

ANÁLISIS DE CONVERGENCIA DE LAS TASAS DE DESEMPLEO REGIONALES EN ESPAÑA

Dionisio Ramírez Carrera
Facultad de Derecho y Ciencias Sociales
Universidad de Castilla-La Mancha (UCLM)
Ronda de Toledo s/n,
13071 - Ciudad Real (Spain)
E-mail: dionisio.ramirez@uclm.es
Teléfono: (+34) 926 295 300, ext. 3585
Fax: (+34) 926 295 407

Gabriel Rodríguez
Department of Research
Central Bank of Peru
441 Jr. Miroquesada
Lima 1, Lima, Peru
gabriel.rodriguez@bcrp.gob.pe
Telephone: +511 613 2000 - 3970
Fax: +511 613 2516

Esta Versión: 2 de Marzo de 2009.

Abstract

Basándonos en una aproximación de series temporales, en el presente trabajo analizamos el comportamiento de las tasas de desempleo regionales en España para el período comprendido entre 1976Q3 y 2000Q4. A partir de los conceptos de convergencia estocástica y β -convergencia de Carlino y Mills (1993) y utilizando la metodología de Tomljanovich y Vogelsang (2002) se observa que se ha producido un proceso de convergencia real en la gran mayoría de las CC.AA. españolas excepto en Andalucía, Aragón, Islas Baleares, Extremadura y, muy especialmente, Cataluña.

Palabras Clave: Tasa de Desempleo Regional, Convergencia Estocástica y β -convergencia, Series Temporales, Procesos Integrados y Estacionarios.

Clasificación JEL: E24, J60, R23, C22, C52.

1. INTRODUCCIÓN: DISPARIDADES REGIONALES EN LAS TASAS DE PARO

Las tasas de desempleo varían extremadamente entre países. Sin embargo, estas disparidades en el plano internacional, encubren incluso mayores diferencias entre regiones dentro de cada país. Atendiendo a numerosos informes, tales como los de la Comisión Europea (2002a, 2006) y de la OCDE (2000, 2005), se pone de manifiesto la existencia y persistencia de disparidades regionales en las tasas de paro de la mayoría de los países europeos, especialmente en España, contrastando con la reducción de las disparidades en las tasas de desempleo entre los estados miembros.

Durante el transcurso de los casi 25 años comprendidos entre 1976 y el año 2000 el desempleo en España pasó de ser un fenómeno de relativa poca importancia a mediados de la década de los setenta, representando sólo un 4.4% de la población activa, a alcanzar un 24.5% en el primer trimestre de 1994 y finalmente pasar a menos de un 13.5% acabando el 2000. Por regiones, la tasa de desempleo de las distintas comunidades autónomas (CC.AA.) españolas para el período analizado no se puede considerar homogénea. Mientras que la media nacional en el año 2000 mostraba una tasa de paro de casi el 14%, en regiones como Andalucía y Extremadura superaban el 22%. Por el contrario, las Islas Baleares o la Comunidad Foral de Navarra recogían unas tasas inferiores al 7%.

Existen diversas teorías que intentar justificar la existencia de esas diferencias en las tasas de paro regionales. Habitualmente, se ha considerado que la falta de movilidad de la mano de obra y la rigidez salarial son los factores clave. No obstante, diversos autores han ido aportando nuevos enfoques a esta cuestión. Thirlwall (1966), establece que la persistencia en la discrepancia entre las tasas de desempleo regionales puede ser explicada, al menos en parte, a través de las fluctuaciones en la tasa nacional, que tendrán efectos distintos en cada región. Marston (1985) considera que las discrepancias regionales son la consecuencia de la existencia de distintas tasas de equilibrio a largo plazo dentro de cada región. Para Armstrong y Taylor

(2000) la persistencia de las disparidades regionales puede ser el resultado de la distinta respuesta de cada región ante *shocks* exógenos y unos procesos de ajuste no instantáneos a causa de barreras sociales y económicas.

Sean cual sean las razones para la existencia de estas diferencias regionales, Overman y Puga (2002) consideran que dichas disparidades pueden dar lugar a una dispersión persistente, de forma que las tasas de paro no solamente no tienen por qué converger entre sí, sino que pueden incluso divergir, lo que podría originar cierto tipo de polarización.

Existen numerosos trabajos empíricos tanto para EE.UU. como para Europa o Australia¹ con resultados dispares, aunque sólo nos centraremos en los resultados de los trabajos para España. Así, López-Bazo *et al.* (2002) muestran no sólo la persistencia de las diferencias provinciales, sino que incluso apuntan hacia una divergencia. Villaverde y Maza (2002) analizan el caso de las CC.AA. con datos de la FUNCAS y señalan la falta de convergencia, pero no mencionan ninguna tendencia hacia una polarización regional. Por su parte, los trabajos de Aviles *et al.* (1997), Alonso e Izquierdo (1999) o Moral de Blas (2004), bajo un enfoque de series temporales, hablan de divergencia en el comportamiento de gran parte las tasas de paro por CC.AA. en España.

Una primera aproximación para detectar el carácter convergente o divergente de las tasas de paro durante el período analizado consistiría en utilizar las técnicas habituales del análisis de convergencia sigma. A partir del estudio de la dispersión de la tasa de paro (medida como la desviación típica de las tasas de paro regionales en niveles —dispersión en términos absolutos (IDA)— y con respecto a la media nacional —dispersión en términos relativos

¹ Ver Amrstrong y Taylor (2000), Baddeley *et al.* (2000), Bayer y Juessen (2007), Blanchard y Katz (1992), Dixon *et al.* (2001), Elhorst (2003), Groenewold (1997), Llorente (2005), Loewy y Papell (1996), Martin (1997), Overman y Puga (2002), Pekkonen y Tervo (1998) o Taylor y Bradley (1997).

(IDR)—² se puede observar en la Figura 1 como, para el conjunto del período, se produce una divergencia en términos absolutos, mientras que en términos relativos se ha producido una ligera disminución de la dispersión³. Esto sólo puede indicar que existe un grupo de regiones sensibles al cambio de coyuntura mientras que en el resto existe una cierta estabilidad de las tasas de desempleo que se puede interpretar como persistencia de las mismas.

Por tanto, atendiendo a estos dos indicadores agregados se puede afirmar que no se ha producido en los últimos veinticinco años una reducción significativa de la dispersión entre las tasas de paro regionales. Sin embargo, es muy probable que esa falta de convergencia del conjunto de todas las CC.AA. esté encubriendo distintos comportamientos a nivel individual de cada región. Con el propósito de distinguir esos comportamientos diferenciales en nuestro trabajo hemos seguido una óptica de series temporales univariantes siguiendo el trabajo de Carlino y Mills (1993). Dicho enfoque distingue entre convergencia a largo plazo o estocástica y convergencia condicional o β -convergencia, de manera que cuando se den ambos tipos de convergencia podremos afirmar que se está produciendo un verdadero proceso de convergencia en las tasas de desempleo de las regiones españolas.

Aplicando estos conceptos y la metodología de Tomljanovich y Vogelsang (2002) a las tasas relativas de desempleo regionales, nuestros resultados muestran que se ha producido un proceso de convergencia real, o acercamiento, entre las mismas salvo en los casos de Andalucía,

² El índice de dispersión en términos absolutos (IDA) no es más que la desviación estándar de la diferencia entre la tasa de paro de cada CC.AA. y la media nacional y se mide como:

$$IDA_t = \sqrt{\sum_{i=1}^{17} (u_{i,t} - u_{esp,t})^2 / 17}$$

, mientras que como índice de dispersión en términos relativos (IDR)

utilizaremos, dentro de las distintas definiciones y medidas posibles, la definición de Martin (1997), de modo que las diferencias entre la tasa de desempleo regional y la media nacional se relativizan con

respecto a dicha media: $IDA_t = \sqrt{\sum_{i=1}^{17} (u_{i,t} - u_{esp,t} / u_{esp,t})^2 / 17}$. Para la elaboración de dichos índices

hemos preferido utilizar las tasas de desempleo anualizadas en lugar de las cuatrimestrales con el objetivo de suavizar su erraticidad en la línea de los trabajos de Raymond (1995) y Cuadrado (1998).

³ Este distinto comportamiento es normal. Según Gleave (1987), durante los períodos de recesión la dispersión relativa entre las tasas de desempleo disminuye sustancialmente, mientras que durante los períodos expansivos dicha dispersión vuelve a aumentar algo que claramente se cumple observando la evolución del IDR.

Aragón, Islas Baleares y Extremadura, donde ha tenido lugar un proceso de divergencia de su tasa de paro con respecto a la media española, y Cataluña donde, además, no se puede ni afirmar que se haya producido convergencia determinista o convergencia condicional, lo que implica que el comportamiento de la tasa de paro de esta región es totalmente distinto al resto durante este período muestral. Por último, señalamos que estos procesos de convergencia (y divergencia) se acentúan en todas las regiones desde mediados de los años ochenta y principios de los noventa, salvo en La Rioja donde se produce en fechas muy posteriores.

En la sección 2 se presentan los datos y se exponen los conceptos de convergencia y la metodología empleada. En la sección 3 se analizan y comentan los resultados obtenidos. Por último, en la sección 4 se presentan las principales conclusiones.

2. DATOS Y METODOLOGÍA

Para este trabajo hemos tomado las tasas de desempleo de la Encuesta de Población de Empleo (EPA) de diecisiete CC.AA. españolas —Andalucía, Aragón, Principado de Asturias (Asturias), Islas Baleares (Baleares), Islas Canarias (Canarias), Cantabria, Castilla y León (CLY), Castilla-La Mancha (CLM), Cataluña, Comunidad Valenciana (C.Valenciana), Extremadura, Galicia, Comunidad Autónoma de Madrid (Madrid), Región de Murcia (Murcia), Comunidad Foral de Navarra (Navarra), País Vasco (P.Vasco) y La Rioja—, más el agregado nacional (España), de modo que el análisis de convergencia se realiza sobre una muestra de dieciocho series temporales. La periodicidad de los datos es trimestral y comprende el período de tiempo que abarca desde 1976Q3 hasta 2000Q4.

El análisis de la convergencia (tanto convergencia estocástica como β -convergencia) requiere trabajar con variables, en este caso tasas de desempleo, expresadas en términos relativos con respecto a una variable de referencia. Las tasas de desempleo relativas puede ser calculadas como la diferencia simple en niveles entre la tasa de desempleo individual de cada

región, $ur_{i,t}$, y la variable de referencia, que en nuestro caso será la tasa de desempleo de España, $u_{Esp,t}$. Esto significa que la tasa de desempleo relativa $u_{i,t}$ para la región i puede calcularse como: $u_{i,t} = ur_{i,t} - u_{Esp,t}$.

Carlino y Mills (1993) consideran que estamos ante un proceso de convergencia si se verifica la existencia de convergencia estocástica y β -convergencia. El primer tipo de convergencia significa que los *shocks* sólo tienen un efecto temporal, mientras que el segundo tipo de convergencia se traduce en que las diferencias entre las regiones y a la media nacional tienden a desaparecer. El principal problema, tal y como señalan Camarero *et al.* (1999 y 2002), es como llevar a cabo, estadísticamente, la distinción entre la convergencia de largo plazo y la convergencia *catching-up*.

Un enfoque habitualmente utilizado de series temporales para el análisis de la convergencia a largo plazo o estocástica es el de Bernard y Durlauf (1995, 1996)⁴. De acuerdo con Oxley y Greasley (1997) este tipo de convergencia implica que tales diferencias tendrán carácter transitorio cuando las predicciones a largo plazo de la diferencia entre cualquier par de regiones converjan hacia cero a medida que el horizonte de predicción aumenta. Por lo tanto, la convergencia requiere que, las diferencias en las tasas de desempleo entre dos regiones o países sigan un proceso estacionario, es decir, que no contengan una raíz unitaria o tendencia determinista a lo largo del tiempo si las regiones han alcanzado la convergencia, lo que implicaría a su vez que las tasas de desempleo deberían de estar cointegradas.

Así, mientras que Bernard y Durlauf (1995) definen la convergencia estocástica como la cointegración entre dos (o más) series, una definición alternativa de convergencia estocástica es la de Carlino y Mills (1993). Si no hay estacionariedad, los *shocks* que afectan a la tasa relativa

⁴ Ver Alonso e Izquierdo (1999), Bayer y Juessen (2007), Olloqui *et al.* (2002), Camarero *et al.* (1995, 1999, 2002), Oxley y Greasley (1995, 1997).

de desempleo llevan a que las diferencias tengan carácter permanente. Carlino y Mills (1993) y Evans y Karras (1996) demuestran que la convergencia estocástica puede ser analizada a través de contrastes de raíces unitarias, de manera que si la serie tiene una raíz, los *shocks* tendrán efectos permanentes y no habrá convergencia.

Sin embargo, la hipótesis de convergencia a largo plazo o estocástica puede ser demasiado estricta. Así, Bernard y Durlauf (1996) consideran la posibilidad de la presencia de un componente determinista, es decir, de una media que no sea cero, lo que implicaría que la predicción de la diferencia de las tasas no convergería a cero cuando el período de predicción se hace “arbitrariamente” grande. Por lo tanto, habrá convergencia condicional cuando la diferencia en las tasas de desempleo entre dos regiones, dentro de un intervalo de tiempo fijado, tienda a desaparecer o se estreche. En nuestro caso, el concepto de convergencia condicional de Bernard y Durlauf (1996) es lo que Carlino y Mills (1993) denominan β -convergencia y será el enfoque que seguiremos.

Recientemente, Tomljanovich y Vogelsang (2002) han profundizado en ese enfoque de convergencia. Su aproximación consiste en utilizar las nuevas herramientas econométricas sugeridas por Vogelsang (1997, 1998) y Bunzel (1998) que permiten al investigador estimar y realizar inferencia sobre los parámetros relacionados con la función de tendencia de las series. La característica más importante de dichas técnicas es que son robustas a la presencia de raíces unitarias en el término de error de las series temporales.

Sea $y_t = u_{i,t}$, es decir, la diferencia de la tasa de desempleo de una región con respecto a la tasa media del conjunto nacional. El método consiste en estimar dos regresiones por mínimos cuadrados ordinarios (MCO). La primera regresión viene dada por:

$$y_t = \mu_1 DU_{1t} + \beta_1 DT_{1t} + \mu_2 DU_{2t} + \beta_2 DT_{2t} + \varepsilon_t \quad (1)$$

de donde $DU_{1t} = 1$ si $t \leq T_B$ o 0 en cualquier otro caso, $DU_{2t} = 1$ si $t > T_B$ o 0 en cualquier otro caso, $DT_{1t} = t$ si $t \leq T_B$ o 0 en cualquier otro caso y $DT_{2t} = t - T_B$ si $t > T_B$ o 0 en cualquier otro caso. Dentro de este modelo, T_B es la fecha en la que se produce el cambio estructural en los parámetros de la función de tendencia de y_t . Este punto de ruptura se considera desconocido a priori pero puede ser estimado a partir de los propios datos. Las estimaciones en las que $\mu_i > 0$ o $\mu_i < 0$ indican si la tasa de desempleo relativa está por encima o por debajo de la media en los momentos 1 y T_B , respectivamente. Los parámetros β_1 y β_2 son las tasas de crecimiento antes y después del *break*, respectivamente.

La segunda regresión, representada por z_t , viene dada por:

$$z_t = \mu_1 DT_{1t} + \beta_1 SDT_{1t} + \mu_2 DT_{2t} + \beta_2 SDT_{2t} + S_t \quad (2)$$

de donde $z_t = \sum_{j=1}^t y_j$, $SDT_{it} = \sum_{j=1}^t DT_{ij}$, $S_t = \sum_{j=1}^t u_j$, para $i = 1, 2$ y DT_{it} tal y como fue definido anteriormente. Así, esta regresión se obtiene calculando las sumas parciales de y_t .

En términos de la notación, sean t_y y t_z los t -estadísticos para el contraste de la hipótesis nula de que los parámetros individuales en las regresiones de y_t y z_t son cero. Para la regresión de y_t , el estadístico- t modificado apropiado es simplemente $T^{-1/2}t_y$, de donde T es el tamaño muestral. En el caso de z_t , el estadístico- t modificado apropiado se define como $t - PS_T = T^{-1/2}t_z \exp(-bJ_T)$, donde b es una constante (a ser calculada) y J_T es T^{-1} multiplicado por el estadístico de Wald para contrastar que $c_2 = c_3 = \dots = c_9 = 0$ en la siguiente regresión por MCO:

$$y_t = \mu_1 DU_{1t} + \beta_1 DT_{1t} + \mu_2 DU_{2t} + \beta_2 DT_{2t} + \sum_{i=2}^9 c_i t^i + \varepsilon_t \quad (3)$$

Hay que señalar que el estadístico J_T es el estadístico de raíz unitaria propuesto por Park y Choi (1988) y que puede ser calculado como:

$$\frac{RSS_Y - RSS_J}{RSS_J} \quad (4),$$

donde RSS_Y es la suma de los residuos al cuadrado de la regresión (1), y RSS_J es la suma de los residuos al cuadrado de la regresión (3). Fijado un nivel de significación para el contraste, la constante b puede ser elegida de forma que los valores críticos los estadísticos $t - PS_T$ sean los mismos tanto si ε_t es I(0) o I(1). En consecuencia, la modificación de J_T da como resultado estadísticos t de la regresión de z_t que son robustos a los errores del tipo I(1). Hay que señalar que si $b = 0$, la distribución de $t - PS_T$ es diferente cuando ε_t es I(0) comparado con el caso de que ε_t sea I(1) dado que en esta situación la modificación J_T no tiene efecto. Así, el uso de $b = 0$ está recomendado si se sabe que los errores son I(0) y estamos seguros de que la distribución asintótica I(0) es la más adecuada.

Tal y como Tomljanovich y Vogelsang (2002) mencionan, la modificación J_T no se necesita en la regresión de y_t dado que los estadísticos $T^{-1/2}t_y$ tienen una distribución asintótica bien definida cuando ε_t es I(1), y cuando ε_t es I(0) el estadístico $T^{-1/2}t_y$ converge hacia cero. Por lo tanto, $T^{-1/2}t_y$ es un test conservador cuando los errores son I(0).

Las distribuciones asintóticas de los estadísticos $T^{-1/2}t_y$ y $t - PS_T$ son no-estándar y dependen de la fecha de ruptura utilizada en las regresiones. En particular, los valores críticos dependen de si la fecha del cambio estructural se considera conocida o desconocida. En el último caso, la fecha del *break* tiene que ser estimada a partir de los datos para evitar las críticas

de Christiano (1992) acerca de la manipulación de datos. El método de selección también afecta a la distribución límite.

Siguiendo el mismo método utilizado en Tomljanovich y Vogelsang (2002) tomaremos un factor corrector de la muestra, de manera que siendo T el tamaño total de la misma obtendremos $(0.1T, 0.9T)$. Haciendo esto, los puntos de ruptura cerca del comienzo y fin de la muestra no se tienen en cuenta. Entonces, para cada regresión, se calcula T^{-1} multiplicado por el estadístico de Wald para contrastar la hipótesis conjunta de que $\mu_1 = \mu_2$ y que $\beta_1 = \beta_2$. En otras palabras, la hipótesis nula es que no existe *break* en la función de tendencia de la serie temporal y_t . Los valores críticos son tomados de Vogelsang (1997).

3. ANÁLISIS DE RESULTADOS

Para constatar la existencia de convergencia estocástica hemos utilizado una batería de tests de raíz unitaria y estacionariedad, sin cambio y con cambio estructural⁵. Atendiendo a los resultados de los contratos aplicados sólo en la comunidad autónoma de Cataluña no se consigue rechazar la hipótesis de raíz unitaria por lo que no se puede afirmar que en dicha región exista convergencia estocástica. Esto significa que los *shocks* que sufre la tasa relativa de desempleo de esta región tienen efectos permanentes y tienden a perpetuar las diferencias entre la tasa de paro catalana y la media española.

Así, el primer pre-requisito de Carlino y Mills (1993) para que se produzca convergencia real se cumple en dieciséis de las diecisiete CC.AA. de la muestra salvo en Cataluña. Si conseguimos establecer la existencia de la β -convergencia para cualquiera de las

⁵ El conjunto de tests aplicados comprenden: Dickey-Fuller Aumentado (ADF) y Phillips-Perron (PP), así como el test de estacionariedad Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS). Tests $\overline{M}_{MAIC}^{GLS}$ y ADF_{MAIC}^{GLS} de Ng y Perron (2001), de Zivot y Andrews (1992) —ZA—, Perron y Rodríguez (2003) —PR— y Lee y Strazicich (2004) —LS1—, Lumsdaine y Papell (1997) —LP— y Lee y Strazicich (2003) —LS2—. Los resultados de estos tests están disponibles bajo petición.

dieciséis regiones que satisfacen la convergencia estocástica, podremos afirmar que está teniendo lugar un proceso de convergencia en sus tasas de desempleo.

Los contrastes de β -convergencia comprueban si los parámetros μ_i y β_i ($i = 1, 2$) son significativamente distintos de cero y están relacionados de forma negativa, es decir, la β -convergencia lo que implica es que si $\mu_1 > 0$ entonces $\beta_1 < 0$ y que si $\mu_2 < 0$ entonces $\beta_2 > 0$. Esta relación negativa es vital para el análisis porque la convergencia requiere que las regiones o países con un intercepto negativo muestren una tendencia estimada positiva y viceversa, fomentando un proceso de *catching-up* en niveles. Las tablas 1, 2 y 3 incluyen los resultados obtenidos utilizando los estadísticos $t - PS_T$ sin la corrección J_T , $t - PS_T$ con la corrección J_T y $T^{-1/2}t_y$.

Siguiendo la metodología de otros trabajos⁶, procedemos a estimar tanto modelos en los que la ruptura en la tendencia es conocida a priori como modelos en los que el punto de *break* es desconocido y calculado de forma endógena⁷, por lo que en cada tabla los resultados presentados incluyen el modelo con el *break* desconocido y conocido.

De acuerdo con el primer tipo de modelo, se aprecia que en función de las fechas en las que se producen los puntos de ruptura⁸, la mayoría de regiones se distribuyen en tres grupos dentro de pequeños períodos de tiempo. Andalucía, Castilla y León, Castilla-La Mancha, Cataluña, Extremadura y Galicia parecen agruparse dentro de un período comprendido entre 1982 y 1984. Aragón, Baleares, Cantabria y País Vasco lo hacen dentro del período comprendido entre 1986 y 1988, mientras que Asturias, la C.Valenciana, Madrid, Navarra y Murcia se agrupan en torno al período 1991-1993. Por último, quedan las CC.AA. de Canarias y La Rioja cuyos puntos de *break* se sitúan algo alejados de estos períodos (en 1990Q1 y 1996Q4

⁶ Ver Carlino y Mills (1993), Tomljanovich y Vogelsang (2002), DeJuan y Tomljanovich (2005) y Rodríguez (2006).

⁷ Como señala Perron (1989) utilizar una fecha de *break* conocida puede incrementar la potencia de manera que la evidencia a favor de la convergencia sea mayor, si es que existe dicha convergencia.

⁸ Ver tablas desde 1 hasta 3.

respectivamente), aunque en el caso de Canarias podría decirse que dada la cercanía con el segundo período y sus puntos en común con una región como Baleares nos inclina a considerar a esta región dentro de dicho grupo.

En el caso del segundo modelo (punto de *break* conocido), dada la concentración de las fechas de ruptura en torno a los tres períodos citados anteriormente hemos decidido seleccionar tres fechas de *break*: 1984Q4, 1986Q1 y 1993Q1⁹.

La tabla 1 presenta las estimaciones de μ y β antes y después de la fecha de *break* tanto para el caso en el que es conocida a priori como desconocida. En esta tabla se recogen los resultados de la estimación de la regresión z_t a la que no se ha aplicado la corrección J_T al calcular los estadísticos $t - PS_T$, por lo que el valor de $b = 0$. Basándonos en los resultados obtenidos de los contrastes de raíces unitarias, en los que hemos demostrado que los términos de error de las tasas relativas de desempleo de todas las regiones salvo Cataluña siguen un proceso estacionario —I(0)—, tal y como consideran Vogelsang y Tomljanovic (2002) y DeJuan y Tomljanovic (2005), la corrección J_T puede no ser necesaria para todos ellos si la persistencia de los errores es tal que la aproximación asintótica es adecuada para $t - PS_T$ ¹⁰.

A diferencia de la tabla 1, los resultados de las tablas 2 y 3 han sido corregidos para ser robustos frente a la posibilidad de que haya una raíz unitaria en los residuos o que dichos errores sean altamente persistentes. La tabla 2 contiene los mismos coeficientes estimados que la tabla 1, pero la corrección J_T ha sido utilizada, por lo que los estadísticos $t - PS_T$ son menores y, por

⁹ Las tres fechas elegidas marcan importantes momentos. La primera coincide con el trimestre en el que se aprueba y entra en vigor la utilización de los contratos temporales por primera vez en el mercado laboral español y casi coincide con el trimestre en el que se puso en marcha la “Ley para la reconversión industrial y la industrialización”. La segunda fecha representa el momento en el que España entra a formar parte de pleno derecho de la, entonces, Comunidad Económica Europea (CEE). Por último, la tercera fecha supone el momento en el que entra en vigor el Mercado Único Europeo. Además, poco después fue cuando se ampliaron las bandas de fluctuación del Sistema Monetario Europeo (SME) y se firmó el Tratado de Maastricht.

¹⁰ No obstante, de acuerdo con estos autores y Rodríguez (2006), hay que tomar con precaución los resultados de la tabla 1 puesto que, incluso siendo las perturbaciones aleatorias estacionarias, una elevada persistencia de las mismas puede “inflar” de forma espúrea los estadísticos $t - PS_T$ dentro de la muestra con la que estamos trabajando.

tanto, son más conservadores a la hora de establecer la existencia de convergencia o divergencia. La tabla 3 presenta los resultados utilizando la regresión y_t y proporciona los valores del estadístico $T^{-1/2}t_y$, también robusto a la presencia de raíces unitarias en las perturbaciones aleatorias.

Debido a que los puntos de ruptura de la mayoría de las regiones del modelo con la fecha de *break* desconocida son distintos a los del modelo con el *break* fijado en 1984Q4, 1986Q1 y 1993Q1, se observan algunas diferencias en los resultados de los tests por lo que procederemos al análisis de los resultados de uno y otro modelo de forma separada.

En el caso del modelo con la fecha de ruptura desconocida a priori, se puede afirmar que con anterioridad a la fecha de cambio estructural en Andalucía, Asturias, Castilla-La Mancha, Cataluña, Comunidad Valenciana, Extremadura, Madrid, Navarra y País Vasco se estaba produciendo un proceso de β -convergencia en las tasas de desempleo regionales¹¹. Por el contrario en CC.AA. como Aragón, Baleares, Canarias, Cantabria, Castilla y León, Castilla-La Mancha, Galicia, Madrid y Navarra la evidencia muestra un proceso de divergencia de sus tasas de desempleo con respecto a la media nacional. Por último, a tenor de los resultados de Murcia no se pueden extraer en principio conclusiones. No obstante, la magnitud de sus coeficientes — tanto en las tablas 1 y 2 como, especialmente, de la tabla 3— y su representación gráfica (Figura 2) permite afirmar que durante este período su tasa de paro relativa estaba en equilibrio con respecto a la media española.

Con posterioridad a la fecha de ruptura estimada, vemos como los coeficientes estimados μ_2 y β_2 están relacionados de forma negativa en Islas Canarias, Castilla y León,

¹¹ Aunque de acuerdo con los resultados de la Tabla 1, Castilla-La Mancha, Madrid y Navarra siguen un proceso de convergencia, a partir de su representación gráfica se puede considerar que en realidad dichas regiones han ido distanciándose de la media española. En el caso de las dos primeras regiones vemos que, a pesar de que las estimaciones realizadas son bastante precisas, dicha discrepancia es el resultado de la propia conceptualización del concepto de convergencia que estamos utilizando. En el caso de Navarra, esa discrepancia es el resultado de una mala estimación de μ_1 .

Castilla-La Mancha, Galicia, Madrid, Murcia, Navarra, P.Vasco y La Rioja, lo que indica que en el período *post-break* se viene produciendo un proceso de convergencia en las tasas de paro regionales de dichas CC.AA. frente a las regiones en las que los coeficientes estimados son del mismo signo, lo que indica que las diferencias existentes tienden a aumentar con el paso del tiempo. Tal es el caso de Andalucía, Aragón, Baleares, Cataluña y Extremadura en las que su tasa de paro tiende a divergir con respecto a la media española. Aragón, Islas Baleares y Cataluña han visto como sus tasas de paro disminuían a un ritmo mayor del que lo hace el conjunto de España.

En el caso de Asturias, Cantabria y la C.Valenciana no es posible extraer conclusiones puesto que los coeficientes estimados son no-significativos. No obstante, en el caso de Cantabria, atendiendo al valor de sus coeficientes parece que durante el período *post-break* se ha producido dicha convergencia por lo que cabe catalogar su situación de equilibrio.

La tabla 4 presenta un resumen de todos los resultados de las tablas 1, 2 y 3. En esta tabla, una *C* (mayúscula) denota que las estimaciones son consistentes con la β -convergencia, es decir, $\mu > 0$ y $\beta < 0$, o bien, $\mu < 0$ y $\beta > 0$. En este caso consideramos que ambas estimaciones son estadísticamente significativas al menos al 10%. Una *c* (minúscula) denota que las estimaciones son consistentes con la β -convergencia pero sólo con un coeficiente estadísticamente significativo al menos al 10%. La *D* (mayúscula) y la *d* (minúscula) denotan estimaciones consistentes con la divergencia, donde *D* significa que ambos coeficientes son estadísticamente significativos y *d* significa que sólo uno de los coeficientes es estadísticamente significativo al menos al 10%. Una *E* (mayúscula) denota que las estimaciones son pequeñas en magnitud y no son estadísticamente diferentes de cero. Tal estimación sugiere que la β -convergencia ya ha tenido lugar. Sin embargo, hay que señalar que el criterio utilizado para identificar un coeficiente como “pequeño” en magnitud no está claro. Atendiendo a los resultados de Vogelsang y Tomljanovic (2002), parece que asumen que un coeficiente es pequeño si no es mayor de $|0.120|$. En el caso de DeJuan y Tomljanovic (2005) y Rodríguez

(2006), los autores citados consideran que dicho coeficiente tendrá una magnitud pequeña si no es mayor de $|0.200|$. En nuestro caso, como ya hemos señalado, atendiendo a la elevada magnitud de los coeficientes estimados en nuestro trabajo hemos optado por considerar que un coeficiente es pequeño si su valor no es mayor de $|1.300|$. Dicha magnitud puede parecer bastante elevada, pero en términos relativos, comparada con el resto de coeficientes estimados no lo es tanto. Por último, una u (minúscula) significa que no es posible alcanzar ninguna conclusión acerca del país analizado utilizando la información de las tablas 1 a 3. Esta situación se caracteriza porque los coeficientes son no-significativos pero no son lo suficientemente pequeños en magnitud como para tener la consideración de una situación de equilibrio (E).

Para acabar, podemos afirmar que las principales conclusiones alcanzadas cuando la fecha del *break* es desconocida se mantienen para la mayoría de regiones, aunque no obstante, existen pequeñas diferencias. Así, Andalucía cambia su comportamiento durante el período *pre-break*, de forma que en lugar de seguir un proceso de convergencia pasa a experimentar un proceso de divergencia. Esto podría estar indicando que los acontecimientos que tienen lugar en el año 1984 tuvieron un efecto negativo en la tasa de desempleo andaluza, alejándola de la media española. Las Islas Canarias también ven variar sus conclusiones en el período *pre-break*, cambiando su tendencia a divergir por una convergencia¹².

En el caso de Murcia, en el período *pre-break* se observa un cambio en su estatus, seguramente consecuencia de la inclusión de los años recesivos 1991 y 1992 en los que su tasa de paro supera la media española. Por último, La Rioja durante el período *post-break*, su tasa de paro tiende a divergir con respecto a la media nacional, a diferencia de lo que ocurre cuando el

¹² Esto se debe a que durante el período comprendido entre 1976Q3 y 1984Q1 la tasa de paro de la economía española crece a un mayor ritmo que la de la economía canaria lo que permite reducir la diferencia hasta casi anularla, sin embargo a partir del año 84, la diferencia entre ambas vuelve a aumentar lo que explica porque cuando el punto de ruptura se establece en 1990Q1 para el período *pre-break* se asiste a un proceso de divergencia

punto de ruptura es desconocido a priori. La causa de esta diferencia puede encontrarse en la recesión del bienio 1992-1993 que afectó en menor medida a La Rioja¹³.

Para constatar nuestros resultados y afirmaciones volvemos a calcular los índices de dispersión sobre elaborados al principio del trabajo, excluyendo aquellas regiones que, a la luz de los resultados arriba expuestos, presentan una divergencia clara (Andalucía, Aragón, Baleares, Cataluña y Extremadura). Atendiendo a la representación gráfica —Figura 1— de los índices de dispersión absolutos y relativos sin las regiones divergentes (IDA-sRD y IDR-sRD) observamos como los valores de estos últimos son inferiores a de dichos índices (IDA y IDR) cuando se incluían todas las CC.AA., aunque lo más importante es que de acuerdo con el IDA-sRD la tendencia creciente, es decir, el aumento de la dispersión, se frena a partir de 1984 y a partir de 1993 dicha dispersión disminuye lo que indica que las tasas de desempleo regionales en España tienden a converger con respecto a la media nacional. Igualmente, al re-calcular el índice de dispersión relativo de las doce regiones (IDR-sRD) vemos como la tendencia al aumento de la dispersión cuando empieza la recuperación económica en la década de los noventa es muchísimo menor que cuando se incluían todas las CC.AA. (IDR).

4. CONCLUSIONES

Utilizando un enfoque de series temporales y a través de los estadísticos robustos a la presencia de perturbaciones aleatorias estacionarias — $I(0)$ — o con una raíz unitaria — $I(1)$ — propuestos por Vogelsang (1997, 1998), podemos afirmar que en España, a pesar de las diferencias existentes entre las distintas regiones de la muestra, las estimaciones realizadas del intercepto y la pendiente de la función de tendencia a partir de los datos sugieren la existencia de convergencia determinista en términos de sus tasas de desempleo durante el período analizado comprendido entre 1976Q3 y 2000Q4 de forma que desde mediados de los años ochenta y principios de los noventa, regiones que tradicionalmente han tenido tasas inferiores a

¹³ Ver Lerena (1993) y Comisión Europea (1999).

la media española, tales como Asturias, Cantabria, Castilla y León, Castilla-La Mancha, Galicia, Madrid, Navarra y La Rioja, han visto como su tasa relativa tiende a aumentar, por lo que su tasa de paro en niveles se ha acercado a la del conjunto de España, llegando a converger tratándose de Cantabria o, incluso, a superar la media nacional como en el caso de Galicia y, especialmente, de Asturias. Lo mismo se puede decir de CC.AA. como Canarias o el País Vasco, que partiendo de tasas de desempleo muy superiores a la media española con anterioridad a principios de los noventa, desde entonces han sufrido un proceso de convergencia determinista que les ha permitido reducir su tasa de paro relativa consiguiendo, incluso, alcanzar una tasa de paro inferior a la media, al igual que lo ocurrido en las regiones de Murcia y la Comunidad Valenciana, aunque en su caso dichas áreas geográficas se han caracterizado, la mayor parte del tiempo, por poseer tasas inferiores a la media salvo en el período de la recesión de principios de los noventa, momento a partir del cual comienzan su proceso de convergencia.

Cinco regiones merecen una atención especial. Andalucía, Aragón, Islas Baleares, Cataluña y Extremadura son las únicas regiones de la muestra en las que cabe afirmar que se ha producido un proceso de clara divergencia desde mediados de la década de los ochenta.

En los casos de Andalucía, Cataluña y Extremadura hemos atribuido este comportamiento a los acontecimientos económicos que tuvieron lugar en 1984, puesto que con anterioridad a dicha fecha la tendencia en las tres CC.AA. era a converger, tras lo cual Cataluña ha ido presentado tasas de desempleo inferiores a la media nacional, lo que le ha permitido distanciarse de esta última, mientras que Andalucía y Extremadura han visto como sus tasas de paro han sido siempre mayores, lo que se ha traducido en un aumento de la brecha que les separaba de la media española.

Por el contrario las regiones de Aragón e Islas Baleares no se han visto afectadas en su comportamiento tras sus respectivos cambios estructurales, continuando así con el proceso de divergencia del período anterior, en el que siempre presentaron tasas de paro inferiores al

conjunto nacional. Por lo tanto, en el caso de las regiones de Andalucía y Extremadura, ya sea por su estructura ocupacional o por el desarrollo de políticas de mercado de trabajo poco adecuadas, su tasa de desempleo no sólo no se ha acercado a la media nacional sino que se ha distanciado aumentando la brecha que la separa con el agregado nacional.

Por tanto, se puede afirmar que, a partir del enfoque de series temporales de Carlino y Mills (1993), en general, se ha producido un proceso de convergencia en las tasas de desempleo de doce regiones españolas. Las excepciones que caben señalar se refieren a Andalucía, Aragón, Islas Baleares, Extremadura y, muy especialmente, Cataluña, donde por medio de los contrastes de raíz unitaria utilizados no hemos podido constatar que se haya producido un proceso de convergencia estocástica ni de acercamiento a la tasa media nacional (*catching-up*) o convergencia condicional, por lo que se puede afirmar que el comportamiento de la tasa de desempleo en Cataluña es radicalmente distinto a la de España y al resto de regiones españolas en el período muestral analizado.

Referencias Bibliográficas:

- Alonso, J., Izquierdo, M. (1999): "Disparidades regionales en el empleo y el desempleo", *Papeles de Economía Española* 80, pp. 79-99.
- Armstrong, H., Taylor, J. (2000): *Regional economics and policy*, 3rd. edn, Blackwell Publishers, USA.
- Avilés, A., Gámez, C., Torres, J. L. (1997): "La convergencia real de Andalucía: Un análisis de cointegración del mercado de trabajo", *Estudios Regionales* 47, pp. 15-36.
- Baddeley M., Martin, R., Tyler, P. (1998): "European regional unemployment disparities: convergence or persistence?", *European Urban and Regional Studies* 5, pp. 195-215.
- Baddeley, M., Martin, R., Tyler, P. (2000): "Regional wage rigidity: The European Union and United States compared", *Journal of Regional Sciences* 40(1), pp. 115-142.
- Bayer, C., Juessen, F. (2007): "Convergence in West German regional unemployment rates", *German Economic Review* 8(4), pp. 510-535.
- Bernard, A. y Durlauf, S. (1995): "Convergence in international output", *Journal of Applied Econometrics* 10(2), pp. 97-108.
- Bernard, A. y Durlauf, S. (1996): "Interpreting tests of the convergence hypothesis", *Journal of Econometrics* 71, pp. 161-173.
- Blanchard, O. J., Katz, L. (1992): "Regional evolution", *Brooking Paper on Economic Activity* 1, pp. 1-75,
- Bunzel (1998): "Robust inference in models of cointegration", *Center of Analytical Economics Working Paper No. 98-13*, Cornell University.

- Camarero, M., Esteve, V., 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.
- Camarero, M., Esteve, V., Tamarit, C. (1999): "Price convergente of peripheral European countries on the way to the EMU: A time series approach", *Empirical Economics* 25, pp. 149-168.
- Camarero, M., Ordoñez, J., Tamarit, C. (2002): "Tests for interest rate convergente and structural breaks in the EMS: further evidence", *Applied Financial Economics* 12, pp. 447-456.
- Carlino, G. A. y Mills, L. O. (1993): "Are US regional incomes converging?: A time series analysis", *Journal of Monetary Economics* 32, nº 2, pp. 335-346.
- Christiano, L. J. (1992): "Searching for a break in GNP", *Journal of Business and Economics Statistics* 10(3), pp. 237-250.
- Comisión Europea (1999): *Las comunidades autónomas españolas en la Unión Europea*, Dirección General de Prensa y Comunicación, Bruselas.
- Comisión Europea (2002a): "Employment in Europe 2002", *Technical Report*, European Commission, Brussels.
- Comisión Europea (2002b): *Las acciones estructurales comunitarias en España y sus comunidades autónomas. Período 2000-2006*, Dirección General de Prensa y Comunicación, Bruselas.
- Comisión Europea (2006): "Employment in Europe 2006", *Technical Report*, European Commission, Brussels.
- Cuadrado Roura, J. R. (1998): *Convergencia regional en España. Hechos tendencias y perspectivas*, Fundación Argentaria, Madrid.
- DeJong, D. N., Nankervis, J. C., Savin, N. E., Whiteman, C. H. (1992): "Integration Versus Trend Stationary in Time Series", *Econometrica* 60(2), pp. 423-433.
- DeJuan, J., Tomljanovich, M. (2005): "Income convergence across Canadian provinces in the 20th Century: Almost but not quite there", *Annals of Regional Science* 39(3), pp. 567-592.
- Dixon, R., Shepherd, D., Thomson, J. (2001): "Regional unemployment disparities in Australia", *Regional Studies* 35, pp. 93-102.
- Elhorst, J.P. (2003): "The mystery of regional unemployment differentials: Theoretical and empirical explanations", *Journal of Economic Surveys* 17(5), pp. 709-748.
- Evans, P. y Karrans, G. (1996): "Convergence revisited", *Journal of Monetary Economics* 37, pp. 245-248.
- Gleave, I. R. (1987): "Dynamics in spatial variations in unemployment", en Fischer, M. M. y Nijkamp (Eds.): *Regional Labour Markets*, North-Holland, pp. 269-288.
- Groenewold, N. (1997): "Does migration equalise regional unemployment rates? Evidence from Australia", *Papers in Regional Science* 76, pp. 1-20.
- Lee, J., Strazicich, M. C. (2003): "Minimum lagrange multiplier unit root test with two structural breaks", *The Review of Economics and Statistics* 85(4), pp. 1082-1089.
- Lee, J., Strazicich, M. C. (2004): "Minimum lagrange multiplier unit root test with one structural break", Working Paper: <http://econ.appstate.edu/RePEc/pdf/wp0417.pdf>
- Lerena, L. A. (1993): "La Rioja: ¿un cambio de rumbo?", *Papeles de Economía Española* 55, pp. 332-339.
- Llorente Heras, R. (2005) La convergencia entre las tasas de desempleo europeas. *Revista de Economía Laboral* 2, pp. 1-30.
- Loewy, M. B. y Papell, D. H. (1996): "Are U.S. regional incomes converging? Some further evidence", *Journal of Monetary Economics* 38, pp. 587-598.
- López-Bazo E., Barrio, T., Artís, M. (2002): "La distribución provincial del desempleo en España", *Papeles de Economía Española* 93, pp. 195-208.
- Lumsdaine, R. L., Papell, D. H. (1997): "Multiple trend breaks and the unit-root hypothesis", *The Review of Economics and Statistics* 79(2), pp. 212-218.
- Marston, S. T. (1985): "Two views of the geographic distribution of unemployment", *Quarterly Journal of Economics* 100, pp. 57-79.

- Martin, R. (1997): "Regional unemployment disparities and their dynamics", *Regional Studies* 31(3), pp. 237-252.
- Ng, S., Perron, P. (1995): "Unit Root Tests in ARMA Models with Data-Dependent Methods for the Selection of the Truncation Lag", *Journal of the American Statistical Association* 90, pp. 268-281.
- Ng, S., Perron, P. (2001): "Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power", *Econometrica* 69, pp. 1519-1554.
- OCDE (2000): "Disparities in regional labour markets", en *Employment Outlook 2000*, OCDE, Paris, pp. 31-78.
- OCDE (2005): "How persistent are regional disparities in employment? The role of geographic mobility", en *Employment Outlook 2005*, OCDE, Paris, pp. 73-123.
- Olloqui, I., Sosvilla, S. y Alonso, J. (2002): "Convergencia en precios en las provincias españolas", *Información Comercial Española, ICE: Revista de Economía* 797, pp. 160-178.
- Oxley, L. y Greasley, D. (1995): "A time-series perspective on convergence: Australia, UK and USA since 1870", *The Economic Record* 71 (214), pp. 259-270.
- Oxley, L. y Greasley, D. (1997): "Convergence in GDP per capita and real wages: Some results for Australia and the UK", *Mathematics and Computers in Simulation* 43, pp. 429-436.
- Overman, H., Puga, D. (2002): "Unemployment clusters across Europe's regions and countries", *Economic Policy* 34, pp. 115-147.
- Park, J. Y., Choi, B. (1988): "A new approach to testing for a unit root", *CAE Working Paper* No. 88-23, Cornell University.
- Pehkonen, J., Tervo, H. (1998): "Persistence and turnover in regional unemployment disparities", *Regional Studies* 32(5), pp. 445-458.
- Perron, P. (1989): "The great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis", *Econometrica* 57, pp. 1361-1401.
- Perron, P., Ng, S. (1996): "Useful modifications to some unit root tests with dependent errors and their local asymptotic properties", *Review of Economic Studies* 63, pp. 435-463.
- Perron, P., Rodríguez, G. (2003): "GLS detrending, efficient unit root tests and structural change", *Journal of Econometrics* 115, pp. 1-27.
- Raymond Bara, J. L. (1995): "Análisis del ciclo económico", *Papeles de Economía Española* 62, pp. 2-35.
- Rodríguez, G. (2006): "The role of the interprovincial transfers in the β -convergence process: Further empirical evidence for Canada", *Journal of Economic Studies* 33(1), pp. 12-29.
- Taylor, J., Bradley, S. (1997): "Unemployment in Europe: A comparative analysis of regional disparities in Germany, Italy and the UK", *Kyklos* 50, pp. 221-245.
- Thirlwall, A. P. (1966): "Regional employment as a cyclical phenomenon", *Scottish Journal of Political Economy* 13, pp. 205-219.
- Tomljanovich, M., Vogelsang, T. J. (2002): "Are U.S. regions converging? Using new econometric methods to examine old issues", *Empirical Economics* 27(1), pp. 49-62.
- Villaverde, J., Maza, A. (2002): "Salarios y desempleo en las regiones españolas", *Papeles de Economía Española* 93, pp. 182-194.
- Vogelsang, T. J. (1997): "Testing for a shift in trend when serial correlation is of unknown form", *CAE Working Paper* No. 97-11, Cornell University.
- Vogelsang, T. J. (1998): "Trend function hypothesis testing in the presence of serial correlations", *Econometrica* 66(1), pp. 123-148.
- Vogelsang, T. J., Perron, P. (1998): "Additional tests for a unit root allowing the possibility of breaks in the trend function", *International Economic Review* 39, pp. 1073-1100.
- Zivot, E., Andrews, W. K. (1992): "Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis", *Journal of Business and Economic Statistics* 10(3), pp. 251-270.

Tabla 1. Resultados Empíricos utilizando la regresión z_t y los estadísticos $t - PS_T$, sin la corrección J_T .

Regresión: $z_t = \mu_1 DT_{1t} + \beta_1 SDT_{1t} + \mu_2 DT_{2t} + \beta_2 SDT_{2t} + S_t$

	Fecha de Ruptura Conocida, $T_b = \text{\$} / \text{\textsterling} / \text{\textpound}$				Fecha de Ruptura Desconocida				
	$\hat{\mu}_1$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\mu}_2$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\mu}_1$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\mu}_2$	$\hat{\beta}_2$	\hat{T}_b
	(t-stat)	(t-stat)	(t-stat)	(t-stat)	(t-stat)	(t-stat)	(t-stat)	(t-stat)	
ANDALUCÍA ^{\text{\\$}}	5.349** (8.509)	1.994 (0.484)	9.112** (19.854)	3.146** (2.208)	5.831** (10.368)	-2.700 (-0.657)	8.711** (27.263)	3.791** (4.084)	1983Q4
ARAGÓN ^{\text{\textsterling}}	-1.595** (-3.948)	-7.522** (-3.203)	-5.392** (-13.655)	-2.909** (-2.172)	-1.544** (-3.892)	-7.907** (-3.584)	-5.473** (-12.628)	-2.848** (-1.866)	1986Q3
ASTURIAS ^{\text{\textpound}}	-2.829** (-2.854)	3.608** (1.005)	-3.341 (-0.735)	19.670 (0.640)	-2.817** (-2.922)	3.547 (1.028)	-3.470 (-0.738)	21.490 (0.653)	1993Q2
BALEARES ^{\text{\textsterling}}	-0.734 (-0.589)	-16.159** (-2.231)	-5.919** (-4.860)	-3.981* (-0.964)	-0.906 (-1.462)	-14.667** (-5.059)	-5.297** (-4.815)	-7.955** (-1.705)	1988Q4
CANARIAS ^{\text{\textsterling}}	3.291** (1.270)	-6.013 (-0.399)	7.913** (3.125)	-15.765** (-1.836)	2.076* (2.231)	3.040 (0.759)	8.818** (4.088)	-30.667** (-2.977)	1990Q1
CANTABRIA ^{\text{\textsterling}}	-1.518** (-1.463)	-10.593** (-1.757)	-0.576 (-0.569)	0.480 (0.140)	-1.750* (-1.779)	-8.744* (-1.598)	-0.273 (-0.254)	-0.367 (-0.097)	1986Q3
CYL ^{\text{\\$}}	-0.610 (-0.572)	-13.127** (-1.878)	-2.245** (-2.882)	2.025 (0.838)	-0.610 (-0.572)	-13.127** (-1.878)	-2.245** (-2.882)	2.025 (0.838)	1984Q4
CLM ^{\text{\\$}}	0.255 (0.240)	-9.871** (-1.417)	-5.207** (-6.708)	6.139** (2.548)	0.346 (0.325)	-10.638* (-1.565)	-5.160** (-6.254)	6.170** (2.369)	1985Q1
CATALUÑA ^{\text{\\$}}	-2.545** (-1.493)	21.574** (1.932)	-0.812 (-0.652)	-7.230** (-1.872)	-2.905 (-1.277)	25.415* (1.573)	-0.110 (-0.080)	-8.414** (-2.067)	1984Q1
10.0% critical value	± 0.854	± 0.683	± 1.030	± 0.908	± 1.570	± 1.330	± 1.140	± 0.936	
5.0% critical value	± 1.120	± 0.883	± 1.350	± 1.200	± 2.190	± 1.760	± 1.500	± 1.270	

** y * denotan nivel de significatividad al 5% y 10% respectivamente utilizando un test de una sola cola. Los valores entre paréntesis son los estadísticos $t - PS_T$ utilizando $b = 0$. Las dos últimas filas muestran los valores críticos asintóticos $I(0)$ al 10% y al 5%.

\text{\\$} Fecha de ruptura conocida fijada en 1984Q4; \text{\textsterling} Fecha de ruptura conocida fijada en 1986Q1; \text{\textpound} Fecha de ruptura conocida fijada en 1993Q1.

Tabla 1. Resultados Empíricos utilizando la regresión z_t y los estadísticos $t - PS_T$. sin la corrección J_T . (Continuación)

$$\text{Regresión: } z_t = \mu_1 DT_{1t} + \beta_1 SDT_{1t} + \mu_2 DT_{2t} + \beta_2 SDT_{2t} + S_t$$

	Fecha de Ruptura Conocida, $T_b = \text{\$/\text{€}/\text{¥}}$				Fecha de Ruptura Desconocida				
	$\hat{\mu}_1$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\mu}_2$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\mu}_1$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\mu}_2$	$\hat{\beta}_2$	\hat{T}_b
	(t-stat)	(t-stat)	(t-stat)	(t-stat)	(t-stat)	(t-stat)	(t-stat)	(t-stat)	
C.VALENCIANA [¥]	-1.297** (-2.313)	0.641 (0.315)	1.490 (0.579)	-14.938 (-0.859)	-1.229* (-2.014)	0.301 (0.129)	1.253 (0.568)	-11.249 (-0.858)	1992Q1
EXTRAMADURA [§]	3.560** (2.550)	-4.628 (-0.506)	6.743** (6.615)	3.761* (1.189)	4.127** (2.231)	-10.417 (-0.770)	6.094** (5.799)	4.945** (1.620)	1983Q4
GALICIA [§]	-2.601** (-1.725)	-21.852** (-2.212)	-7.569** (-6.876)	10.968** (3.210)	-2.193 (-0.971)	-26.142* (-1.396)	-8.758** (-8.974)	11.646** (4.373)	1982Q4
MADRID [¥]	2.090** (3.943)	-10.677** (-5.556)	-4.062** (-1.671)	8.556 (0.521)	2.086** (4.430)	-10.648** (-6.480)	-3.106* (-1.189)	4.122 (0.210)	1993Q4
MURCIA [¥]	-1.140** (-1.386)	0.989 (0.332)	4.695* (1.245)	-28.300* (-1.109)	-0.684 (-1.454)	-1.273 (-0.678)	4.328** (3.018)	-19.648** (-2.514)	1991Q2
NAVARRA [¥]	0.063 (0.138)	-8.716** (-5.238)	-10.983** (-5.218)	9.252 (0.650)	0.063 (0.138)	-8.716** (-5.238)	-10.983** (-5.218)	9.252 (0.650)	1993Q1
P.VASCO [£]	-0.624 (-0.669)	8.084** (1.492)	3.280** (3.599)	-9.687** (-3.134)	-0.357 (-0.583)	6.540** (2.282)	2.654** (2.440)	-11.508** (-2.495)	1988Q4
RIOJA [¥]	-4.209** (-9.212)	-4.359** (-2.631)	-7.139** (-3.407)	-2.917 (-0.206)	-4.256** (-13.212)	-4.173** (-4.264)	-9.278** (-1.986)	21.100 (0.340)	1996Q4
10.0% critical value	±0.854	±0.683	±1.030	±0.908	±1.570	±1.330	±1.140	±0.936	
5.0% critical value	±1.120	±0.883	±1.350	±1.200	±2.190	±1.760	±1.500	±1.270	

** y * denotan nivel de significatividad al 5% y 10% respectivamente utilizando un test de una sola cola. Los valores entre paréntesis son los estadísticos $t - PS_T$ utilizando $b = 0$. Las dos últimas filas muestran los valores críticos asintóticos $I(0)$ al 10% y al 5%.

§ Fecha de ruptura conocida fijada en 1984Q4; £ Fecha de ruptura conocida fijada en 1986Q1; ¥ Fecha de ruptura conocida fijada en 1993Q1.

Tabla 2. Resultados Empíricos utilizando la regresión z_t y los estadísticos $t - PS_T$ con la corrección J_T . Regresión: $z_t = \mu_1 DT_{1t} + \beta_1 SDT_{1t} + \mu_2 DT_{2t} + \beta_2 SDT_{2t} + S_t$

	Fecha de Ruptura Conocida, $T_b = \S / \text{£} / \text{¥}$				Fecha de Ruptura Desconocida				
	μ_1	β_1	μ_2	β_2	μ_1	β_1	μ_2	β_2	\hat{T}_b
	(5% t-stat) (10% t-stat)	(5% t-stat) (10% t-stat)	(5% t-stat) (10% t-stat)	(5% t-stat) (10% t-stat)	(5% t-stat) (10% t-stat)	(5% t-stat) (10% t-stat)	(5% t-stat) (10% t-stat)	(5% t-stat) (10% t-stat)	
ANDALUCÍA [§]	5.349** (7.963) (8.042)	1.994 (0.395) (0.420)	9.112** (15.222) (16.315)	3.146** (1.819) (1.920)	5.831** (9.924) (9.989)	-2.700 (-0.575) (-0.598)	8.711** (22.880) (23.951)	3.791** (3.593) (3.724)	1983Q4
ARAGÓN [£]	-1.595** (-3.791) (-3.814)	-7.522** (-2.830) (-2.935)	-5.392** (-11.607) (-12.110)	-2.909** (-1.929) (-1.994)	-1.544** (-3.710) (-3.736)	-7.907** (-3.095) (-3.231)	-5.473** (-10.418) (-10.955)	-2.848** (-1.621) (-1.687)	1986Q3
ASTURIAS [¥]	-2.829** (-2.559) (-2.601)	3.608* (0.720) (0.794)	-3.341 (-0.475) (-0.532)	19.670 (0.465) (0.509)	-2.817** (-2.419) (-2.489)	3.547 (0.578) (0.685)	-3.470 (-0.347) (-0.422)	21.490 (0.376) (0.439)	1993Q2
BALEARES [£]	-0.734 (-0.583) (-0.584)	-16.159** (-2.158) (-2.179)	-5.919** (-4.651) (-4.705)	-3.981* (-0.933) (-0.942)	-0.906 (-1.406) (-1.414)	-14.667** (-4.491) (-4.651)	-5.297** (-4.119) (-4.290)	-7.955** (-1.521) (-1.571)	1988Q4
CANARIAS [£]	3.291* (1.103) (1.127)	-6.013 (-0.260) (-0.295)	7.913** (1.779) (2.061)	-15.765** (-1.217) (-1.365)	2.076 (1.433) (1.531)	3.040 (0.196) (0.292)	8.818 (0.694) (1.103)	-30.667 (-0.815) (-1.171)	1990Q1
CANTABRIA [£]	-1.518** (-1,460) (-1,461)	-10.593** (-1,746) (-1,749)	-0.576 (-0,564) (-0,565)	0.480 (0,139) (0,139)	-1.750* (-1.737) (-1.743)	-8.744* (-1.485) (-1.518)	-0.273 (-0.231) (-0.237)	-0.367 (-0.090) (-0.092)	1986Q3
CYL [§]	-0.610 (-0.561) (-0.563)	-13.127** (-1.769) (-1.801)	-2.245** (-2.666) (-2.721)	2.025 (0.791) (0.804)	-0.610 (-0.465) (-0.480)	-13.127 (-1.000) (-1.204)	-2.245* (-1.262) (-1.565)	2.025 (0.458) (0.542)	1984Q4
CLM [§]	0.255 (0.210) (0.215)	-9.871** (-0.948) (-1.067)	-5.207** (-3.958) (-4.542)	6.139** (1.733) (1.931)	0.346 (0.274) (0.281)	-10.638 (-0.928) (-1.082)	-5.160** (-3.152) (-3.769)	6.170** (1.435) (1.652)	1985Q1
CATALUÑA [§]	-2.545** (-1.317) (-1.342)	21.574** (1.317) (1.474)	-0.812 (-0.395) (-0.450)	-7.230** (-1.297) (-1.437)	-2.905 (-0.775) (-0.835)	25.415 (0.342) (0.536)	-0.110 (-0.011) (-0.018)	-8.414 (-0.480) (-0.722)	1984Q1
10.0% critical value	±0.854	±0.683	±1.030	±0.908	±1.570	±1.330	±1.140	±0.936	
5.0% critical value	±1.120	±0.883	±1.350	±1.200	±2.190	±1.760	±1.500	±1.270	

** y * denotan nivel de significatividad al 5% y 10% respectivamente utilizando un test de una sola cola. Los valores entre paréntesis son los estadísticos $t - PS_T$ siendo el primero apropiado para un test al 10% y el segundo apropiado para un test al 5%. Las dos últimas filas muestran los valores críticos asintóticos válidos tanto para $I(0)$ como para $I(1)$ al 10% y al 5%. Los valores de b utilizados para calcular los estadísticos pueden ser encontrados en Vogelsang (1997).

§ Fecha de ruptura conocida fijada en 1984Q4; £ Fecha de ruptura conocida fijada en 1986Q1; ¥ Fecha de ruptura conocida fijada en 1993Q1.

Tabla 2. Resultados Empíricos utilizando la regresión z_t y los estadísticos $t - PS_T$, con la corrección J_T . Regresión: $z_t = \mu_1 DT_{1t} + \beta_1 SDT_{1t} + \mu_2 DT_{2t} + \beta_2 SDT_{2t} + S_t$

	Fecha de Ruptura Conocida, $T_b = \text{\$/\text{€}/\text{¥}}$				Fecha de Ruptura Desconocida					
	$\hat{\mu}_1$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\mu}_2$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\mu}_1$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\mu}_2$	$\hat{\beta}_2$	\hat{T}_b	
	(5% t-stat) (10% t-stat)	(5% t-stat) (10% t-stat)	(5% t-stat) (10% t-stat)	(5% t-stat) (10% t-stat)	(5% t-stat) (10% t-stat)	(5% t-stat) (10% t-stat)	(5% t-stat) (10% t-stat)	(5% t-stat) (10% t-stat)		
C.VALENCIANA [¥]	-1.297** (-2.107)	0.641 (0.237)	1.490 (0.399)	-14.938 (-0.654)	-1.229* (-1.831)	0.301 (0.096)	1.253 (0.388)	-11.249 (-0.649)	1992Q1	
EXTRAMADURA [§]	-2.137 (-2.137)	3.560** (2.534)	-4.628 (-0.496)	6.743** (6.451)	3.761* (1.167)	4.127* (1.678)	-10.417 (-0.322)	6.094** (1.851)	4.945 (0.703)	1983Q4
GALICIA [§]	-2.601** (-1.711)	-21.852** (-2.157)	-7.569** (-6.651)	10.968** (3.133)	-2.193 (-0.857)	-26.142 (-0.954)	-8.758** (-5.449)	11.646** (3.036)	1982Q4	
MADRID [¥]	-1.713 (-1.713)	2.090** (3.436)	-10.677** (-3.650)	-4.062* (-0.964)	8.556 (0.348)	2.086** (3.386)	-10.648** (-2.851)	-3.106 (-0.405)	4.122 (0.095)	1993Q4
MURCIA [¥]	(3.508)	(-4.131)	(-1.112)	(0.390)	(3.524)	(-3.632)	(-0.537)	(0.119)		
NAVARRA [¥]	-1.140* (-0.937)	0.989 (0.100)	4.695 (0.259)	-28.300 (-0.352)	-0.684 (-1.312)	-1.273 (-0.496)	4.328** (2.004)	-19.648** (-1.864)	1991Q2	
NAVARRA [¥]	(-0.993)	(0.143)	(0.390)	(-0.486)	(-1.333)	(-0.544)	(2.230)	(-2.027)		
NAVARRA [¥]	0.063 (0.119)	-8.716** (-3.337)	-10.983** (-2.890)	9.252 (0.422)	0.063 (0.119)	-8.716** (-3.332)	-10.983** (-2.885)	9.252 (0.421)	1993Q1	
P.VASCO [£]	(0.122)	(-3.812)	(-3.372)	(0.476)	(0.122)	(-3.808)	(-3.367)	(0.476)		
P.VASCO [£]	-0.624 (-0.445)	8.084 (0.431)	3.280* (0.707)	-9.687* (-0.954)	-0.357 (-0.360)	6.540 (0.525)	2.654 (0.355)	-11.508 (-0.610)	1988Q4	
RIOJA [¥]	(-0.473)	(0.621)	(1.081)	(-1.331)	(-0.387)	(0.809)	(0.588)	(-0.905)		
RIOJA [¥]	-4.209** (-8.632)	-4.359** (-2.158)	-7.139** (-2.627)	-2.917 (-0.170)	-4.256** (-12.639)	-4.173** (-3.724)	-9.278** (-1.663)	21.100 (0.299)	1996Q4	
	(-8.716)	(-2.288)	(-2.811)	(-0.180)	(-12.723)	(-3.876)	(-1.742)	(0.310)		
10.0% critical value	±0.854	±0.683	±1.030	±0.908	±1.570	±1.330	±1.140	±0.936		
5.0% critical value	±1.120	±0.883	±1.350	±1.200	±2.190	±1.760	±1.500	±1.270		

** y * denotan nivel de significatividad al 5% y 10% respectivamente utilizando un test de una sola cola. Los valores entre paréntesis son los estadísticos $t - PS_T$ siendo el primero apropiado para un test al 10% y el segundo apropiado para un test al 5%. Las dos últimas filas muestran los valores críticos asintóticos válidos tanto para $I(0)$ como para $I(1)$ al 10% y al 5%. Los valores de b utilizados para calcular los estadísticos pueden ser encontrados en Vogelsang (1997).

§ Fecha de ruptura conocida fijada en 1984Q4; £ Fecha de ruptura conocida fijada en 1986Q1; ¥ Fecha de ruptura conocida fijada en 1993Q1.

Tabla 3. Resultados Empíricos utilizando la regresión y_t y $T^{-1/2}t_y$. Regresión: $y_t = \mu_1 DU_{1t} + \beta_1 DT_{1t} + \mu_2 DU_{2t} + \beta_2 DT_{2t} + \varepsilon_t$

	Fecha de Ruptura Conocida, $T_b = \text{\$} / \text{\pounds} / \text{\pounds}$				Fecha de Ruptura Desconocida				
	$\hat{\mu}_1$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\mu}_2$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\mu}_1$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\mu}_2$	$\hat{\beta}_2$	\hat{T}_b
	(t-stat)	(t-stat)	(t-stat)	(t-stat)	(t-stat)	(t-stat)	(t-stat)	(t-stat)	
ANDALUCÍA ^{\\$}	5.004** (1.505)	4.752 (0.287)	8.900** (3.711)	3.489 (0.544)	5.771** (2.065)	-2.156 (-0.137)	8.754** (4.785)	3.502 (0.760)	1983Q4
ARAGÓN ^{\pounds}	-1.593** (-0.744)	-7.620* (-0.817)	-5.373** (-3.109)	-2.908 (-0.580)	-1.589* (-0.773)	-7.642 (-0.896)	-5.536** (-3.191)	-2.634 (-0.506)	1986Q3
ASTURIAS ^{\pounds}	-2.725** (-0.848)	3.368 (0.410)	-3.593 (-0.751)	21.466 (0.822)	-2.684* (-0.844)	3.189 (0.398)	-3.594 (-0.740)	22.527 (0.823)	1993Q2
BALEARES ^{\pounds}	-0.768 (-0.138)	-15.562 (-0.643)	-6.209 (-1.384)	-3.202 (-0.246)	-0.907 (-0.192)	-14.577 (-0.905)	-5.682 (-1.179)	-5.988 (-0.350)	1988Q4
CANARIAS ^{\pounds}	2.504* (0.404)	0.415 (0.015)	6.677 (1.334)	-13.020 (-0.898)	2.131 (0.569)	2.939 (0.253)	8.060 (1.896)	-25.866* (-1.537)	1990Q1
CANTABRIA ^{\pounds}	-1.599* (-0.405)	-9.824 (-0.571)	-0.829 (-0.260)	1.227 (0.133)	-1.828 (-0.479)	-8.166 (-0.516)	-0.464 (-0.144)	0.336 (0.035)	1986Q3
CYL ^{\\$}	-0.878 (-0.332)	-10.767* (-0.818)	-2.722 (-1.429)	3.468 (0.681)	-0.878 (-0.332)	-10.767 (-0.818)	-2.722 (-1.429)	3.468 (0.681)	1984Q4
CLM ^{\\$}	0.333 (0.106)	-10.446 (-0.669)	-5.231* (-2.315)	6.303 (1.043)	0.341 (0.113)	-10.516 (-0.717)	-5.278 (-2.363)	6.563 (1.082)	1985Q1
CATALUÑA ^{\\$}	-1.870** (-0.505)	15.806* (0.856)	-0.154 (-0.057)	-8.567 (-1.199)	-2.346 (-0.644)	20.018 (1.007)	0.344 (0.141)	-9.093 (-1.454)	1984Q1
10.0% critical value	± 0.389	± 0.676	± 1.820	± 1.560	± 0.671	± 1.470	± 2.370	± 1.480	
5.0% critical value	± 0.504	± 0.887	± 2.390	± 2.040	± 0.875	± 2.000	± 3.000	± 2.010	

** y * denotan nivel de significatividad al 5% y 10% respectivamente utilizando un test de una sola cola. Los valores entre paréntesis son los estadísticos $T^{-1/2}t_y$. Las dos últimas filas muestran los valores críticos asintóticos al 10% y al 5%.

\\$ Fecha de ruptura conocida fijada en 1984Q4; \pounds Fecha de ruptura conocida fijada en 1986Q1; \pounds Fecha de ruptura conocida fijada en 1993Q1.

Tabla 3. Resultados Empíricos utilizando la regresión y_t y $T^{-1/2}t_y$. Regresión: $y_t = \mu_1 DU_{1t} + \beta_1 DT_{1t} + \mu_2 DU_{2t} + \beta_2 DT_{2t} + \varepsilon_t$

(Continuación).

	Fecha de Ruptura Conocida, $T_b = \text{\$/\text{£}/\text{¥}}$				Fecha de Ruptura Desconocida				
	$\hat{\mu}_1$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\mu}_2$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\mu}_1$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\mu}_2$	$\hat{\beta}_2$	\hat{T}_b
	(t-stat)	(t-stat)	(t-stat)	(t-stat)	(t-stat)	(t-stat)	(t-stat)	(t-stat)	
C.VALENCIANA [¥]	-1.444** (-0.622)	1.166 (0.196)	1.134 (0.328)	-12.722 (-0.674)	-1.216 (-0.551)	0.129 (0.021)	1.485 (0.497)	-12.090 (-0.835)	1992Q1
EXTRAMADURA [§]	3.006* (0.503)	-0.525 (-0.018)	6.226 (1.445)	5.342 (0.464)	4.209* (0.785)	-11.389 (-0.377)	6.082 (1.733)	5.192 (0.587)	1983Q4
GALICIA [§]	-2.950** (-0.798)	-18.744** (-1.017)	-8.280** (-3.105)	13.250* (1.857)	-2.268 (-0.545)	-25.411 (-0.944)	-9.001** (-3.671)	12.561** (2.151)	1982Q4
MADRID [¥]	2.074** (0.922)	-10.725** (-1.865)	-3.636 (-1.085)	5.473 (0.299)	2.025** (0.954)	-10.519** (-2.024)	-2.881 (-0.845)	2.303 (0.112)	1993Q4
MURCIA [¥]	-1.565* (-0.444)	2.947 (0.327)	2.326 (0.443)	-15.002 (-0.524)	-0.876 (-0.285)	-0.258 (-0.029)	3.365 (0.865)	-14.936 (-0.859)	1991Q2
NAVARRA [¥]	0.182 (0.067)	-9.357** (-1.353)	-10.238** (-2.542)	6.266 (0.285)	0.182 (0.067)	-9.357 (-1.353)	-10.238** (-2.542)	6.266 (0.285)	1993Q1
P.VASCO [£]	-0.651 (-0.289)	8.370* (0.852)	3.130 (1.718)	-9.249* (-1.751)	-0.289 (-0.149)	6.022 (0.908)	2.714 (1.368)	-11.205* (-1.589)	1988Q4
RIOJA [¥]	-4.310** (-1.492)	-3.858 (-0.523)	-8.130* (-1.890)	3.717 (0.158)	-4.220** (-1.704)	-4.243 (-0.818)	-9.456 (-1.623)	23.119 (0.384)	1996Q4
10.0% critical value	±0.389	±0.676	±1.820	±1.560	±0.671	±1.470	±2.370	±1.480	
5.0% critical value	±0.504	±0.887	±2.390	±2.040	±0.875	±2.000	±3.000	±2.010	

** y * denotan nivel de significatividad al 5% y 10% respectivamente utilizando un test de una sola cola. Los valores entre paréntesis son los estadísticos $T^{-1/2}t_y$. Las dos últimas filas muestran los valores críticos asintóticos al 10% y al 5%.

§ Fecha de ruptura conocida fijada en 1984Q4; £ Fecha de ruptura conocida fijada en 1986Q1; ¥ Fecha de ruptura conocida fijada en 1993Q1.

Tabla 4. Resumen de Resultados

	$t - PS_T : I(0)$ Errors Assumed				$t - PS_T : \text{Robust to } I(1)$ Errors				$T^{-1/2}t_y : \text{Robust to } I(1)$ Errors			
	$T_b = \$ / \text{£} / \text{¥}$		T_b Desconocido		$T_b = \$ / \text{£} / \text{¥}$		T_b Desconocido		$T_b = \$ / \text{£} / \text{¥}$		T_b Desconocido	
	Pre-break	Post-break	Pre-break	Post-break	Pre-break	Post-break	Pre-break	Post-break	Pre-break	Post-break	Pre-break	Post-break
ANDALUCÍA [§]	<i>d</i>	<i>D</i>	<i>c</i>	<i>D</i>	<i>d</i>	<i>D</i>	<i>c</i>	<i>D</i>	<i>d</i>	<i>d</i>	<i>c</i>	<i>d</i>
ARAGÓN [£]	<i>D</i>	<i>D</i>	<i>D</i>	<i>D</i>	<i>D</i>	<i>D</i>	<i>D</i>	<i>D</i>	<i>D</i>	<i>d</i>	<i>d</i>	<i>d</i>
ASTURIAS [¥]	<i>C</i>	<i>u</i>	<i>c</i>	<i>u</i>	<i>C</i>	<i>u</i>	<i>c</i>	<i>u</i>	<i>c</i>	<i>u</i>	<i>c</i>	<i>u</i>
BALEARES [£]	<i>d</i>	<i>D</i>	<i>d</i>	<i>D</i>	<i>d</i>	<i>D</i>	<i>d</i>	<i>D</i>	<i>u</i>	<i>u</i>	<i>u</i>	<i>u</i>
CANARIAS [£]	<i>c</i>	<i>C</i>	<i>d</i>	<i>C</i>	<i>c</i>	<i>C</i>	<i>u</i>	<i>c</i>	<i>d</i>	<i>u</i>	<i>u</i>	<i>c</i>
CANTABRIA [£]	<i>D</i>	<i>E</i>	<i>D</i>	<i>E</i>	<i>D</i>	<i>E</i>	<i>D</i>	<i>E</i>	<i>d</i>	<i>u</i>	<i>u</i>	<i>E</i>
CYL [§]	<i>d</i>	<i>c</i>	<i>d</i>	<i>c</i>	<i>d</i>	<i>c</i>	<i>u</i>	<i>c</i>	<i>d</i>	<i>u</i>	<i>u</i>	<i>u</i>
CLM [§]	<i>c</i>	<i>C</i>	<i>c</i>	<i>C</i>	<i>c</i>	<i>C</i>	<i>u</i>	<i>C</i>	<i>u</i>	<i>c</i>	<i>u</i>	<i>u</i>
CATALUÑA [§]	<i>C</i>	<i>d</i>	<i>c</i>	<i>d</i>	<i>C</i>	<i>d</i>	<i>u</i>	<i>u</i>	<i>C</i>	<i>u</i>	<i>u</i>	<i>u</i>
C.VALENCIANA [¥]	<i>c</i>	<i>u</i>	<i>c</i>	<i>u</i>	<i>c</i>	<i>u</i>	<i>c</i>	<i>u</i>	<i>c</i>	<i>u</i>	<i>E</i>	<i>u</i>
EXTRAMADURA [§]	<i>c</i>	<i>D</i>	<i>c</i>	<i>D</i>	<i>c</i>	<i>D</i>	<i>c</i>	<i>d</i>	<i>c</i>	<i>u</i>	<i>c</i>	<i>u</i>
GALICIA [§]	<i>D</i>	<i>C</i>	<i>d</i>	<i>C</i>	<i>D</i>	<i>C</i>	<i>u</i>	<i>C</i>	<i>D</i>	<i>C</i>	<i>u</i>	<i>C</i>
MADRID [¥]	<i>C</i>	<i>c</i>	<i>C</i>	<i>c</i>	<i>C</i>	<i>c</i>	<i>C</i>	<i>u</i>	<i>C</i>	<i>u</i>	<i>C</i>	<i>u</i>
MURCIA [¥]	<i>c</i>	<i>C</i>	<i>E</i>	<i>C</i>	<i>c</i>	<i>u</i>	<i>E</i>	<i>C</i>	<i>c</i>	<i>u</i>	<i>E</i>	<i>u</i>
NAVARRA [¥]	<i>c</i>	<i>c</i>	<i>c</i>	<i>c</i>	<i>c</i>	<i>c</i>	<i>c</i>	<i>c</i>	<i>c</i>	<i>c</i>	<i>u</i>	<i>c</i>
P.VASCO [£]	<i>c</i>	<i>C</i>	<i>c</i>	<i>C</i>	<i>u</i>	<i>C</i>	<i>u</i>	<i>u</i>	<i>c</i>	<i>c</i>	<i>u</i>	<i>c</i>
RIOJA [¥]	<i>D</i>	<i>d</i>	<i>D</i>	<i>c</i>	<i>D</i>	<i>d</i>	<i>D</i>	<i>c</i>	<i>d</i>	<i>d</i>	<i>d</i>	<i>u</i>

C señala que los coeficientes estimados son consistentes con la β -convergencia y estadísticamente significativos por lo menos al 10%.

c señala que los coeficientes estimados son consistentes con la β -convergencia, aunque sólo uno de los coeficientes es estadísticamente significativo por lo menos al 10%.

D señala que los coeficientes estimados son consistentes con la divergencia y estadísticamente significativos por lo menos al 10%.

d señala que los coeficientes estimados son consistentes con la divergencia, aunque sólo uno de los coeficientes es estadísticamente significativo por lo menos al 10%.

E señala que los coeficientes estimados son muy pequeños en magnitud y estadísticamente no significativos lo que sugiere que ya ha tenido lugar la β -convergencia.

u señala que no es posible alcanzar una conclusión debido a que los coeficientes no son significativos pero no son lo suficientemente pequeños en magnitud como para considerar que se ha alcanzado una situación de equilibrio (*E*).

§ Fecha de ruptura conocida fijada en 1984Q4; £ Fecha de ruptura conocida fijada en 1986Q1; ¥ Fecha de ruptura conocida fijada en 1993Q1.

Figura 1. Índice de Dispersión Absoluto y Relativo de las Tasas de Páro anualizadas

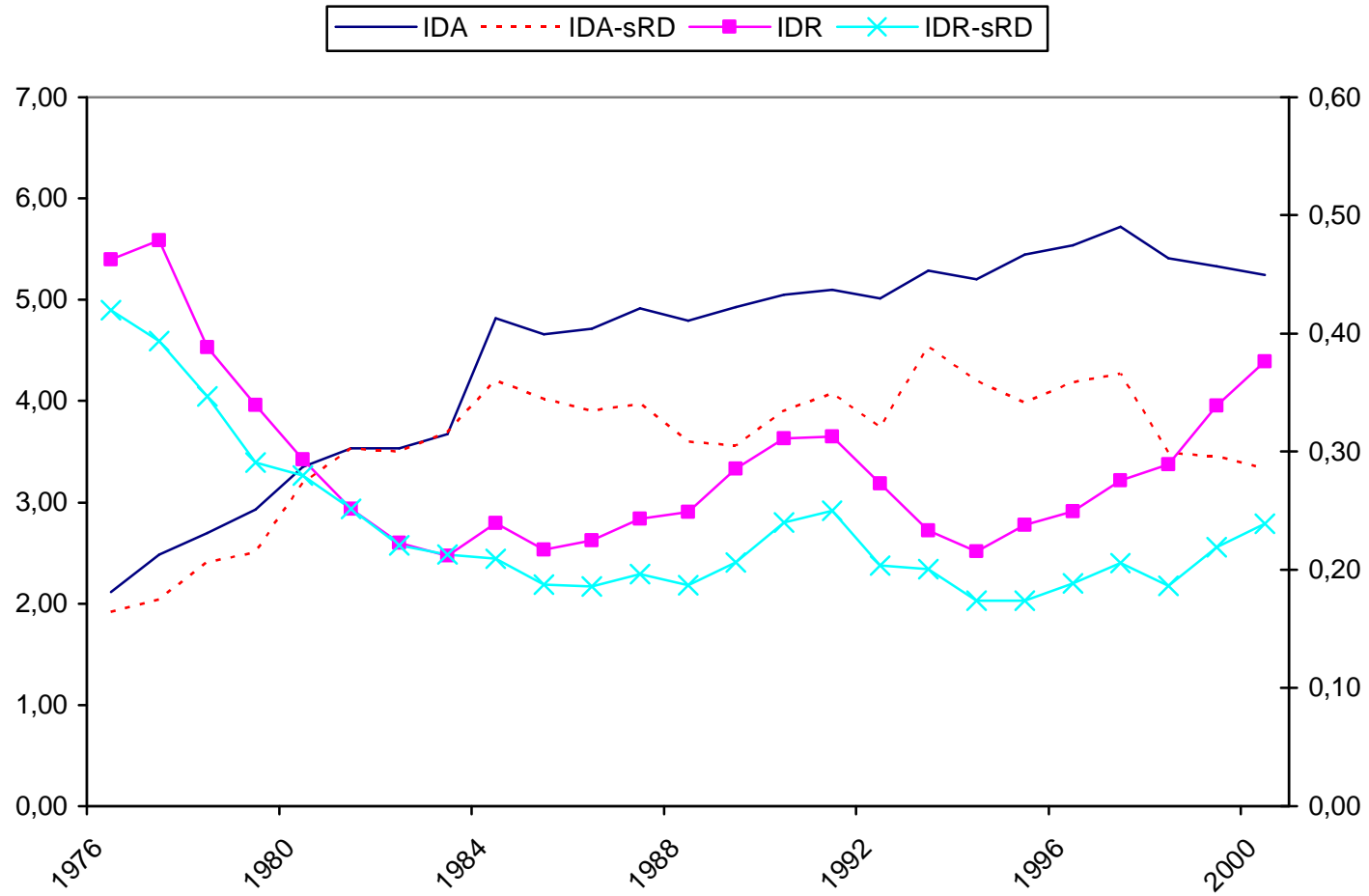


Figura 2. Tasas Relativas de Desempleo en tanto por ciento.
 (Diferencia con respecto a la media nacional —España—): $u_{i,t} = ur_{i,t} - u_{Esp,t}$

