desarrollar el análisis de cointegración bajo diferentes contrastes sobre la existencia de raíces unitarias. Tales contrastes podrían ser el test de Phillips-Perron (1988) y Kwiatkowski *et al* (1992) de reciente relevancia.

⁴ En este artículo se contrasta la existencia de cointegración a través del desarrollo de un mismo modelo para todos los países, esto supone una ganancia en términos de comparación pero con ello se esta condicionando todos los resultados a la existencia de un mismo estado estacionario para el conjunto de países analizados. Otra manera de comprobar la convergencia sería a través de la estimación de la existencia de estacionariedad entre las series. Relacionados con esta metodología destacan los trabajos de Pallardo y Esteve (1997) Aviles, A. , Gámez C. y Torres J.T: (1997) y Olloqui, I., Sosovilla, S. y Alonso J. (2002).

2.1. La prueba de Johansen.

La prueba de Johansen solo puede ser desarrollada con series no-estacionarias. En nuestro caso, de acuerdo con los resultados anteriores, una serie de este tipo sería la tasa de desempleo en primeras diferencias. En primer lugar, el test desarrolla dos hipótesis de contraste para comprobar la posibilidad de cointegración.

1. En la primera, se establece como hipótesis a contrastar que una de las series sea una proporción de la otra en el largo plazo, con lo cual, no sería posible la cointegración.
2. La segunda hipótesis contrasta la existencia de al menos un vector de cointegración, es decir, la existencia de una relación válida de cointegración entre ambas variables, ante la posibilidad de que ambas series sean estacionarias y por tanto no cointegrables⁵.

Si se rechaza ambas hipótesis se puede asegurar que ambas series son cointegrables. Posteriormente, una vez establecida la posible existencia de cointegración entre las series, el mismo test ofrece cuál sería la relación de cointegración:

$$Y_t = \rho_1 + \rho_2 X_t + u_t \quad (2)$$

La ventaja de este tipo de test consiste en establecer dos ecuaciones anexas de cointegración en función de los incrementos de una u otra variable⁶.

$$\Delta Y_t = \gamma_1 (Y_{t-1} - \beta_1 + \beta_2 X_t) + \varepsilon_{y,t} \quad (3.a)$$

$$\Delta X_t = \gamma_1 (Y_{t-1} - \beta_1 + \beta_2 X_t) + \varepsilon_{x,t} \quad (4.b)$$

El test de Johansen también permite la incorporación dentro de la ecuación de cointegración (7) de una constante, de un término de tendencia que puede ser no-determinístico, lineal, cuadrático o una combinación de todos estos elementos.

En el cuadro 1 se ha incluido tanto los resultados obtenidos de la aplicación del test de Johansen así como la ecuación de cointegración propuesta por este test. En relación con la primera hipótesis solo se puede rechazar de forma firme que la tasa de desempleo nacional no es

⁵ La hipótesis de partida establece la existencia de al menos una relación de cointegración debido a que en el contraste se ha incluido dos series temporales.

⁶ Estas ecuaciones son aquellas que se establecen como mecanismo de corrección del vector de error. Proceso que consiste en mejorar la cointegración a través de la inclusión en la estimación de los errores de estimación de ecuaciones anteriores.

participe de la tasa de desempleo del resto de países europeos en el caso de Dinamarca, Luxemburgo y España. Para la mayoría de países también se puede rechazar esta proposición pero de forma menos firme (bajo una significativa del 90 por ciento). Bélgica, Irlanda y Suecia no cumplen con esta hipótesis y por tanto no se puede extraer en estos países la existencia de una relación de cointegración adecuada. La heterogeneidad es la característica fundamental que domina en los resultados obtenidos.

Respecto a la segunda hipótesis los resultados alcanzados también resultan bastante dispares. Con diferente grado de significatividad, sabemos que existe el menos un vector de cointegración en el caso de Dinamarca, Francia, Alemania, Grecia, Luxemburgo, Holanda, España y Reino Unido. En estos países se puede establecer una relación a largo plazo entre las tasas de desempleo nacionales y sus correspondientes series del “resto de países”. Sin embargo, no se puede establecer lo mismo en el resto de casos.

El cuadro 1, en su columna final nos informa sobre cuál es la ecuación de cointegración obtenida por el test de Johansen. En todos los países con relaciones de cointegración significativas, los coeficientes obtenidos resultan ser negativos, lo cual indica la existencia de un proceso de convergencia. En estos países existe una aproximación entre ellos y las tasas de desempleo del resto de países europeos. En este caso, la convergencia no es una relación casual producida en un momento del tiempo. De acuerdo con los resultados, para la creación de un mercado de trabajo único y similar a todos los países de la UE aún se encuentra lejos, a pesar de la existencia parcial de proceso de convergencia entre las tasas de desempleo.

Para cada miembro de la UE se podría ajustar una relación de cointegración más adecuada a través del desarrollo de modelos diferentes con distintos retardos y tendencias. La búsqueda de la forma de cointegración más adecuada o eficiente resulta difícil y compleja. El resultado global indica que a largo plazo no se puede extraer un patrón de comportamiento común para el conjunto de países europeos. La convergencia en términos de tasas de desempleo se produce a largo plazo tan solo de forma parcial, para un conjunto de países.

Cuadro 1. Test de Johansen sobre la evolución de la tasa de desempleo en primeras diferencias.

| | HIPÓTESIS 1 | | | | HIPÓTESIS 1 | | | | ECUACIÓN | |
|-------------|-------------|----------------|----------------|----------------|-------------|----------------|----------------|---------------------|----------------------|---------|
| | Likelihood | 5 Percent | 1 Percent | Hypothesized | Likelihood | 5 Percent | 1 Percent | Hypothesized | Variable dependiente | |
| | Ratio | Critical Value | Critical Value | No, of CE(s) | Ratio | Critical Value | Critical Value | No, of CE(s) | α_1 | T-stat, |
| Austria | n.d. | n.d. | n.d. | n.d. | n.d. | n.d. | n.d. | n.d. | n.d. | n.d. |
| Bélgica | 11,573 | 12,530 | 16,310 | None | 4,485 | 3,840 | 6,510 | At most 1 | -1,932 | -0,422 |
| Dinamarca | 18,082 | 12,530 | 16,310 | None ** | 5,829 | 3,840 | 6,510 | At most 1 * | -0,522 | -0,497 |
| Finlandia | 14,753 | 12,530 | 16,310 | None * | 2,520 | 3,840 | 6,510 | At most 1 | 0,235 | -0,903 |
| Francia | 13,038 | 12,530 | 16,310 | None * | 3,909 | 3,840 | 6,510 | At most 1 * | -1,364 | -0,348 |
| Alemania | 14,587 | 12,530 | 16,310 | None * | 4,225 | 3,840 | 6,510 | At most 1 * | -0,566 | -0,236 |
| Grecia | 14,537 | 12,530 | 16,310 | None * | 6,013 | 3,840 | 6,510 | At most 1 * | -0,929 | -0,256 |
| Irlanda | 10,518 | 12,530 | 16,310 | None | 3,263 | 3,840 | 6,510 | At most 1 | -0,859 | -0,113 |
| Italia | 15,574 | 12,530 | 16,310 | None * | 3,728 | 3,840 | 6,510 | At most 1 | -0,929 | -0,433 |
| Luxemburgo | 20,313 | 12,530 | 16,310 | None ** | 6,620 | 3,840 | 6,510 | At most 1 ** | -0,279 | -0,051 |
| Holanda | 14,271 | 12,530 | 16,310 | None * | 6,581 | 3,840 | 6,510 | At most 1 ** | -0,448 | -0,402 |
| Portugal | 14,079 | 12,530 | 16,310 | None * | 3,623 | 3,840 | 6,510 | At most 1 | -0,974 | -0,333 |
| España | 20,662 | 12,530 | 16,310 | None ** | 4,767 | 3,840 | 6,510 | At most 1 * | -3,541 | -0,483 |
| Suecia | 10,500 | 12,530 | 16,310 | None | 3,722 | 3,840 | 6,510 | At most 1 | 0,420 | -0,936 |
| Reino Unido | 13,680 | 12,530 | 16,310 | None * | 3,910 | 3,840 | 6,510 | At most 1 * | -1,207 | -0,255 |

Ecuación de contraste: $\Delta (Tu \text{ Austria} ; t) = \alpha_1 \Delta (Tu \text{ RE Austria} ; t)$
 La estimación asume la existencia de una tendencia no determinística en los datos y no incluye constante.
 n.d. No disponible debido a la falta de continuidad de la serie estadística.

3. EL CICLO EUROPEO DEL DESEMPLEO.

Al inicio de este artículo se establecía que el proceso de convergencia podría venir de la mano de la existencia de una cierta sincronía o similitud entre los ciclos en el desempleo. En el presente apartado se contrastará cuál es la reciente evolución cíclica de la tasa de desempleo para cada uno de los países integrantes de la UE y se intentará contrastar la existencia o no de un proceso de acercamiento.

3.1. Descripción de los ciclos europeos en las tasas del desempleo.

El primer lugar, se ha estimado cuáles son los ciclos de las tasa de desempleo desde 1976 hasta el año 2000, para cada uno de los países europeos a través del filtro de Hodrick y Perscott (1977)⁷. Los ciclos de los países europeos resultan ser muy heterogéneos y cuentan con una alta dispersión (véase anexo gráfico A1). Cada país de la UE muestra una serie de variaciones diferentes.

Como primera forma de aproximación se ha estimado cuál es la volatilidad de los ciclos, es decir, su variabilidad a lo largo del tiempo. La volatilidad de un ciclo se estima a través del cálculo de la desviación típica de la variable considerada. Así mismo, se entiende como volatilidad relativa el cociente entre la volatilidad anterior y la volatilidad de la variable de referencia sobre la evolución económica general que normalmente suele ser el PIB (Argandoña A., Gámez, C. y Monchón, F., 1997). En definitiva, se trata de analizar cuál es la amplitud de los ciclos y establecer una posible comparación relativa.

Según el cuadro 2, la tasa de desempleo es una variable muy volátil, dado que en todos los países europeos la volatilidad de la misma es bastante superior a la volatilidad del PIB. Los países con una mayor volatilidad en su ciclo son Finlandia, Suecia e Irlanda; mientras que Italia, Francia y Bélgica son aquellos países con menores volatilidades. En general, se observa grandes diferencias entre los países, lo cual confirma la alta dispersión existente entre los ciclos de las tasas de desempleo europeas.

⁷ El filtro de Hodrick y Perscott permite extraer de la tendencia de una serie temporal. La diferencia entre dicha tendencia y la evolución real de la serie es el componente errático o cíclico.

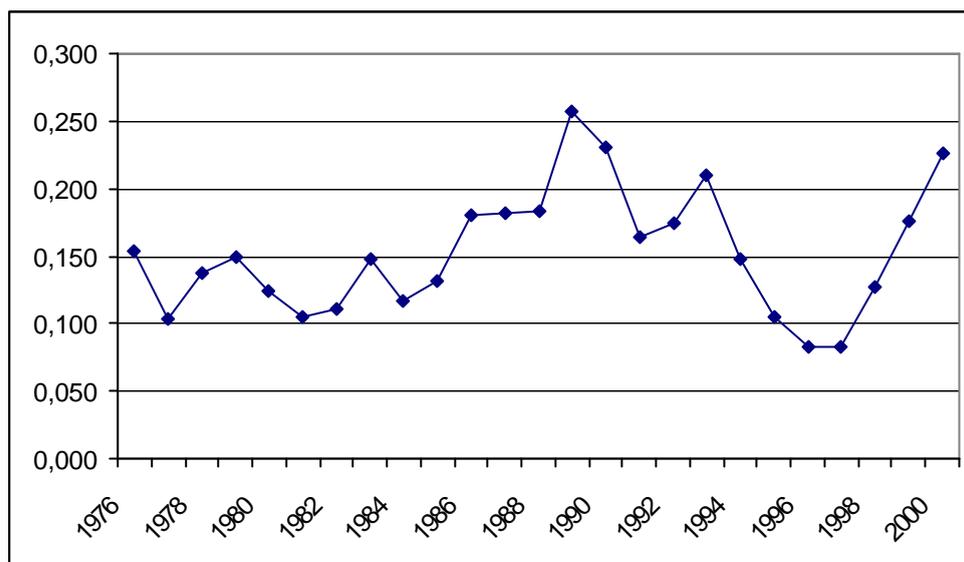
Cuadro 2. Volatilidad y volatilidad relativa de los ciclos pertenecientes a la tasa de desempleo para los países europeos. 1976-2000.

| Países | Volatilidad de la tasa de desempleo | Volatilidad relativa |
|------------------------|-------------------------------------|----------------------|
| Italia | 0.0498 | 3,66 |
| Francia | 0.0782 | 5,75 |
| Bélgica | 0.1198 | 8,81 |
| Austria | 0.1244 | 9,15 |
| España | 0.1376 | 10,12 |
| Holanda | 0.1436 | 10,56 |
| Reino Unido | 0.1638 | 12,04 |
| Grecia | 0.1662 | 12,22 |
| Alemania | 0.1721 | 12,65 |
| Portugal | 0.1723 | 12,67 |
| Dinamarca | 0.1898 | 13,96 |
| Luxemburgo | 0.2459 | 18,08 |
| Finlandia | 0.3026 | 22,25 |
| Suecia | 0.3214 | 23,63 |
| Irlanda | 0.3569 | 26,24 |
| PIB⁸ | 0.0136 | 1,00 |

El gráfico 2, muestra cuál ha sido la dispersión existente entre los ciclos del desempleo para los diferentes países de la UE a lo largo del tiempo. La evolución de la dispersión entre los ciclos resulta bastante errática y ha aumentado considerablemente en los últimos años sobre todo desde 1997. Este resultado, implica que los ciclos de las tasas de desempleo para los países europeos se encuentran cada vez más alejados los unos de los otros. La evolución cíclica de la tasa de desempleo para cada uno de los países de la UE resulta cada vez más dispar. Ante este hallazgo cabe preguntarse si el aumento de la dispersión entre los ciclos se debe a un cambio profundo en la estructura de los ciclos sobre el desempleo o simplemente, tal y como hemos visto, a un aumento generalizado de la volatilidad. Para responder a esta cuestión a continuación se analizará cuál es la naturaleza de los ciclos europeos sobre la tasa de desempleo y se estimará una serie de modelos de vectores autoregresivos o modelos VAR para comprobar si todos los países ofrecen o no las mismas respuestas ante cambios externos. Este hecho implicaría una menor probabilidad de producirse shock asimétricos y se podría prever de forma global cuales sería los efectos de las políticas laborales a corto plazo.

⁸ La variable de origen es el PIB europeo a precios constantes (OCDE).

Grafico 2. Dispersión existente entre los ciclos europeos de la tasa de desempleo. (desviación típica sobre los ciclos de las tasas de desempleo para los países de la EU-15).



3.2. La estructura de los ciclos en relación con las tasas de desempleo europea.

Para contrastar cuál es la pauta seguida por los ciclos se suelen estudiar los comovimientos de los mismos. Se trata de analizar cuál es la relación existente entre el ciclo de la variable considerada y el ciclo del PIB, variable macroeconomía que normalmente refleja de la evolución cíclica general. En este apartado se ha analizado cuales son los comovimientos entre los ciclos de la tasas de desempleo de los diferentes países europeos y el PIB global para el conjunto de la UE. De forma paralela, también se ha estimado los comovimientos entre las tasas de desempleo de los países europeos y la tasa media de desempleo para el conjunto de la UE-15. Para calcular la coherencia o sincronía entre los ciclos económicos de diferentes variables se debe calcular cuales son los coeficientes de correlación existentes entre los ciclos de las variables consideradas con una serie de adelantos y retardos (Argandoña A., Gámez, C. y Monchón, F., 1997) (Cuadrado et al, 1999). Se considera que una variable es procíclica (contracíclica) respecto a la variable de referencia cuando el mayor índice de correlación alcanzado resulta ser positivo (negativo) y no muy cercano a cero. De forma paralela, si el índice de correlación alcanza su máximo en aquellos coeficientes de correlación pertenecientes al ciclo adelantado, retrasado o al mismo periodo calificamos la relación entre los ciclos como adelantada, retrasada o coincidente. Además, se puede establecer que la relación entre los ciclos es “fuerte” cuando el coeficiente de correlación en términos absolutos se encuentra entre el intervalo (0,5 - 1), “débil” cuando dicho coeficiente pertenece al intervalo (0,2 - 0,5) y finalmente se establece que es “acíclico” cuando el intervalo es (0 - 0,2).

Cuadro 3. Comovimientos entre las diferentes tasas de desempleo europeas y la tasa de desempleo para la EU-15 y el PIB. 1976-2000.

| | Comovimientos TU-PIB | Correlación entre TU nacional y PIB | Comovimientos TU-TU EU-15 | Correlación entre TU nacional y TU EU -15 |
|-------------|---|--|--|--|
| Alemania | Fuertemente contracíclico retrasado un periodo | -0.876 | Fuertemente procíclico coincidente | 0.938 |
| Austria | Fuertemente contracíclico retrasado un periodo | -0.715 | Fuertemente procíclico coincidente | 0.718 |
| Bélgica | Fuertemente contracíclico retrasado un periodo | -0.944 | Fuertemente procíclico coincidente | 0.976 |
| Dinamarca | Fuertemente contracíclico retrasado un periodo | -0.802 | Fuertemente procíclico retrasado tres periodos | 0,900 |
| España | Fuertemente contracíclico retrasado un periodo | -0.913 | Fuertemente procíclico coincidente | 0.950 |
| Finlandia | Fuertemente contracíclico retrasado un periodo | -0.771 | Fuertemente procíclico retrasado un periodo | 0,757 |
| Francia | Fuertemente contracíclico retrasado dos periodos | -0.867 | Fuertemente procíclico coincidente | 0.925 |
| Grecia | Fuertemente contracíclico retrasado un periodo | -0,788 | Fuertemente procíclico coincidente | 0.855 |
| Holanda | Fuertemente contracíclico retrasado dos periodos | -0.751 | Fuertemente procíclico coincidente | 0.795 |
| Irlanda | Fuertemente contracíclico retrasado dos periodos | -0.513 | Fuertemente procíclico retrasado un periodo | 0,550 |
| Italia | Fuertemente contracíclico retrasado cuatro periodos | -0.762 | Fuertemente procíclico retrasado un periodo | 0,742 |
| Luxemburgo | Fuertemente contracíclico retrasado un periodo | -0.794 | Fuertemente procíclico coincidente | 0.891 |
| Portugal | Fuertemente contracíclico retrasado dos periodos | -0.903 | Fuertemente procíclico retrasado un periodos | 0,851 |
| Reino Unido | Fuertemente contracíclico retrasado un periodo | -0.958 | Fuertemente procíclico coincidente | 0.916 |
| Suecia | Fuertemente contracíclico coincidente | -0.907 | Fuertemente procíclico adelantado un periodo | 0.927 |

En rojo aquellas correlaciones correspondientes a periodos diferentes de aquel más frecuente.

En el cuadro 3, se recogen cuáles son las pautas de comportamiento extraídas. En relación con los ciclos se ha señalado aquellos comovimientos no coincidentes con la pauta general. En todos los países europeos, la tasa de desempleo nacional es fuertemente contracíclica en relación con la evolución general del PIB. Esto significa, que cuando la economía se encuentra en una etapa expansiva/recesiva, en el sentido de que el PIB aumenta/disminuye, y la tasa de desempleo reacciona en el sentido contrario reduciéndose/incrementándose. Según el país considerado la respuesta de la tasa de desempleo a los cambios en el PIB presenta uno u otro retardo. La pauta general señala que las tasas de desempleo reaccionan normalmente con un retraso de un año (Alemania, Austria, Bélgica, Dinamarca, España, Finlandia, Grecia, Luxemburgo y el Reino Unido). No obstante, también existe un importante grupo de países que muestran un retraso de dos periodos (Francia, Holanda, Irlanda y Portugal). Suecia e Italia escapan de la pauta general. En Suecia, el comovimiento entre la tasa de desempleo y el PIB es coincidente en el tiempo, mientras que en Italia la respuesta de la tasa de desempleo se produce con un retraso de hasta cuatro periodos.

Los comovimientos entre las diferentes tasas de desempleo nacionales y la tasa de desempleo media para la UE-15 son totalmente opuestos al caso anterior. Todos los comovimientos son fuertemente procíclicos, indicando que los cambios ocurridos en la tasa de desempleo global son seguidos en el mismo sentido por el conjunto de países europeos.

La diferencia entre los países europeos radica, de nuevo, en el periodo o tiempo de respuesta. La mayoría de las tasas de desempleo nacionales son fuertemente procíclicas y de carácter coincidente (Alemania, Bélgica, Dinamarca, España, Francia, Grecia, Holanda, Luxemburgo y el Reino Unido). Con excepción de Dinamarca, el resto de países presentan comportamientos cíclicos retrasados un periodo (Finlandia, Irlanda, Italia, Portugal y Suecia). En Dinamarca la respuesta de la tasa de desempleo ante cambios en la tasa de desempleo europea se produce con un retraso de tres periodos.

En general, a pesar de la gran heterogeneidad existente (sobre todo si consideramos ambas respuestas tanto al PIB como a la tasa de desempleo media para la UE-15) hemos comprobado que existen unos patrones de comportamiento comunes bastante extendidos. La respuesta cíclica de los países europeos parece ser más o menos similar con ciertas excepciones y discrepancias. Por tanto, los ciclos parecen presentar una estructura de comportamiento similar.

Con el fin de reforzar el resultado anterior se han desarrollado una serie de modelos sobre vectores autoregresivos (VAR) que permiten a través de las funciones impulso-respuesta

analizar cuál es la sensibilidad de una determinada variable ante un cambio externo. Los modelos VAR relacionan la evolución de una variable con su propia historia y con una serie de variables determinantes del modelo. Este tipo de modelo permite estimar las funciones-impulso respuesta que simulan a partir de los modelos VAR cuál sería la respuesta de la variable dependiente ante cambios de un 1 por ciento en cada una de las variables integrantes del modelo.

En nuestro caso se ha desarrollado una batería de modelos para las tasas de desempleo europeas considerando como variables independientes el PIB y la tasa de desempleo media para la UE-15⁹. Así mismo, se ha introducido una variación de un 1 por ciento en las variables de contraste y se ha observado cuál sería la evolución de cada una de las tasas de desempleo nacionales para un periodo de 40 años¹⁰. Los resultados alcanzados se han recogido en los gráficos número 3.

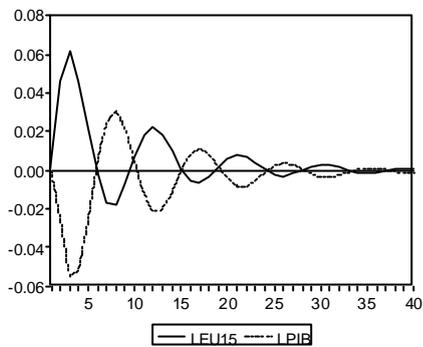
En la mayoría de los casos, la respuesta ante el cambio del PIB o de la tasa de desempleo media para la UE-15 son previsible y siguen los patrones marcados con anterioridad. La respuesta de las diferentes tasas de desempleo nacionales ante un cambio del PIB sigue un comportamiento claramente contracíclico mientras que las variaciones resultantes de un cambio en la tasa de desempleo media son procíclicas. Las variaciones del PIB y de la tasa de desempleo europea provocan movimientos cíclicos de carácter recesivo o alcista de duración considerable hasta una media de 20 años.

⁹ Por ejemplo para el caso de Austria (AT) la ecuación de contrato en logaritmos sería la siguiente:
 $LTUAT_t = C_1 + C_2 * LTUAT_{t-1} + C_3 * LTUAT_{t-2} + C_4 * LPIB_{t-1} + C_5 * LPIB_{t-2} + C_6 * LTUEU-15_{t-1} + C_7 * LTUEU-15_{t-2} + u$

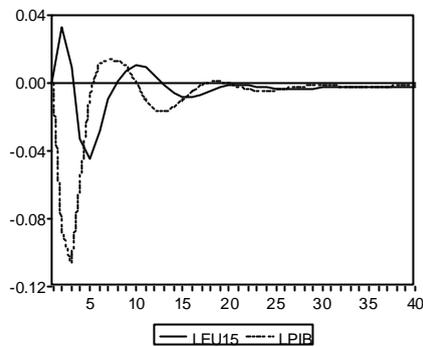
¹⁰ El ámbito temporal es excesivamente amplio pero se trata de observar cuales son las respuestas posible ante ciertos cambios. Por consiguiente, no se pretende en ningún caso realizar un ejercicio preciso de predicción al futuro.

Gráficos 3. Respuesta de la tasa de desempleo de los países europeos ante un shock de un por ciento en el PIB y en la tasa de desempleo media de la UE-15. Unidades: Desviaciones típicas.

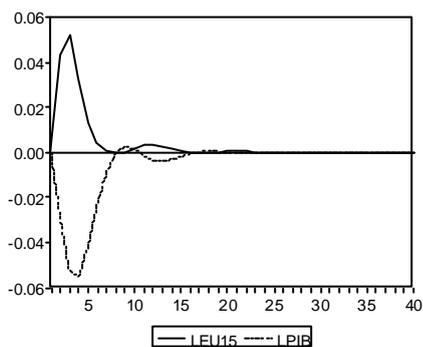
Alemania



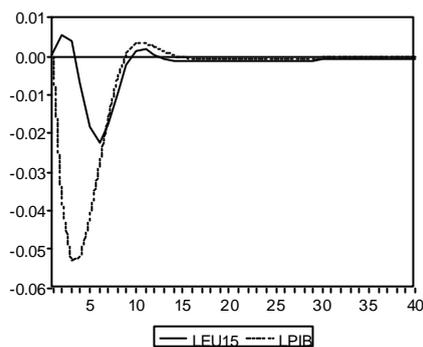
Dinamarca



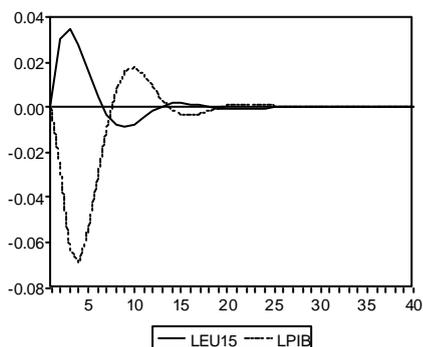
Austria



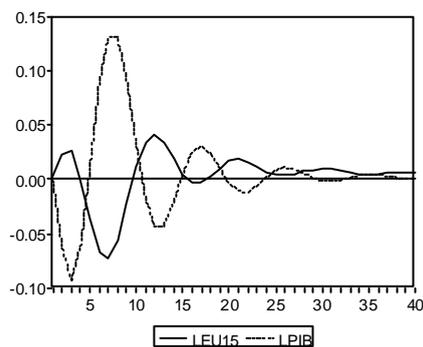
España



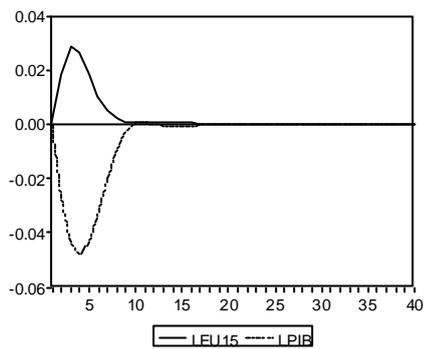
Bélgica



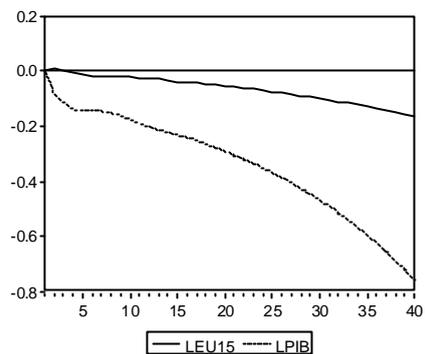
Finlandia



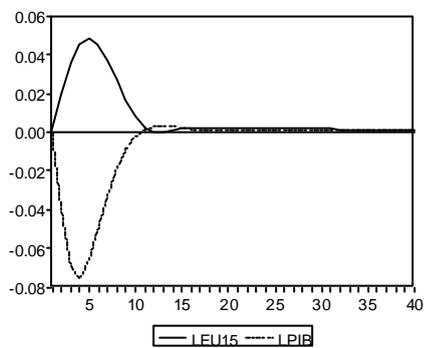
Francia



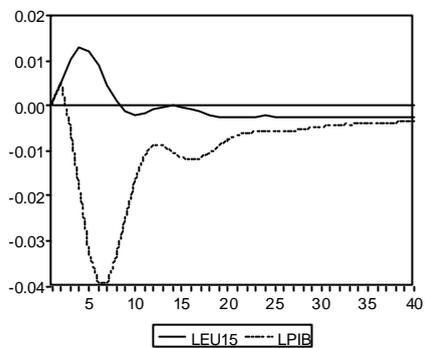
Irlanda



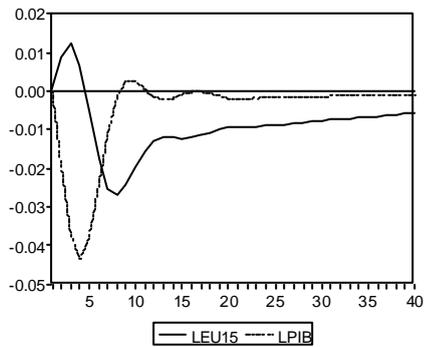
Grecia



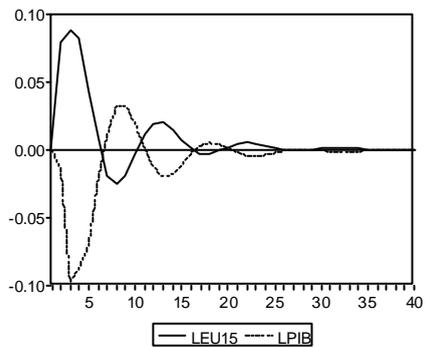
Italia



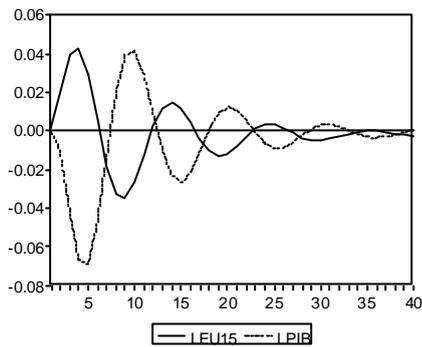
Holanda



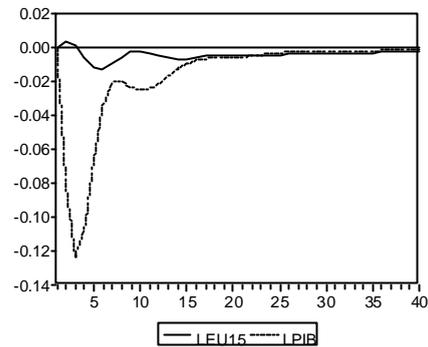
Luxemburgo



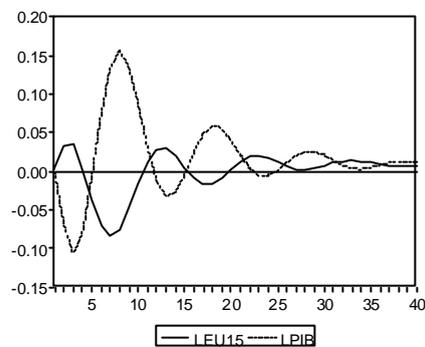
Portugal



Reino Unido



Suecia



De las diferentes respuestas nacionales podemos extraer una serie de patrones de comportamiento comunes por países:

- En Alemania, Finlandia, Luxemburgo y Suecia la respuesta cíclica es bastante similar. La evolución de los ciclos originados por el PIB y por la tasa de desempleo europea se asemeja a una onda en el agua, la cuál va perdiendo su fuerza al pasar el tiempo. Dentro de estos países, los cambios en las variables de referencia provocan efectos muy duraderos y de una considerable volatilidad.
- En Austria, Bélgica, Francia y Grecia los ciclos son más cortos. La respuesta cíclica es muy intensa pero se concentra en el tiempo, tan solo son necesarios uno o dos ciclos hasta llegar al estado estacionario.

- En Dinamarca, España, Italia, Holanda, y el Reino Unido, la respuesta a los cambios en el PIB europeo es bastante amplia. Sin embargo, los efectos de la variación de la tasa de desempleo europea media no son tan intensos. Ambas respuestas se agotan en un horizonte de 15 años. En definitiva, se trata de países muy afectados por la evolución general de la economía europea pero no tanto por la evolución del desempleo europeo.
- Irlanda escapa de la clasificación dentro de los grupos anteriores. Su comportamiento resulta claramente extraño e incomparable. La respuesta de la tasa de desempleo irlandesa ante cambios en el PIB o en la tasa de desempleo media europeas siempre es negativa. Este resultado puede estar motivado por la intensa y reciente reducción que se ha producido dentro de las tasa de desempleo irlandesa más allá de lo sucedido con el PIB o en la tasa de desempleo media europea.

Así pues, aunque los ciclos europeos sobre la tasa de desempleo han aumentado su volatilidad, los diferentes países miembros de la UE mantienen respuestas cíclicas similares pudiendo extraer ciertas pautas de comportamiento. Este resultado puede ser parte de la explicación de la parcial convergencia encontrada entre los países de la UE. Los ciclos se producen bajo las mismas pautas sin embargo la evolución actual de los mismos resulta ser más dispar.

4. CONCLUSIONES.

Se ha tratado de descubrir cuáles son las causas o explicaciones del proceso de convergencia alcanzado entre las tasas de desempleo de los países de la UE a través de un análisis sobre la evolución tendencial y cíclica de la tasa de desempleo europeo. Los resultados obtenidos no son muy alentadores dado que resultan ser muy heterogéneos y dispares. En relación con los análisis de cointegración desarrollados se ha confirmado que existe un nexo de unión parcial entre las diferentes tasas de desempleo europeas tan solo para un conjunto de países. El proceso de aproximación o convergencia entre las tasas de desempleo no se produce a largo plazo para la totalidad de los miembros de la UE.

El estudio de los ciclos del desempleo, refleja la existencia dentro de la UE de un incremento en la volatilidad. La dispersión existente dentro los países de la UE se ha incrementado imposibilitando la existencia de un proceso de convergencia. No obstante, al analizar la estructura de los ciclos del desempleo se ha descubierto un comportamiento similar. Los comovimientos entre las tasas de desempleo nacionales y el PIB europeo y la tasa de desempleo media europea son parecidos para los países de la UE. Los modelos VAR confirman el hallazgo

anterior y permiten extraer ciertas pautas de comportamiento general para algunos países de la UE.

Por consiguiente, aunque se ha producido un acercamiento entre las tasas de desempleo europeas aún nos encontramos lejos de la construcción de un mercado de trabajo único e integrado al menos en términos de la tasa de desempleo a nivel macroeconómico. Los países europeos muestran una elevada heterogeneidad. La aplicación de la política laboral en relación con el desempleo no puede realizarse de forma común sino que debe ser implementada teniendo muy en cuenta las diferencias nacionales.

ANEXO.

A1. Test de Dickey-Fuller.

Este test establece como hipótesis de contraste la existencia dentro de la serie analizada de una raíz unitaria en su proceso de formación. El test de Dickey-Fuller (DF) se basa en la siguiente expresión:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t \quad (1)$$

$$H_0: \rho = 1$$

$$H_1: \rho \neq 1$$

La ecuación anterior también se puede expresar en diferencias del siguiente modo:

$$\Delta Y_t = (\rho - 1) Y_{t-1} + u_t \quad (2)$$

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t \quad (3)$$

$$H_0: \delta = 1$$

$$H_1: \delta \neq 1$$

Para aceptar o no la hipótesis nula, los valores obtenidos se comparan con las tablas de contraste desarrolladas por MacKinnon. Si el estadístico obtenido es mayor que el valor crítico se rechazará la hipótesis nula y por tanto ρ será diferente de uno. Si por el contrario, el estadístico resulta menor que el valor crítico se acepta la hipótesis nula bajo la probabilidad deseada. En este caso el coeficiente ρ será igual a uno, es decir, existe una raíz unitaria. Como es bien sabido a este tipo de progresión se le denomina paseo aleatorio.

Una vez desarrollado el test anterior, el grado de integración de una serie se establece como el número de veces que hay que diferenciar dicha serie hasta poder rechazar la existencia de una raíz unitaria en su proceso de formación. La ecuación anterior (1) se repetirá sucesivas veces sobre la variable diferenciada hasta encontrar un orden d donde la serie no presente una raíz unitaria. Entonces, la serie original se denominará integrada de orden d $I(d)$ y la serie en diferencias será integrada de orden cero $I(0)$. El grado de diferencias alcanzado es el grado de integración. A la vez que determinamos cuál es el grado de integración de una serie este tipo de test nos permite conocer si una serie es estacionaria o no. Recuérdese que una serie estacionaria es aquella donde se haya rechazado la existencia de raíces unitarias.

Debido a la simplicidad del test anterior se han desarrollado nuevos tipos de contrastes sobre la existencia de raíces unitarias. El más conocido es el test de Dickey-Fuller ampliado (DFA), llamado de este modo porque incluye un nuevo término sobre la variable a contrastar. El test DFA permite incluir en la estimación la existencia de una constante y un término de tendencia (t).

$$Y_t = d_1 + d_2 t + d_3 Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} d_i Y_{t-i} + u_t \quad (4)$$

$$H_0: \delta_3 = 1$$

$$H_1: \delta_3 \neq 1$$

Una vez establecido lo anterior y de acuerdo con el objetivo del artículo, el primer paso a dar es comprobar la existencia de raíces unitarias en la evolución de la tasa de desempleo. Se trata de averiguar si existe un proceso de cointegración entre la tasa de desempleo de los países de la UE. El cuadro A.1, se recoge cuál es el resultado de aplicar el test de DFA sobre la tasa de desempleo europeo en primeras diferencias. La aplicación del test DFA ofrece diferentes resultados en cuanto a la significatividad. Los coeficientes alcanzados permiten rechazar la hipótesis nula y por tanto la existencia de raíces unitarias bajo diferentes significatividades. Así pues, la evolución de la tasa de desempleo original es estacionaria y la evolución de la tasa de desempleo en primeras diferencias es no estacionarias. Se determina que la serie sobre la tasa de desempleo de los países europeos es integrada de orden uno $I(1)$.

El cuadro A.2, muestra cuál es el test de DFA aplicado a las tasas medias de desempleo europeas excluido el país considerado en cada caso, o lo que se denomina como “resto de países”. Al igual que en el caso anterior todas las series muestran la presencia de una raíz unitaria al tomar primeras diferencias bajo diferentes grados de significatividad. Por tanto, cada una de las series del “resto de países” son integrables de orden 1, $I(1)$.

Cuadro A.1. Test DFA sobre las tasa de desempleo europeas.

| Países | TEST | SIG. | COEFICIENTE | T-STAT. | SIG. |
|--------------------|--------|----------|-------------|---------|-------|
| Austria | -4,247 | 0,000* | -0,904 | -4,247 | 0,000 |
| Bélgica | -1,822 | 0,066*** | -0,310 | -1,822 | 0,082 |
| Dinamarca | -4,029 | 0,000* | -0,848 | -4,029 | 0,001 |
| Finlandia | -3,713 | 0,001* | -0,540 | -3,713 | 0,001 |
| Francia | -2,094 | 0,037** | -0,402 | -2,094 | 0,048 |
| Alemania | -2,783 | 0,008* | -0,531 | -2,783 | 0,011 |
| Grecia | -2,217 | 0,029** | -0,378 | -2,217 | 0,037 |
| Irlanda | -2,497 | 0,015** | -0,460 | -2,497 | 0,021 |
| Italia | -4,019 | 0,000* | -0,876 | -4,019 | 0,001 |
| Luxemburgo | -4,519 | 0,000* | -0,965 | -4,519 | 0,000 |
| Holanda | -1,991 | 0,047** | -0,313 | -1,991 | 0,059 |
| Portugal | -2,489 | 0,015** | -0,405 | -2,489 | 0,021 |
| España | -2,356 | 0,021** | -0,349 | -2,356 | 0,029 |
| Suecia | -2,331 | 0,022** | -0,434 | -2,331 | 0,029 |
| Reino Unido | -2,456 | 0,017** | -0,433 | -2,456 | 0,022 |
| EU-15 | -2,431 | 0,018** | -0,363 | -2,431 | 0,025 |
| EU-15 Media | -1,845 | 0,063*** | -0,293 | -1,845 | 0,079 |

Ecuación de contraste:

$$\Delta (Tu_{Austria, t} - Tu_{Austria, t-1}) = d_1 (Tu_{Austria, t} - Tu_{Austria, t-1}) + \sum_{i=1}^{p-1} d_i \Delta (Tu_{Austria, t} - Tu_{Austria, t-1})$$

* Significativo al 1 %.

** Significativo al 5%.

***Significativo al 10%.

Valores de McKinnon:

-2.669 al 1 %.

-1.956 al 5 %.

-1.608 al 10%

Cuadro A.2. Test DFA sobre las tasa de desempleo para el resto de países europeos excepto el país considerado.

| Países | TEST | SIG. | COEFICIENTE | T-STAT. | SIG. |
|--------------------|--------|----------|-------------|---------|-------|
| Austria | -1,820 | 0,066*** | -0,287 | -1,820 | 0,082 |
| Bélgica | -1,904 | 0,056*** | -0,306 | -1,904 | 0,070 |
| Dinamarca | -2,579 | 0,013** | -0,390 | -2,579 | 0,018 |
| Finlandia | -1,714 | 0,082*** | -0,269 | -1,714 | 0,101 |
| Francia | -1,894 | 0,057*** | -0,303 | -1,894 | 0,072 |
| Alemania | -1,829 | 0,065*** | -0,289 | -1,829 | 0,081 |
| Grecia | -1,869 | 0,060*** | -0,298 | -1,869 | 0,075 |
| Irlanda | -2,589 | 0,012** | -0,420 | -2,589 | 0,018 |
| Italia | -1,955 | 0,050** | -0,319 | -1,955 | 0,064 |
| Luxemburgo | -1,829 | 0,065*** | -0,290 | -1,829 | 0,081 |
| Holanda | -1,960 | 0,050** | -0,322 | -1,960 | 0,063 |
| Portugal | -1,894 | 0,057*** | -0,307 | -1,894 | 0,071 |
| España | -2,035 | 0,042** | -0,343 | -2,035 | 0,054 |
| Suecia | -1,848 | 0,063*** | -0,291 | -1,848 | 0,078 |
| Reino Unido | -1,815 | 0,067*** | -0,289 | -1,815 | 0,083 |
| EU-15 | -1,820 | 0,066*** | -0,287 | -1,820 | 0,082 |
| EU-15 Media | -1,904 | 0,056*** | -0,306 | -1,904 | 0,070 |

Ecuación de contraste:

$$? (Tu_{RestoAustria, t} - Tu_{RestoAustria, t-1}) = d_1 (Tu_{RestoAustria, t} - Tu_{RestoAustria, t-1}) + \sum_{i=1}^{p-1} d_i ? (Tu_{RestoAustria, t} - Tu_{RestoAustria, t-1})$$

* Significativo al 1 %.

** Significativo al 5%.

***Significativo al 10%.

Valores de McKinnon:

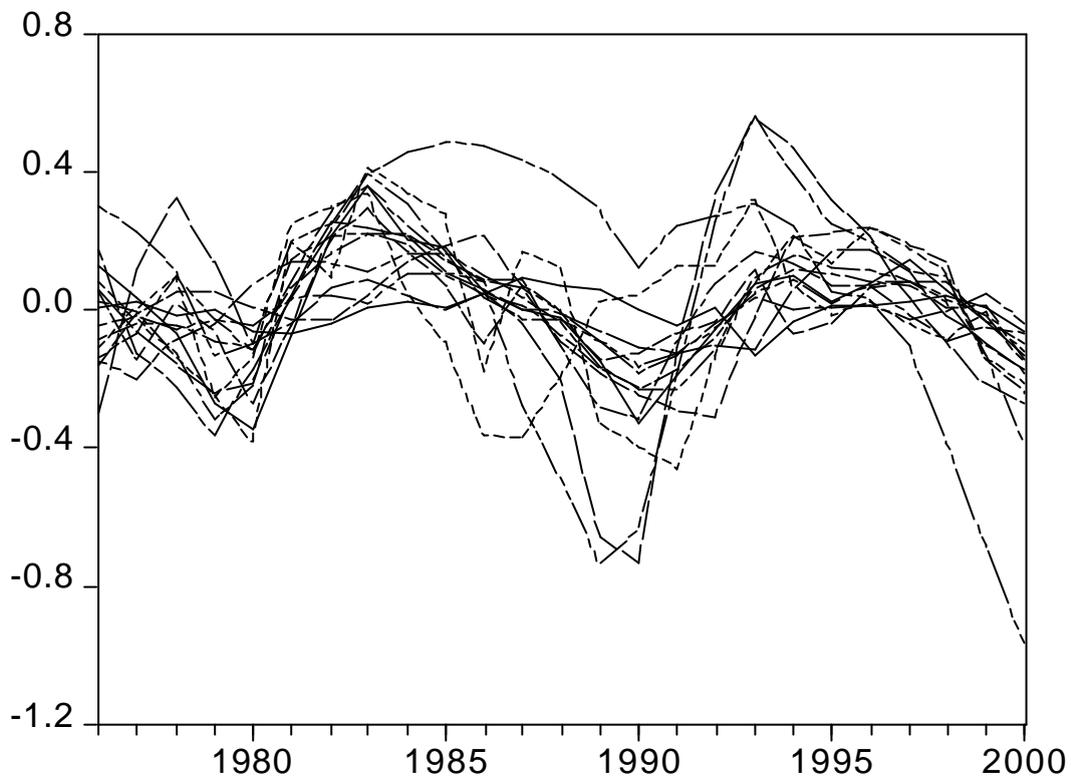
-2,669 al 1 %.

- 1,956 al 5 %.

- 1,608 al 10%

A2. Evolución cíclica de la tasa de desempleo entre los países europeos.

Gráfico A1. Ciclo en logaritmos de la tasa de desempleo para los países de la UE.



| | | | | | |
|-------|----------|-------|----------|-------|----------|
| —— | CICLAL | —— | CICLOLFI | —— | CICLOLIT |
| ----- | CICLOLDI | ----- | CICLOLFR | ----- | CICLOLLU |
| ----- | CICLOLAU | ----- | CICLOLGR | ----- | CICLOLPO |
| ----- | CICLOLBE | ----- | CICLOLHO | ----- | CICLOLRU |
| ----- | CICLOLES | ----- | CICLOLIR | ----- | CICLOLSU |

A.3. Pautas en la tendencia y bs ciclos de las tasas de desempleo europeas para series trimestrales.

Parte de los análisis desarrollados dentro de este artículo también han sido realizados con series trimestrales. En este anexo se incluye algunos de resultados alcanzados hasta el momento. Esta línea de investigación se encuentra abierta, y es por ello, que aún no ha sido lo suficientemente explotada.

Tabla A1. Prueba sobre la existencia de raíces unitarias a través del método de Dick-Fuller Ampliado sobre la tasa de desempleo en primeras diferencias para los países europeos. (Fuente: Elaboración con datos de la European Labour Survey, Eurostat. Cuarto trimestres 1993 – cuarto trimestre 2001).

| | País | | Resto de Europa | |
|------------------------------|---------------|------------|-----------------|------|
| | Valor | Sig. | Valor | Sig. |
| Austria | -3.792 | 1 % | -19.204 | 1 % |
| Bélgica | -4.179 | 1 % | -4.204 | 1 % |
| Alemania | -3.471 | 1 % | -5.227 | 1 % |
| Dinamarca | -4.075 | 1 % | -3.567 | 1 % |
| España | -4.421 | 1 % | -2.841 | 1 % |
| Finlandia | -3.996 | 1 % | -6.843 | 1 % |
| Francia | -3.862 | 1 % | -8.039 | 1 % |
| Grecia | -4.061 | 1 % | -3.407 | 1 % |
| Irlanda | -4.131 | 1 % | -3.432 | 1 % |
| Italia | -3.643 | 1 % | -5.279 | 1 % |
| Luxemburgo | -4.066 | 1 % | -9.121 | 1 % |
| Holanda | -4.113 | 1 % | -3.969 | 1 % |
| Portugal | -4.060 | 1 % | -3.802 | 1 % |
| Suecia | -4.168 | 1 % | -3.497 | 1 % |
| Reino Unido | -4.969 | 5 % | -2.312 | 5 % |
| UE-15 | -4.066 | 1 % | | |
| Valores de Mackinnon: | | | | |
| -2.636 al 1 %. | | | | |
| -1.951 al 5 %. | | | | |
| -1.610 al 10 %. | | | | |

Tabla A2. Test de Johansen. (Fuente: Elaboración propia con datos de la European Labour Survey, Eurostat. Cuarto trimestres 1993 – cuarto trimestre 2001).

Hipótesis 1. Una variable participa como cociente de la otra: no hay cointegración.

Hipótesis 2. Existencia de al menos un vector de cointegración.

| | Hipótesis 1 | | | | Hipótesis 2 | | | |
|-------------|-------------|------------|-------------|----------------------|-------------|------------|-------------|----------------------|
| | Retardos | Eigenvalue | Estadístico | Rdo. de la Hipótesis | Retardos | Eigenvalue | Estadístico | Rdo. de la Hipótesis |
| Austria | 4 | 0,70 | 48,71 | Rechaza ** | 4 | 0,39 | 14,19 | Al menos 1 * |
| Bélgica | 4 | 0,59 | 39,76 | Rechaza ** | 4 | 0,40 | 14,36 | Al menos 1 * |
| Alemania | 6 | 0,57 | 37,53 | Rechaza ** | 6 | 0,44 | 15,14 | Al menos 1 * |
| Dinamarca | 8 | 0,81 | 71,49 | Rechaza ** | 8 | 0,72 | 31,23 | Al menos 1 ** |
| España | 6 | 0,86 | 67,80 | Rechaza ** | 6 | 0,46 | 16,17 | Al menos 1 * |
| Finlandia | 6 | 0,86 | 70,34 | Rechaza ** | 6 | 0,49 | 17,70 | Al menos 1 ** |
| Francia | 4 | 0,45 | 31,15 | Rechaza ** | 4 | 0,39 | 14,00 | Al menos 1 * |
| Irlanda | 5 | 0,55 | 37,32 | Rechaza ** | 5 | 0,43 | 15,24 | Al menos 1 * |
| Italia | 7 | 0,81 | 65,04 | Rechaza ** | 7 | 0,81 | 22,57 | Al menos 1 ** |
| Luxemburgo | 4 | 0,68 | 50,86 | Rechaza ** | 4 | 0,48 | 18,62 | Al menos 1 ** |
| Holanda | 4 | 0,58 | 37,23 | Rechaza ** | 4 | 0,35 | 12,49 | Al menos 1 * |
| Portugal | 7 | 0,56 | 37,47 | Rechaza ** | 7 | 0,48 | 16,46 | Al menos 1 ** |
| Suecia | 5 | 0,66 | 51,55 | Rechaza ** | 5 | 0,56 | 22,30 | Al menos 1 ** |
| Reino Unido | 4 | 0,69 | 52,52 | Rechaza ** | 4 | 0,50 | 19,56 | Al menos 1 ** |

Número de observaciones: 30
 **Significativo al 5 % El valor crítico para una probabilidad del 5 % es 25,32.
 * Significativo al 10%. El valor crítico para una probabilidad del 1 % es 30,45.

Tabla A3. Test de Johansen: Vector de cointegración propuesto. Se incluye constante y tendencia en el vector de corrección del error. (Fuente: Elaboración propia con datos de la European Labour Survey, Eurostat. Cuarto trimestres 1993 – cuarto trimestre 2001)

| | Coefficiente. TURE (país i) | Tendencia determinística | Constante |
|-------------|--------------------------------|--------------------------|-----------|
| Austria | -1.82 (0.05) | -0.01 (0.00) | 3.87 |
| Bélgica | -1.52b (0.11) | -0.005 (0.00) | 1.50 |
| Alemania | -3.24 (0.37) | -0.04 (0.00) | 7.94 |
| Dinamarca | 2.49 (0.93) | 0.04 (0.00) | -10.48 |
| España | -1.56 (0.03) | 0.004 (0.00) | 0.36 |
| Finlandia | 0.63 (0.05) | 0.02 (0.00) | -5.64 |
| Francia | -0.57b (0.39) | 0.001 (0.00) | -1.19 |
| Irlanda | -3.60 (0.63) | 0.008 (0.00) | -1.19 |
| Italia | -0.24 (0.05) | -0.003 (0.00) | -1.59 |
| Luxemburgo | -0.81 (0.04) | 0.009 (0.00) | 0.56 |
| Holanda | -7.68 (6.19) | -0.05 (0.07) | 19.07 |
| Portugal | -1.22 (0.25) | -2.08 (0.07) | 7.73 |
| Suecia | -0.05 (0.14) | 0.01 (0.00) | -2.69 |
| Reino Unido | 2.44 (0.20) | 0.06 (0.00) | -10.81 |

Estimación no tendencia determinística en los datos pero si existe constante en la ecuación de cointegración.

Ejemplo para Austria: $D(TUAT) = c_1 + c_2 D(TUREAT)$.

Número de observaciones: 30

En paréntesis se encuentra el error estándar.

Cuadro A4. Comovimientos entre las diferentes tasas de desempleo europeas y la tasa de desempleo para la EU-15 y el PIB. (Fuente: Elaboración propia con datos de la European Labour Survey, Eurostat. Cuarto trimestres 1993 – cuarto trimestre 2001)

| | Comovimientos TU-PIB | Correlación entre TU nacional y PIB | Comovimientos TU-TU EU-15 | Correlación entre TU nacional y TU EU -15 |
|-------------|--|-------------------------------------|-------------------------------------|---|
| Austria | Débilmente contracíclico adelantado 4 | -0.299 | Fuertemente procíclico Retasado 4 | 0.656 |
| Bélgica | Débilmente contracíclico adelantado 2 | -0.473 | Fuertemente procíclico Adelantado 3 | 0.548 |
| Alemania | Fuertemente contracíclico adelantado 4 | -0.501 | Fuertemente procíclico adelantado 1 | 0.573 |
| Dinamarca | Acíclico (adelantado 1) | -0.058 | Débilmente procíclico Retasado 4 | 0.470 |
| España | Fuertemente contracíclico retrasado 2 | -0.613 | Fuertemente procíclico retrasado 1 | 0.658 |
| Finlandia | Acíclico (retrasado 2) | -0.199 | Fuertemente procíclico retrasado 3 | 0.773 |
| Francia | Fuertemente contracíclico adelantado 3 | -0.594 | Fuertemente procíclico retrasado 1 | 0.639 |
| Grecia | Fuertemente contracíclico adelantado 1 | -0.603 | Fuertemente procíclico adelantado 4 | 0.964 |
| Irlanda | Fuertemente contracíclico adelantado 1 | -0.730 | Fuertemente procíclico retrasado 2 | 0.714 |
| Italia | Fuertemente contracíclico adelantado 5 | -0.640 | Fuertemente procíclico adelantado 4 | 0.790 |
| Luxemburgo | Fuertemente contracíclico adelantado 5 | -0.426 | Fuertemente procíclico adelantado 4 | 0.629 |
| Holanda | Fuertemente contracíclico retrasado 4 | -0.524 | Fuertemente procíclico retrasado 5 | 0.613 |
| Portugal | Fuertemente contracíclico retrasado 4 | -0.532 | Fuertemente procíclico retrasado 4 | 0.752 |
| Suecia | Fuertemente contracíclico adelantado 2 | -0.651 | Fuertemente procíclico adelantado 1 | 0.708 |
| Reino Unido | Fuertemente contracíclico adelantado 5 | -0.403 | Fuertemente procíclico coincidente | 0.524 |

BIBLIOGRAFÍA.

- Argandoña A., Gámez, C. y Monchón, F., (1997). "Macroeconomía avanzada II. Fluctuaciones cíclicas y crecimiento económico". Mc Graw Hill. Madrid.
- Avilés, A., Gámez, C. Y Torres J.L. (1997). "La convergencia real en Andalucía: un análisis de cointegración del mercado de trabajo". Revista de Estudios regionales. Enero-Abril. Nº 47.
- Dickey, D. Y Fuller, W. (1979). "Distribution of Estimators for autoregressive time series with a unit root". Journal of the American Statistical Association. Vol. 74.
- Damodar N. Gujarati (1997). *Econometría básica*. McGraw-Hill, Santafé de Bogota.
- Fernández Macho et al (1997). *Cointegración y convergencia en la Unión Europea* Universidad del País Vasco, Servicio editorial. Colección Economía. Bilbao.
- Herce, J. A., Sosvilla-Rivero S. y de Lucio J.J. (1998). "A time-series examination of convergence in social protection across EU countries". Documento de Trabajo FEDEA. Nº 10/98. Abril. Madrid.
- Hodrick, R and Prescott, E. (1997). "Post-war US Business cycles: An empirical investigation". Manuscript, Carnegie-Mellon University.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, P. y Shin, Y. (1992). "Testing the null of stationary against the alternative of a unit root". Journal of Econometrics. Nº 54.
- Martínez y Rubiera (1999). "Patrones de convergencia regional en los servicios de la economía española" Documento de Trabajo SERVILAB. Nº 1/99. Madrid.
- Pallardó, V.J. y Esteve, V. (1997). "Convergencia real en la UE". Revista de Economía Aplicada. Nº 14. Vol V.
- Olloqui, I., Sosovilla, S. y Alonso, J. (2002). "Convergencia en precios en las provincias españolas", ICE. 797. Febrero.
- Otero, J.M^a (1993). *Econometría: series temporales y predicción*. Madrid. AC, D.L. Madrid.
- Phillips, P. y Perron, P. (1988). "Testing for a unit root in a time series regression". Biometrika. Vol 75.
- Viñals J. y Jimeno J. (1998). "The impact of EMU on European unemployment". Cahiers Papers. Banque Europeene D'Investissement European Investment Bank. Volumen 3. Nº 1.