

IDENTIFICACIÓN Y MEDICIÓN DE LOS CICLOS REGIONALES EN LA TASA DE DESEMPLEO
ESPAÑOLA UTILIZANDO MODELOS DE MARKOV-SWITCHING

Dionisio Ramírez Carrera
Facultad de Derecho y Ciencias Sociales
Universidad de Castilla-La Mancha (UCLM)
Ronda de Toledo s/n, Ciudad Real
Spain
E-mail: dionisio.ramirez@uclm.es
Teléfono: (+34) 926 295 300, ext. 3585
Fax: (+34) 926 295 211

Gabriel Rodríguez
Department of Economics
University of Ottawa
P.O. Box 450, Station A
Ottawa, Ontario, K1N 6N5
Canada
E-mail: gabrielr@uottawa.ca
Telephone: 613-562-5800, ext. 1750
Fax: 613-562-5999

Abstract

Los trabajos acerca del desempleo español no han tenido en cuenta la presencia de asimetrías y no linealidades y su influencia en la persistencia de la tasa de paro. Utilizando modelos de Markov-Switching Univariados (MS-AR) abordamos el estudio de tales características de la tasa de desempleo en el ámbito nacional y regional para el período 1976 y 2000 con una frecuencia trimestral. La metodología empleada permite encontrar un fuerte rechazo de la hipótesis de linealidad. Así mismo, los resultados obtenidos sugieren la presencia de asimetrías en las tasas de desempleo analizadas. Finalmente, las etapas de recesión identificadas por los modelos a grandes rasgos están comprendidas entre los períodos 1976-1984 y 1991-1993, mientras que las etapas de expansión van desde 1985 a 1990 y desde 1994 al 2000.

Key Words: Tasas de Desempleo Regionales, No-Linealidad, Asimetrías, Ciclo Económico, Puntos de Giro, Modelos de Markov-Switching, Series Temporales.

JEL classification: E24, R23, C22, C23, C52

1. INTRODUCCIÓN

De acuerdo con Casado y Trivez (2004), persistencia y asimetría, histéresis e insider-outsider son conceptos y teoría conexas que intentan explicar las causas de las altas tasas de paro que existen en Europa y que especialmente en España parecen que se han hecho endémicas, sin que ni la moderación salarial ni las políticas expansivas logren reducirlas de una forma significativa. Para estos autores, entre las razones que justifican la no-linealidad se encuentra la clara naturaleza contracíclica del desempleo, de modo que los períodos recesivos se incrementa más rápidamente que lo que disminuye en las etapas de expansión económica. Bianchi y Zoega (1998) y Skalin y Teräsvirta (2002) asumen incluso que si esas peculiaridades son tenidas en cuenta puede afirmarse que la tasa de desempleo es globalmente estacionaria pero posiblemente no-lineal y localmente no-estacionaria. Son estas características tan peculiares las que hacen del desempleo una variable que debe ser estudiada siguiendo modelos de series temporales no-lineales. Muchos son los trabajos que se han desarrollado en este sentido, destacando como pionero el trabajo de Neftci (1984) en el que utiliza la serie de desempleo de EE.UU. como un indicador del ciclo económico analizando las asimetrías mediante una transición de Markov de dos estados¹.

Parker y Rothman (1997), Rothman (1998), Montgomery et al. (1998), van Dijk, Teräsvirta y Franses (2002), son ejemplos de trabajos en los que se analiza el desempleo de Estados Unidos con distintos modelos no-lineales. No obstante, a pesar de que muchas teorías económicas recomiendan tener en cuenta la naturaleza asimétrica del desempleo, estas no han sido muy atendidas en los diferentes estudios que del mercado de trabajo español se han realizado, destacando únicamente el trabajo de Casado y Trivez (2004)².

Uno de los aspectos más novedosos de nuestro trabajo es el análisis regional de la tasa de desempleo. Mientras que el estudio y análisis del ciclo económico esta muy extendido en el ámbito nacional, es decir, utilizando la medida agregada, no ocurre lo mismo con el estudio de los ciclos regionales dentro de un mismo país o lo que es lo mismo, empleando tasas de paro a un nivel más desagregado, cuando a nuestro juicio resultaría muy útil saber si el ciclo o los ciclos regionales son distintos o no al ciclo nacional³.

¹ El descubrimiento de asimetrías significativas fue cuestionado por Sichel (1989), quien encontró un error en los cálculos de Neftci así como un bajo poder en su test. No obstante, Rothman (1991), utilizando una versión modificada del test de Neftci encontró asimetrías estadísticamente significativas en el desempleo.

² Los autores emplean datos de desempleo mensuales del Instituto Nacional de Empleo (INEM) y aplican un modelo autorregresivo de transición suave (STAR) aunque solo para el agregado nacional (España).

³ Existen numerosas razones por las cuales el ciclo regional puede diferir del ciclo nacional. Para una revisión de las mismas véase Guha y Banerji (1998/1999).

La variedad de modelos de régimen cambiante es muy amplia. Una detallada revisión de los modelos existentes a lo largo de la bibliografía publicada hasta el momento puede consultarse en Potter (1999). Nosotros nos hemos centrado en la utilización de modelos del tipo Markov-Switching, siguiendo las líneas generales de la estrategia modelizadora empírica propuesta por Krolzig (1997a y 2003) y Artis et al. (2003) y completada con las aportaciones de los trabajos de Granger (1993), Cologni y Manera (2006), Mejía-Reyes (2000), León-Ledesma y McAdam (2003 y 2004) y Rodríguez (2003).

A la hora de estudiar y medir los ciclos económicos, Harding y Pagan (2002) consideran que la detección y descripción de cualquier ciclo debe de determinar cuales son los puntos de giro (turning points) para posteriormente ser usados para acotar los periodos de expansión y contracción. Una vez hecho esto, sugieren que hay cuatro aspectos de interés a determinar en el análisis del ciclo: a) la duración del ciclo y sus fases, b) la amplitud del ciclo y sus fases, c) el posible comportamiento asimétrico de las fases y d) los movimientos entre las fases. Una de las ventajas de trabajar con modelos de Markov-Switching es que a partir de la estimación del modelo se puede obtener toda la información clave en el estudio de los ciclos puesto que distinguen entre períodos de expansión y recesión.

Además, León-Ledesma y McAdam (2003 y 2004) consideran que utilizar modelos de Markov-Switching para analizar la tasa de desempleo presenta varias ventajas: primero, permiten testear la existencia de procesos de histéresis (raíz unitaria) con una media cambiante en el nivel de desempleo⁴. Segundo, permiten analizar la frecuencia de los cambios de régimen y el comportamiento del desempleo dentro de cada régimen y tercero, pueden tener en cuenta las no-linealidades en la función de tendencia del desempleo que se acrecienta no sólo por medio de cambios estructurales sino también a través de las fluctuaciones normales del ciclo económico.

Aplicando esta metodología a la tasa de paro, nuestros resultados muestran que tanto en el caso del agregado nacional, como en el de la mayoría de las regiones R-NUTS, únicamente son necesarios modelos con dos estados (crecimiento y recesión) para reflejar el ciclo económico. Dichas tasas presentan un carácter asimétrico con etapas de recesión económica más intensas que las de expansión, pero con una duración más corta de las primeras frente a las segundas en casi todas las regiones. Para el caso de España se distinguen con claridad dos períodos recesivos que van desde 1973Q3 a 1984Q4 y desde 1991Q2 a 1994Q1. En términos generales estos puntos de giro coinciden con los regionales salvo en ciertas regiones

⁴ La teoría de la tasa natural cambiante asume que la tasa de desempleo se mueve alrededor de una tasa constante o media que se caracteriza por cambios bruscos. Sin embargo, la tasa de desempleo, es más probable que se adapte de forma más suave a los cambios poco frecuentes en la media o “tasa natural” de desempleo.

donde se aprecian importantes diferencias. Por último, a través de las probabilidades de transición estimadas se observa la elevada persistencia de las tasas de paro.

El resto del trabajo se estructura como sigue, en primer lugar, en la sección 2 se presentan los datos, se expone brevemente el modelo, el concepto de asimetrías y la metodología empleada; en la sección 3 y 4 se analizan y comentan los resultados obtenidos. Para finalizar, en la sección 5 se exponen las principales conclusiones que caben extraer de los resultados.

2. METODOLOGÍA

Los datos utilizados se corresponden con la tasa de desempleo para 17 Comunidades Autónomas (CC.AA.) y España (se excluye Ceuta y Melilla) proporcionada por la Encuesta de Población Activa (EPA) y realizada por el Instituto Nacional de Estadística (INE), con periodicidad trimestral correspondiente al período comprendido entre 1976Q3 y 2000Q4. No obstante, a pesar de que el punto de partida del estudio es la tasa de paro por CC.AA, dado el elevado número de modelos a estimar hemos optado por utilizar un nivel de agregación territorial o escalamiento superior que reduzca el número de regiones y, por tanto, la cantidad de modelos MS a procesar. Siguiendo la nomenclatura de Eurostat, trabajaremos con la división territorial “normativa” oficialmente establecida denominada NUTS I que distingue 7 unidades territoriales⁵. Utilizando el procedimiento TRAMO/SEATS de Gómez y Maravall (1996)⁶ se ha corregido el efecto de la estacionalidad y se han detectado los posibles outliers u observaciones atípicas, que serán introducidas en el análisis de los modelos de Markov-Switching bajo la forma de variables dummies⁷.

⁵ De acuerdo con Eurostat, las siglas NUTS significan “Nomenclature of territorial units for statistics”. Atendiendo a esta nomenclatura, existen 3 tipos de división territorial: por provincias (NUTS III) y por CC.AA. (NUTS II), mientras que la división superior, menos conocida, será NUTS I y constará de 7 unidades territoriales: Noroeste (R1-NW), Noreste (R2-NE), Madrid (R3-Madrid), Centro (R4-Centre), Este (R5-East), Sur (R6-South) y Canarias (R7-Canarias). La composición de estas siete regiones puede consultarse en http://ec.europa.eu/comm/eurostat/ramon/nuts/home_regions_en.html. La utilización de la división territorial NUTS I con la tasa de desempleo puede plantear problemas ya que, de acuerdo con los resultados de Duque et al. (2004), el menor grado de homogeneidad es mucho más fuerte en el caso de NUTS I que en el de NUTS II, en gran parte debido a que ante un menor grado de escalamiento (se pasa de 17 a 7 regiones), por lo que las diferencias dentro de los grupos tienden a incrementarse. El impacto de la agregación en este caso es peor debido a que para obtener NUTS I hay que agregar NUTS II.

⁶ Los programas TRAMO y SEATS fueron desarrollados por Víctor Gómez y Agustín Maravall para tratar los problemas de los datos con componentes no observables y términos de error. El programa TRAMO (Time series Regression with ARIMA noise, Missing observations and Outliers) estima y predice con modelos de regresión con posibles errores de tipo ARIMA y cualquier secuencia de varios tipos de outliers, así como, estima efectos especiales como días laborables, Semana Santa y en general efectos con variables de tipo “intervención”. El programa SEATS (Signal Extraction in ARIMA Time Series) está diseñado para la estimación de componentes no observables en series temporales siguiendo el método del modelo base ARIMA. Los componentes tendencial, estacional, irregular y cíclico son estimados y precedidos con técnicas de extracción de señales aplicadas a los modelos ARIMA. Los errores estándar de las estimaciones y las predicciones son obtenidas y la estructura del modelo base es explotada para contestar a las cuestiones de interés en análisis de corto plazo de los datos.

⁷ Mientras Artis et al. (2003) proponen el X-12-ARIMA para el ajuste estacional y utilizan PcGets para la estimación de los outliers, nosotros optaremos por utilizar el procedimiento TRAMO/SEATS, que al mismo tiempo que corrige la estacionalidad permite estimar los posibles outliers.

A partir de los resultados de los tests de raíz unitaria Dickey-Fuller Aumentado (ADF), Phillips-Perron (PP) y Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) podemos afirmar que al 1% de significación las siete regiones NUTS I y el agregado nacional, España, son no estacionarias⁸. Dado que estimar modelos de Markov-Switching implica utilizar variables estacionarias⁹ tendremos que trabajar con las primeras diferencias de las 8 tasas de desempleo. Por todo ello, consideramos que el empleo de las primeras diferencias de la tasa de desempleo en esta parte del trabajo está justificado y en la línea de trabajos anteriores altamente contrastados tales como Neftci (1984), Sichel (1989 y 1993), Rothman (1991), McQueen y Thorley (1993), Acemoglu y Scott (1994), Harding y Pagan (2002) o Peel y Speight (1998, 2000).

De manera muy resumida, el modelo de Markov-Switching desarrollado por Hamilton (1989, 1993, 1994) se puede plantear como:

$$x_t - \tilde{\mu}(S_t) = \phi_1 [x_{t-1} - \tilde{\mu}(S_t)] + \phi_2 [x_{t-2} - \tilde{\mu}(S_t)] + \dots + \phi_p [x_{t-p} - \tilde{\mu}(S_t)] + \sigma(S_t) \varepsilon_t \quad (1)$$

de donde la media $\tilde{\mu}$ y la desviación típica σ del proceso dependen de un indicador no-observable S_t , el régimen o estado en el momento t , y $\varepsilon_t \approx N(0,1)$. S_t es una variable indicador que sigue una cadena de Markov con unas probabilidades de transición $\Pr[S_t = j | S_{t-1} = i] = p_{ij}$, siendo $i, j = 1, \dots, m$, de donde m es el número de estados. Las medias y las desviaciones típicas dependientes del estado se expresan como:

$$\tilde{\mu}(S_t) = \alpha_0 + \alpha_1 S_{1t} + \alpha_2 S_{2t} + \dots + \alpha_m S_{mt} \quad (2)$$

$$\sigma(S_t) = \omega_0 + \omega_1 S_{1t} + \omega_2 S_{2t} + \dots + \omega_m S_{mt} \quad (3)$$

donde $S_{it} = 1$ cuando $S_t = i$, y cero en el otro caso. Sustituyendo las ecuaciones (2) y (3) dentro de la ecuación (1) tendremos que:

$$x_t = \alpha_0 + \alpha_1 S_{1t} + \alpha_2 S_{2t} + \dots + \alpha_m S_{mt} + z_t \quad (4)$$

$$z_t = \phi_1 z_{t-1} + \phi_2 z_{t-2} + \dots + \phi_p z_{t-p} + (\omega_0 + \omega_1 S_{1t} + \omega_2 S_{2t} + \dots + \omega_m S_{mt}) \cdot \varepsilon_t$$

Los parámetros α, ω, ϕ y las probabilidades de transición p_{ij} , que pueden ser estimados por máxima verosimilitud, nos permiten derivar la secuencia de las probabilidades condicionales conjuntas.

⁸ El test de raíz unitaria ADF con constante plantea dudas, dado que rechaza la hipótesis nula al 5% en el caso de las variables R2, R3, R5 y España. Sin embargo, los resultados de los tests PP y KPSS no confirman los resultados del Dickey-Fuller Aumentado por lo que consideramos que la evidencia en contra de la hipótesis nula es débil y, por tanto asumimos que las variables son integradas de orden 1 —I(1)— o no estacionarias.

⁹ Hamilton (1989).

La construcción del logaritmo de la verosimilitud y las etapas de filtrado son conocidas como el filtro de Hamilton, que es una modificación del filtro de Kalman. De hecho, uno de los principales resultados del filtro de Hamilton son las llamadas probabilidades filtradas (filtered probabilities), que son inferencias sobre S_t utilizando información hasta el momento t . Sin embargo, también es posible obtener las probabilidades suavizadas (smoothed probabilities), que son las inferencias sobre S_t utilizando información hasta el momento T , esto es, la información total. Esto se alcanza empleando el algoritmo suavizado de Kim (1994)¹⁰.

El modelo original de Hamilton ha estado sujeto, con posterioridad, a un amplio número de modificaciones con el objetivo de incluir cambios de regímenes en el intercepto, parámetros autorregresivos, y la matriz de covarianzas¹¹. Una substancial contribución es su generalización aplicada al análisis multivariante, denominándose MS-VAR O MS-VECM¹², así como la extensión del modelo original a modelos MS-AR de tres regímenes que permiten recoger episodios de recesión, rápido crecimiento y lento crecimiento¹³. Nuestro trabajo sigue las modificaciones de Krolzig sobre la metodología de Hamilton.

De acuerdo con Krolzig, el modelo original de Hamilton no tiene en cuenta la posibilidad de que la media pueda acercarse de forma progresiva al nuevo nivel después de la transición de un estado a otro. Como Krolzig (1997a, 1998) demuestra, el modelo MSM-AR y el MSI-AR son dos modelos diferentes lo que implica dos ajustes dinámicos diferentes de las variables observadas en respuesta a un cambio de régimen. Mientras que el primer modelo implica que un cambio permanente de régimen lleva a un salto inmediato en la tasa de crecimiento media del proceso de su nuevo nivel, un cambio de régimen en el intercepto lleva a alcanzar una respuesta dinámica de la tasa de crecimiento de la variable observada que es idéntica a un shock equivalente en el ruido blanco de la serie. Para solucionar este problema, Krolzig sugiere un régimen dependiente del intercepto $v(S_t)$ que pueda tener en cuenta la progresiva transición de la media:

$$x_t = v(S_t) + \phi_1(S_t)(x_{t-1} - \mu(S_{t-1})) + \dots + \phi_p(S_{t-p})(x_{t-p} - \mu(S_{t-p})) + u_t \quad (5)$$

¹⁰ Para más detalles ver Hamilton (1989, 1994).

¹¹ Markov-Switching (MS) – media (M); intercepto (I); parámetros autorregresivos (A); heterocedasticidad (H). De forma que a partir de su combinación tendríamos la siguiente nomenclatura: MSMAH, MSMA, MSMH, MSM, MSIAH, MSIA, MSIH y MSI.

¹² Krolzig (1997a, 1997b, 1998).

¹³ Kim y Pager (2000); Krolzig (2000); Clements y Krolzig (2002 y 2004); Sichel (1994).

Dadas las características de la tasa de desempleo es poco probable que experimente cambios bruscos en su comportamiento por lo que hemos optado por trabajar con modelos de Markov-Switching con intercepto¹⁴.

Uno de los conceptos más importantes en las fluctuaciones es el de asimetrías. Neftci (1984) en su trabajo reconoció las dificultades derivadas de la concepción y medición de la asimetría de Burns y Mitchell (1946) y la definió en términos de las probabilidades de transición del signo de la primera diferencia, de modo que una serie tendrá un comportamiento “simétrico” si la probabilidad de transición de una primera diferencia con signo positivo (dadas dos primeras diferencias positivas previamente) es la misma que la correspondiente probabilidad de las primeras diferencias negativas. La evidencia empírica que aportó el autor se centró en la tasa de desempleo de los EE.UU., encontrando asimetría en este sentido. El examen de los ciclos individuales de cada una de las regiones nos llevará a considerar tres aspectos: primero, la asimetría de tipo Deepness¹⁵, que determina si las recesiones tienen una mayor duración que las expansiones, es decir, refleja si los valles en las recesiones tienen una mayor duración que los picos en las expansiones o viceversa. Dependiendo de si son distintos se podrá hablar de asimetría de tipo deepness.

Segundo, la asimetría de tipo Steepness¹⁶, que indica si la velocidad a la cual la economía alcanza la recesión es más rápida que la que tarda en alcanzar la expansión, es decir, es la propiedad de alcanzar los picos de las expansiones de forma más rápida que los valles en las recesiones. Sin embargo, esta modalidad de asimetría no se puede valorar en aquellos modelos de dos estados¹⁷.

Por último, la asimetría de tipo Sharpness¹⁸, sitúa la problemática de si las recesiones son más profundas que las expansiones, es decir, determina si los picos y los valles de las expansiones y las recesiones, respectivamente, son “agudos” o “redondeados”. En el caso de que unos fueran de una forma y otros de otra estaríamos ante una asimetría de este tipo.

El rechazo o no de la hipótesis de asimetría del ciclo económico entre regiones se basará en los tests de Wald sugeridos por Clements y Krolzig (2002).

Los métodos y criterios utilizados para la estimación y selección de modelos MS son análogos y muchas veces iguales a los que se han utilizado en numerosos trabajos como los de Bianchi y Zoega

¹⁴ Todas las estimaciones están realizadas utilizando el software MSVAR para Ox. Ver Doornik(1998) y Krolzig (1998).

¹⁵ Sichel, D.E. (1993).

¹⁶ Idem.

¹⁷ Clements y Krolzig (2002 y 2003).

¹⁸ Mcqueen y Thorley (1993).

(1998), Hamilton (2005), León-Ledesma y McAdam (2004), Rodríguez (2003), Cologni y Manera (2006) y Jean-Louis y Simons (2005).

La metodología empleada puede dividirse en 2 etapas. En la primera etapa, estimamos una batería de modelos de Markov-Switching¹⁹ de 2, 3 y 4 estados para cada una de las regiones NUTS I y el agregado nacional (España). A través del análisis del autocorrelograma, el histograma y la normal de los modelos de MS, el t-estadístico de los interceptos estimados y el valor de sus coeficientes, la varianza entre los distintos estados (en los casos en los que se permite la existencia de heterocedasticidad), los criterios de información de Akaike (AIC), Schwartz (SC ó BIC) y Hannan y Quinn (HQ)²⁰, el test de Davies (1977 y 1987)²¹ y la representación gráfica de las probabilidades suavizadas, obtenemos el mejor modelo para cada región en función del número de regímenes. En la segunda etapa, dentro de los tres posibles modelos elegidos para cada región, pasamos a determinar el número de estados o regímenes final. Para ello utilizaremos tres procedimientos: el test del cociente de verosimilitud (likelihood ratio test —LR test—)²², los criterios de información antes citados y el método de Psaradakis y Spagnolo (2003)²³. De la combinación de estos tres criterios, los modelos seleccionados finalmente para cada región son: España - MSI(2) – AR(2); R1-NW - MSI(2) – AR(2); R2-NE - MSI(2) – AR(5); R3-MADRID - MSI(2)

¹⁹ En concreto se estiman cuatro tipos de modelos: MSIAH, MSIA, MSIH, MSI.

²⁰ Tal y como ponen de manifiesto van Dijk et al. (2002), la utilización de los criterios de información de Akaike y Schwartz no sólo pueden utilizarse para seleccionar el orden de los retardos de los modelos no-lineales, sino que también pueden ser utilizados para elegir entre modelos “competidores” y funcionando razonablemente bien en muestras pequeñas. Así en los trabajos de Rodríguez (2003), Rodríguez y Sloboda (2005), Jean Louis y Simons (2005), Hamilton (1989 y 2005) y Mejía-Reyes (2000), se compara el resultado de los criterios de información de los modelos no-lineales frente a los valores de esos mismos criterios del modelo lineal, de forma que cuando los valores de los criterios de información de los modelos no-lineales sean inferiores a los del modelo lineal significara que los primeros representan mejor el proceso generador de datos (PGD). Este proceder, en lugar de utilizar los test específicos de no-linealidad, de acuerdo con Peña y Rodríguez (2005) y Bos y Justel (2005) puede arrojar mejores resultados incluso trabajando con muestras pequeñas.

²¹ El test de Davies prueba la validez de un modelo MS-AR contra la hipótesis nula de un modelo lineal AR, es decir, la existencia de un sólo estado. Dicho test puede servir también como criterio de elección entre dos modelos competidores tal y como lo hacen Middendorf y Schmidt (2005).

²² Greene (1993) define el estadístico LR como $LR = -2(\ln L_0 - \ln L_1)$, de donde, $\ln L_0$ sería el logaritmo del valor del likelihood del modelo No Restringido, es decir, con un mayor número de grados de libertad, o dicho de otra forma, con un menor número de parámetros estimados, mientras que $\ln L_1$ será el logaritmo del valor del likelihood del modelo Restringido que se identifica con el que tenga un menor número de grados de libertad y por lo tanto un mayor número de parámetros estimados. La hipótesis nula a comprobar será $H_0: R(\theta) - r = 0$, es decir, que la cantidad de parámetros resultantes de la diferencia entre el número de parámetros del modelo restringido y el modelo no restringido no son significativos y por lo tanto el modelo con un mayor número de parámetros se desecha. El LR test sigue una distribución asintótica χ^2 con n grados de libertad. Sin embargo, el LR test tiene inconvenientes como ponen de manifiesto Krolzig (1997a) y Clements y Krolzig (2002 y 2003). Para elegir un modelo MS atendiendo a este criterio, es necesario que el número de estados permanezca inalterado bajo la hipótesis nula porque de lo contrario el estadístico LR ya no seguirá una distribución asintótica estándar χ^2 debido a la existencia de parámetros no identificados bajo la hipótesis nula (las probabilidades de transición), por lo que la matriz de información será una matriz singular. Como consecuencia, utilizar el LR test, por ejemplo, para comparar un modelo de tres estados frente a uno de dos es complicado. Esto hace que los resultados de este test deban de interpretarse con cuidado, siendo aconsejable y deseable compararlos con otros criterios.

²³ Siendo r el número de estados y m el orden del proceso autoregresivo, una estimación de r puede obtenerse de la siguiente forma:

$$\hat{r} = \arg \max_{1 \leq k \leq k^*} \left\{ \ln \mathfrak{S}(\hat{\theta}_k; X_1, \dots, X_T) - C_T \dim(\Theta_k) \right\}$$
, de donde $\mathfrak{S}(\hat{\theta}_k; X_1, \dots, X_T)$ y Θ_k son la función likelihood y el “parámetro espacio” respectivamente para el modelo MS-AR(k,m), y donde además, $\hat{\theta} = \arg \max_{\theta_k \in \Theta_k} \mathfrak{S}(\hat{\theta}_k; X_1, \dots, X_T)$ es el estimador máximo likelihood del vector de parámetros θ_k del modelo, $\dim(\Theta_k) = k(k+m+1)$ para un modelo MS-AR(k,m) y C_T es un constante real, existiendo tres posibles elecciones para C_T en la literatura: $C_T = 1$, que se corresponde con el AIC; $C_T = \frac{1}{2} \ln T$, proveniente del BIC o SC; $C_T = c \ln \ln T$ ($c > 1$)²³, tomado del HQC.

– AR(4); R5-EAST - MSIAH(3) – AR(4); R4-CENTRE - MSIH(4) – AR(3); R6-SOUTH: MSIH(2) – AR(5) y R7-CANARIAS - MSI(2) – AR(0)²⁴.

A partir de los modelos seleccionados se pueden extraer las primeras conclusiones. De acuerdo con la primera diferencia de la tasa de desempleo vemos como, tanto en el caso del agregado nacional (España) como en el caso de la mayoría de las regiones R-NUTS, únicamente son necesarios modelos con dos estados (crecimiento y recesión) para reflejar el ciclo económico. Este hecho, llama especialmente la atención en los casos de R3-Madrid y R6-South. En el primero, porque en la región de Madrid, a priori, una de las regiones más dinámicas en la creación de empleo, parece que en los períodos expansivos el descenso de la tasa de desempleo se ha mantenido constante, no encontrando períodos de recuperación “explosivos”. En el segundo, porque aunque el sur de España ha sido una de las regiones que ha sufrido con mayor virulencia el aumento de la tasa de desempleo, eso no se ha traducido en períodos recesivos “explosivos”, manteniendo un ritmo de aumento de la tasa de desempleo estable.

Por el contrario, tanto las regiones R5-East como R4-Centre experimentan períodos “explosivos” en la variación de sus tasas. En el caso de la primera región, estos “booms” los recoge cuando se encuentra en recesión lo que puede indicar que las etapas contractivas contienen fases negativas más intensas lo que hasta cierto punto, tratándose de una variable como la tasa de desempleo, es lógico. La segunda región llama la atención porque dichas fases “explosivas” se encuentran tanto en los períodos de recuperación económica como en los de recesión, sufriendo en ambas etapas breves aceleraciones (tanto negativas como positivas respectivamente) en la variación de la tasa de paro, algo sorprendente tratándose de regiones del centro de la península que, en principio, no destacan por su dinamismo económico.

3. RESULTADOS EMPÍRICOS DE LOS MODELOS UNIVARIANTES MS-AR

Como señalan Middendorf y Schmidt (2005) comparando el valor medio de las variaciones en la tasa de paro medido a través del intercepto²⁵ y la duración media de los regimenes se puede afirmar si los movimientos del ciclo económicos son simétricos o asimétricos. De acuerdo con la media estimada de las

²⁴ Ver figuras del 1 al 8. Cada una de estas figuras muestra varios paneles de gráficos. El primer panel es la representación gráfica de la serie en primeras diferencias y la media de dicha serie siempre y cuando no se trate de un modelo de tipo MSIA o MSIAH en el que se permitan cambios en los coeficientes autorregresivos de un estado a otro. A continuación, en los siguientes paneles se representan las probabilidades filtradas y suavizadas. Dentro de los modelos de 2 estados, el panel de las Probabilidades del Régimen 1 hace referencia a un estado expansivo o de crecimiento, mientras que el panel gráfico del Régimen 2 muestra las probabilidades en un estado recesivo. En los modelos de 3 estados, el Régimen 2 muestra el estado recesivo y el Régimen 3 representa un estado altamente recesivo. En el caso de los modelos de 4 estados el Régimen 1 se corresponde con el estado de rápido crecimiento y el Régimen 2 con el de crecimiento moderado, mientras que el Régimen 3 muestra el estado recesivo y el Régimen 4 representa un estado altamente recesivo.

²⁵ Al estar trabajando con la primera diferencia de la tasa de paro, es decir, la variación de la tasa de desempleo, el intercepto por definición será la variación media del estado o régimen. Esta consideración del intercepto es la que realiza de forma implícita Krolzig (2003).

variaciones en la tasa de desempleo²⁶, se observan, con carácter general para el conjunto de España y todas las regiones R-NUTs, asimetrías entre las expansiones y las recesiones, de modo que la media en los periodos recesivos es mayor, en valor absoluto, que la de las expansiones, con la excepción de R7-Canarias donde es al revés. En cuanto a la duración, y por tanto la persistencia, de las recesiones podemos decir que es menor que la de los periodos expansivos salvo en el caso de R1-NW donde sucede lo contrario.

En el caso de España, a partir del análisis de la media anualizada de la variación de la tasa de desempleo (intercepto) en los periodos expansivos, vemos como la disminución de la tasa de desempleo al año es sensiblemente inferior al 1% (0,74%), al igual que en la región R2-NE (0,91%) y R4-Centre (un 0,8% de media entre los dos regimenes). Por el contrario, el resto de regiones experimentan en dichos periodos disminuciones en la tasa de paro superiores al 1,4%, sobresaliendo el caso de R3-Madrid que puede ver como la tasa de paro se reduce casi un 2% al año, seguida de R7-Canarias (1,9%). Por su parte, en los periodos recesivos, mientras la región R2-NE ve aumentar la tasa de desempleo ligeramente por encima del 1% al año, España lo hace casi al 1,3%, y el resto de regiones lo hace entorno a una tasa del 1,7% con la excepción de R3-Madrid y R6-South que se sitúan por encima del 2,2%, cifra relativamente cercana a la de R5-East y lejos de R4-Centre que son las regiones que en los periodos recesivos se ven más afectadas con una variación media anual de casi el 3% y el 6,7% respectivamente en el estado de recesión profunda que, afortunadamente, tienen una duración inferior al año. No hay que perder de vista que R5-East en su estado de recesión moderada sufre variaciones positivas de su tasa de desempleo muy inferiores al resto de regiones (0,8%), por lo que las regiones que se ven más afectadas por los periodos recesivos son R3-Madrid, R6-South y R4-Centre. La diferencia entre las medias anualizadas, tomando los estados de recesión y expansión moderados es en todos los casos positiva, siendo la región R3-Madrid la que experimenta los cambios más dramáticos y por lo tanto la que está sujeta a una mayor amplitud en sus fluctuaciones de un estado a otro. En el extremo contrario se encontraría R2-NE que sería la región que sufre las fluctuaciones menos acusadas.

Si observamos la varianza²⁷ de las tres regiones NUTs en las que el modelo permite su variación entre estados —R4-Centre, R5-East y R6-South— vemos claramente que el comportamiento de estas tres regiones es asimétrico, de modo que durante las expansiones es más volátil en el caso de R5-East y R6-South, mientras que ocurre lo contrario en la región R4-Centre.

²⁶ Ver Tabla 1.

²⁷ Ver Tabla 1.

Atendiendo al análisis de las probabilidades “ergódicas”, podríamos distinguir tres subconjuntos de regiones. El primero de ellos estaría formado por las regiones R3-Madrid, R4-Centre (sumando los dos períodos expansivos) y R6-South, que pasan más del 60% del tiempo en una fase de crecimiento mientras que R5-East se sitúa en el 57%. Dentro del segundo incluiríamos a dos regiones, que en principio poco tienen que ver entre si como son R2-NE y R7-Canarias que sobrepasan por poco el 50% de su tiempo en un período expansivo. Por último tendríamos a R1-NW que es la única región que pasa la mayor parte del tiempo moviéndose en un estado recesivo. Dado que la mayor parte de las regiones y las más importantes están incluidas en el primer subconjunto, es normal que el conjunto de España también pase más del 60% del tiempo en una etapa expansiva del ciclo.

En virtud de la duración de las etapas estimadas, en el caso de España la duración prevista de un período expansivo será de 11 años y de uno recesivo de más 5 años. Por regiones, R3-Madrid y R6-South son las que mayor estabilidad presentan puesto que la duración esperada del estado de crecimiento es de más de ocho años mientras que la del recesivo será de alrededor de cinco años. Igualmente, R7-Canarias presenta un ciclo bastante estable y con duraciones esperadas de sus expansiones y recesiones muy parecidas de más de cinco años. El resto de regiones mostrarían una sucesión de períodos expansivos y recesivos más rápida, dado que su duración no superaría los cuatro años en el mejor de los casos tratándose de R5-East en su fase expansiva. No obstante, tratándose de R4-Centre, si sumamos los años de las dos etapas de crecimiento, veremos que esta región puede llegar a disfrutar de períodos de este tipo durante más de seis años.

Atendiendo a las probabilidades de transición estimadas, su alto valor indica que si una de las regiones R-NUT o España se encuentran en un estado de expansión (alto crecimiento o crecimiento sostenible) o contracción (recesión moderada o recesión profunda) es probable que dicha región se mantenga en dicho régimen, lo cual se puede interpretar como que el comportamiento de la tasa de desempleo presenta una alta persistencia.

Igualmente, en todos los casos, salvo la región R1-NW, la probabilidad de estar en un período expansivo y permanecer en él es más elevada que la de cualquiera de los otros estados recesivos, lo que significa que los períodos de crecimiento son más persistentes que los de contracción económica, algo que se corrobora por la duración de los períodos expansivos frente a los recesivos. Si añadimos a esta característica de la economía española en su conjunto y la mayoría de regiones, al hecho de que durante los periodos recesivos la media de la variación de la tasa de desempleo es superior a la de los periodos

expansivos, si exceptuamos nuevamente R1-NW donde es al contrario, podemos afirmar la tasa de desempleo se comporta de forma asimétrica a lo largo del ciclo económico, por lo que se cumpliría la hipótesis del ciclo económico de Mitchell-Keynes (MKBCH)²⁸.

No obstante, existen diferencias en el comportamiento de unas regiones con respecto a otras y el conjunto nacional. En el caso de España, R2-NE, R3-Madrid, R6-South y R7-Canarias es más probable pasar de un estado de recesión a uno expansivo que al revés, de manera que $p_{21} > p_{12}$. Esto tiene un sentido económico dado que este comportamiento puede ser el resultado de las medidas de política económica que se implantan cuando la economía está en recesión para salir de ese estado.

Este también es el caso de la región R5-East para la que se ha estimado un modelo con tres estados, donde además se puede apreciar que estando en un período recesivo (Régimen 2) es más probable pasar a uno expansivo (Régimen 1) que a uno altamente recesivo (Régimen 3), es decir, $p_{21} > p_{23}$. Además, cuando la región se encuentra en un estado expansivo (Régimen 1), la probabilidad de saltar a uno altamente recesivo (Régimen 3) es nula y viceversa ($p_{13} = 0$ y $p_{31} = 0$), lo que significa que para pasar de un período de crecimiento (Régimen 1) a uno de profunda recesión (Régimen 3) obligatoriamente que hacerlo a través del Régimen 2 de recesión moderada. Para acabar, hay que señalar que la probabilidad de estar en el estado 3 y permanecer en él (p_{33}), es decir, la probabilidad del estado altamente recesivo, es menos persistente que la de los otros dos estados (p_{11} y p_{22}), algo que también se puede apreciar mirando la duración del estado, por lo que existe una fuerte tendencia a cambiar hacia un estado con un carácter menos recesivo, tal y como se puede apreciar por el valor de $p_{32} = 32,64\%$.

En el caso de la región R4-Centre nos encontramos con cuatro estados que hemos denominado de alto crecimiento (Régimen 1), crecimiento sostenible (Régimen 2), recesión moderada (Régimen 3) y recesión profunda (Régimen 4), es decir, tendremos además de los dos estados “normales” otros dos estados “extremos”, uno por cada fase del ciclo. Si bien, al igual que en el resto de regiones, las probabilidades de transición muestran altos valores, y por tanto una elevada persistencia, especialmente en los períodos expansivos, observamos un patrón de comportamiento algo distinto.

Después del régimen de alto crecimiento es más probable que le suceda uno recesivo en lugar de uno expansivo ($p_{13} > p_{12}$) aunque no existe la posibilidad de que le siga uno de profunda recesión dado

²⁸ Según Rothman (1991), la hipótesis del ciclo económico de Mitchell-Keynes dice que los períodos de expansión económica son más largos pero menos “agudos” o profundos que las recesiones, es decir, que el ciclo económico se comporta de forma asimétrica de modo que las expansiones del ciclo económico son más persistentes que las recesiones y por tanto, la probabilidad de transición del estado expansivo será mayor que la del estado recesivo $p_{11} > p_{22}$.

que $p_{14} = 0$, mientras que después de un período de crecimiento moderado le sucederá otro de alto crecimiento siendo prácticamente imposible que le siga cualquier período recesivo ($p_{23} = 0$ y $p_{24} = 0$).

Por otro lado, a un período de recesión moderada es más probable que le siga otro de profunda recesión en lugar de uno de alto crecimiento ($p_{34} > p_{31}$), no existiendo la posibilidad de que vaya a continuación una etapa de crecimiento sostenible ($p_{14} = 0$), mientras que, al igual que en el caso del otro estado “extremo” pero a la inversa, después de un período muy recesivo le seguirá con total seguridad uno de crecimiento moderado dado que $p_{42} = 38,28\%$. En el caso de la región que nos ocupa, vemos como los períodos de crecimiento o recesión “extremos” van seguidos por estados recesivos o de crecimiento moderado respectivamente, lo que sugiere que, en esta región, la entrada en uno de estos regimenes “extremos” anticipa un cambio en el signo del ciclo.

Las conclusiones del análisis de los resultados de los tests de asimetrías proceden del output del software de Krolzig²⁹. De acuerdo con los resultados del test de Sharpness, las siete regiones NUTS y, como es lógico por tanto, el agregado nacional (España), no rechazan la hipótesis nula de non-Sharpness, por lo que los puntos de giro del ciclo económico en cada región y el conjunto nacional son similares en su forma. En cuanto al test de Deepness, la hipótesis nula de non-deepness tampoco se rechaza para ninguna de las regiones analizadas, por lo que esta característica del ciclo económico es también simétrica a lo largo de las ocho series estudiadas. Esto es lo esperable dado que según Clements y Krolzig (2002 y 2003) non-sharpness implica non-deepness y viceversa. Por último, el test de asimetría de Steepness, no se puede valorar en aquellos modelos de dos estados, por lo que, dado que las regiones en las que se han podido estimar estos tests tienen sólo dos regimenes, por definición dichas regiones serán non-steepness. No obstante, siguiendo la interpretación de Mejía-Reyes (2000), atendiendo a la duración de cada uno de los estados, seis regiones NUTS (R2, R3, R4, R5, R6 y R7) y España tardarán menos en alcanzar los valles en las recesiones que los picos en las expansiones, al contrario de R1, donde las expansiones duran menos que las recesiones.

5. FECHADO DE LOS PUNTOS DE GIRO DE LA TASA DE DESEMPLEO

La identificación de los puntos de giro (turning points), es decir, los momentos en que una economía pasa de una etapa de recesión o estancamiento a una de expansión o viceversa ha sido y sigue siendo un tema de gran interés en el análisis económico de un país o una región. En el caso de los

²⁹ Problemas en la estimación de los tests con este software, únicamente permite analizar este tipo de asimetrías para las regiones R1-NW, R2-NE, R3-Madrid, R6-South, R7-Canarias y España (Ver Tabla 2).

modelos de Markov-Switching, para la clasificación los regímenes y el fechado del ciclo económico seguimos la metodología propuesta por Krolzig (2001 y 2003)³⁰.

Podemos comprobar en la tabla 3 como el fechado de los puntos de giro de la tasa de desempleo de España obtenida con nuestro modelo Markov-Switching coincide por completo con el de Sebastián (1997)³¹ resaltando el buen ajuste del modelo seleccionado para la tasa agregada del conjunto nacional. Por regiones vemos como la duración de la primera recesión común a todas ellas hasta mediados de los años '80 (Ciclo A) tiene una duración parecida en el caso de las regiones R2-NE, R3-Madrid, R5-East, R6-South y R7-Canarias de entre 9 y 10 años, duración ligeramente superior a la media nacional, por contra R1-NW y R4-Centre serían las regiones en las que la duración de este Ciclo A recesivo es bien distinta. En el caso de R4-Centre la recesión sería inferior a seis años mientras que en el de R1-NW llegaría hasta los 12 años. La segunda recesión común a todas las regiones a principios de los años '90 (Ciclo D) tiene una duración alrededor de los 3 años, siendo R5-East y R4-Centre las regiones en las que la recesión dura menos (2,5 años) y R7-Canarias en las que se extiende por más tiempo a causa del temprano comienzo de este período recesivo (1989Q1), mientras que en todos los casos el comienzo de este Ciclo D recesivo tiene lugar alrededor de 1991Q1 con la excepción de R3-Madrid donde la recesión comienza un año más tarde y finaliza, igualmente, más de un año después con respecto a la media nacional. En este sentido, R3-Madrid sería la región que peor sincronizada está con respecto al resto de regiones y media nacional.

Para acabar, quedan por señalar 3 regiones que muestran ciclos particulares de los que no participan ni el conjunto nacional ni el resto de regiones. R1-NW presenta un breve período recesivo de duración igual a un año entre 1995Q3 y 1996Q2. Esta recesión en términos de desempleo puede venir explicada por la entrada en vigor en 1995 de los acuerdos de Marrakech firmados dentro del GATT en los que la inclusión de los productos agrícolas se tradujo en reducciones concretas de las barreras arancelarias

³⁰ Consistente en asignar a cada observación y_t a un régimen dado $m = 1, \dots, M$. Para ello, se le asigna a la observación en el momento t , la probabilidad suavizada más alta, tal que $m^* = \arg \max_m \Pr(s_t = m | Y_T)$. A cada observación de la serie temporal, se le calcula una probabilidad suavizada de estar en un determinado régimen m (la inferencia es hecha utilizando el conjunto total de las observaciones), y asignaremos esa observación a un determinado régimen de acuerdo con la probabilidad suavizada más alta. Para el caso más simple de dos estados, la regla se reduce a asignar la observación al primer régimen si $\Pr(s_t = 1 | Y_T) > 0,5$ y asignarlo al segundo régimen si $\Pr(s_t = 2 | Y_T) > 0,5$. El último procedimiento permite fechar el ciclo económico, de manera que los picos señalan el período t justamente anterior al comienzo de la recesión. Por ejemplo, $\Pr(s_t = 1 | Y_T) < 0,5$ y $\Pr(s_{t+1} = 1 | Y_T) > 0,5$; el valle es la última observación del período de recesión.

³¹ De acuerdo con el análisis descriptivo de Sebastián se pueden distinguir cuatro períodos. El primero, entre 1974 y 1985 sería de intenso proceso de destrucción de empleo. En el segundo, de 1985 a 1990 gran creación de puestos de trabajo; Desde 1991 a 1994 fuerte caída del empleo; A partir de 1994 recuperación del empleo.

y un aumento de la liberalización comercial³². Esto habría afectado de manera especial a la región R1-NW por dos razones. La primera porque las tres CC.AA. que la forman, en 1998 se encontraban dentro de las 10 regiones españolas con un mayor porcentaje de ocupados en el sector agrario³³ y en segundo lugar, porque de acuerdo con Colino y Noguera (1999) la región R1-NW estaría dentro del grupo de regiones europeas con el mayor grado de fragilidad estructural sea cual sea la variable agraria analizada, por lo que esto nos hace pensar que se habría visto afectada en mayor medida que el resto de regiones españolas. R2-NE muestra otro período recesivo de también de duración igual a un año en 1987. Este aumento del desempleo en la región R2-NE podría ser la consecuencia de la combinación de dos factores relacionados con el sector industrial: por un lado la reconversión industrial comenzada en 1984 y por el otro lado, la incorporación en 1986 a la entonces Comunidad Económica Europea (CEE) que en el sector manufacturero supuso un gran aumento de la competencia. Dado que la región R2-NE esta compuesta por cuatro de las CC.AA. que, antes del proceso de reconversión industrial, se encontraban dentro de las siete regiones con un mayor porcentaje de ocupados en este sector de actividad³⁴ es lógico pensar que fuera la región que más se viera afectada negativamente en términos de desempleo a pesar de estar dentro del período de recuperación económica. Por último, R4-Centre tiene una pequeña contracción ligeramente superior a un año entre 1983 y 1984 que podría ser considerado como un “llano” entre dos períodos expansivos si 1982 se tomara como el comienzo de la recuperación económica como afirma Sebastián (1997). De igual modo podría considerarse que en el año ‘82 —comienzo de esa tímida recuperación— se crearon expectativas favorables que supusieron un caída de la tasa de desempleo pero que no se vieron confirmadas, teniendo que esperar hasta 1984 para que la recuperación se consolidara. No obstante, la recuperación de 1982, junto con la corta duración de la recesión de principios de los ‘90, pondría de manifiesto que la región R4-Centre es la región más sensible a los cambios de coyuntura y la que más fácilmente traduce en caídas de la tasa de desempleo los períodos expansivos.

6. CONCLUSIONES

Hemos analizado el ciclo económico de la tasa de desempleo tanto del agregado nacional, España, como regional, a través de la distinción geográfica normativa NUTS I que realiza Eurostat,

³² Ver Heredero de Pablos (2001).

³³ Ver Alonso e Izquierdo (1999).

³⁴ Idem.

utilizando modelos no lineales del tipo Markov-Switching para el período comprendido entre 1976Q3 y 2000Q4.

Hemos conseguido demostrar por medio de la estimación del mejor modelo posible univariante que, tanto la tasa de desempleo de España como la de las siete regiones NUTS I, se comportan de forma asimétrica tal y como numerosos autores han expuesto en trabajos teóricos y han demostrado en análisis empíricos principalmente para el caso de EE.UU. y otros países tanto de la OCDE, con del este de Europa y Latinoamérica, por lo que podemos ver como a pesar de que España es siempre puesta como ejemplo de un comportamiento extremo de la tasa de desempleo, no se diferencia tanto del resto de países y áreas geográficas y económicas. Este carácter asimétrico de la tasa de desempleo se puede observar tanto en la variación media de la tasa de paro en los períodos expansivos como en los recesivos, siendo más elevada la segunda que la primera, por lo que podemos afirmar que las etapas de contracción económica son más intensas que las de crecimiento. No obstante, la duración de estas etapas de crisis es más corta que las expansivas en todos los casos, salvo para la región R1-NW donde es al revés. Por tanto, la asimetría de la tasa de desempleo nacional y regional es del tipo Steepness, es decir, se tarda menos tiempo en alcanzar los valles en las recesiones que los picos en las expansiones o viceversa.

Así mismo, gracias a las probabilidades de transición estimadas con cada modelo vemos como tanto la tasa de paro española como las regionales son altamente persistentes, característica de la tasa de desempleo en España apuntada por un enorme número de investigaciones y que analizaremos con mayor profundidad en el capítulo de raíces unitarias.

Atendiendo a la variación media de la tasa de desempleo en los períodos expansivos y recesivos se observa que es R3-Madrid la región que en las etapas de crecimiento consigue reducir su tasa de desempleo a un ritmo mayor, pero también es la región que junto a R6-South ve como en las fases de contracción económica su tasa de desempleo aumenta más rápidamente.

La estimación de los modelos univariantes nos ha permitido también fechar los puntos de giro de la tasa de desempleo de España y de las regiones NUTS I. Para el caso de España, hemos distinguido dos períodos recesivos (Ciclo A y D) que irían desde 1976:3 a 1984:4 y desde 1991:2 a 1994:1, períodos que coinciden con los señalados por otros autores y que han trabajado con otros instrumentos lo que refuerza la impresión de que el modelo MS-AR seleccionado para la tasa de desempleo española es bastante bueno. En términos generales, los puntos de giro de la tasa de paro de España coinciden con los puntos de giro regionales, especialmente en el caso del segundo período recesivo (Ciclo D), mientras que la fecha

de finalización del primer período contractivo (Ciclo A) se adelanta a la mayoría de regiones. De estos dos hechos pueden extraerse dos ideas: la primera es que, dada la alta persistencia de las tasas de desempleo, el cambio de un estado a otro debe de estar motivado por la presencia de shocks externos, que atendiendo a la coincidencia en las fechas de los puntos de giro afectan al conjunto de todo el territorio español por lo que serán shocks de ámbito nacional o supranacional. La segunda idea que se puede conjeturar es que el caso del ciclo A, dado el adelanto nacional sobre las tasas regionales, el shock tiene, en primera instancia, efectos en el ámbito nacional que se filtran posteriormente a las regiones. Por otro lado, existen tres regiones: R1-NW, R2-NE y R4-Centre que presentan recesiones particulares propias únicamente de su región, lo que indica la existencia de shocks de ámbito regional o supranacional que debido a sus características específicas afectan de manera exclusiva a una determinada área geográfica.

7. BIBLIOGRAFÍA

- Acemoglu, D., Scott, A. (1994): "Asymmetries in the cyclical behaviour of UK labour markets", *The Economic Journal* 104 (427), pp. 1.303-1.323.
- Alonso, J., Izquierdo, M. (1999): "Disparidades regionales en el empleo y el desempleo", *Papeles de Economía Española* 80, pp. 79-99.
- Artis, M., Krolzig, H.-M., Toro, J. (2003): "The European business cycle", *CEPR Discussion Paper* n° 2242.
- Bianchi, M., Zoega, G. (1998): "Unemployment persistence: Does the size of the shock matter?", *Journal of Applied Econometrics* 13, pp. 283-304.
- Bos, C.S., Justel, A. (2005): "On model selection criteria as a starting point for sequential detection of non-linearity", *International Journal of Forecasting* 21(4), pp. 749-754.
- Burns, A.F., Mitchell, W.C. (1946): *Measuring business cycles. National Bureau of Economic Research (NBER)*. New York.
- Casado, J.M., Trivez, F.J. (2004): "Asimetría, persistencia y no linealidad de la tasa de desempleo español", Working Paper, *Econometrics*, 0402006, *EconWPA*.
- Clements, M.P., Krolzig, H.-M. (1998): "A comparison of the forecast performance of Markov-switching and threshold autoregressive models of US GNP", *Econometrics Journal* 1(1), pp. 47-75.
- Clements, M.P., Krolzig, H.-M. (2002): "Can oil shocks explain asymmetries in the US business cycle?", *Empirical Economics*, 27 (2), pp. 185-204.
- Clements, M.P., Krolzig, H.-M. (2003): "Business cycle asymmetries: Characterization and testing based on Markov-switching autoregressions", *Journal of Business and Economic Statistics* 21(1), pp. 196-211.
- Colino, J., Noguera, P. (1999): "La difícil convergencia de las agriculturas europeas", en García Delgado, J.L. (eds.), *España, Economía: Ante el Siglo XXI*. Editorial Espasa-Calpe, S.A., Madrid.
- Cologni, A., Manera, M. (2006): "The asymmetric effects of oil shocks on output growth: A Markov-Switching analysis for the G-7 Countries", *Fondazione Eni Enrico Mattei, Nota di Lavoro* 29.2006.
- Doornik, J. A. (1998): *Object-Oriented Matrix Programming using Ox 2.0*. London: Timberlake Consultants Press.
- Duque, J.C., Ramos, R., Artís, M. (2004): "Spanish unemployment: Normative versus analytical regionalisation procedures", Working Paper, *Universitat de Barcelona. Espai de Recerca en Economia*.
- Eurostat (2004): "Nomenclature of territorial units for statistics – NUTS. Statistical Regions of Europe": http://ec.europa.eu/comm/eurostat/ramon/nuts/home_regions_en.html
- Granger, C.W.J. (1993): "Strategies for modelling nonlinear relationships", *The Economic Record* 69(206), pp. 233-238.

- Greene, W.H. (1993): *Econometric analysis*, Ed. Maxwell Macmillan Internacional Publishing Group, Oxford.
- Guha, D., Banerji, A. (1998/1999): "Testing for regional cycles: a Markov-switching approach", *Journal of Economic and Social Measurement* 25(3/4), pp. 163-182.
- Hamilton, J.D. (1989): "A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle", *Econometrica* 57(2), pp. 357-384.
- Hamilton, J.D. (1994): *Time Series Analysis*, Princeton University Press.
- Hamilton, J.D. (1996): "This is what happened to the oil price-macroeconomy relationship", *Journal of Monetary Economics* 38(2), pp. 215-220.
- Hamilton, J.D. (2005): "Regime-Switching Models", Working Paper, *University of California, San Diego* (prepared for: Palgrave Dictionary of Economics).
- Hamilton, J.D. (2005): "What's real about the business cycle?" *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* 87(4), pp. 435-452.
- Hamilton, J.D., Perez-Quiros, G. (1996): "What do the leading indicators lead?", *The Journal of Business* 69(1), pp. 27-49.
- Hamilton, J.D., Raj, B. (2002): "New directions in business cycle research and financial analysis", *Empirical Economics* 27(2), pp. 149-162.
- Harding, D., Pagan, A. (2002): "Dissecting the cycle: a methodological investigation". *Journal of Monetary Economics* 49(2), pp. 365-381.
- Hereadero de Pablos, M.I. (2001): "La Organización Mundial del Comercio frente al Acuerdo General sobre Aranceles y Comercio", *Boletín Económico de ICE*, nº 2691, pp. 13-20.
- Jean Louis, R., Simons, D. (2005): "Does a North American business cycle exist?", Working Paper, *Malaspina University-College, Canada*.
- Kim, C.J. (1994): "Dynamic Linear Models with Markov-Switching", *Journal of Econometrics* 60(1/2), pp. 1-22.
- Kim, C.J., Piger, J. (2002): "Common stochastic trends, common cycles, and asymmetry in economic fluctuations", *Journal of Monetary Economics* 49(6), pp. 1.189-1.211.
- Krolzig, H.-M. (1997a): *Markov-Switching Vector Autoregressions. Modelling, Statistical Inference, and Application to Business Cycle Analysis*. Berlin: Springer.
- Krolzig, H.-M. (1997b): "International business cycles: Regime shifts in the stochastic process of economic growth. *Applied Economics Discussion Paper* 194, University of Oxford.
- Krolzig, H.-M. (1998): "Econometric modelling of Markov-switching vector autoregressions using MS-VAR for Ox", *Discussion Paper, Institute of Economics and Statistics, University of Oxford*: <http://www.economics.ox.ac.uk/hendry/krolzig>.
- Krolzig, H.-M. (2001): "Markov-switching procedures for dating the Euro-zone business cycle", *Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung*, 70(3), pp. 339-351.
- Krolzig, H.-M. (2003): "Constructing turning point chronologies with Markov-switching vector autoregressive models: the Euro-zone business cycle", Working Paper, *Department of Economics and Nuffield College, Oxford University*.
- Krolzig, H.-M., Marcellino, M., Mizon, G.E. (2002): "A markov-switching vector equilibrium correction model of the UK labour market", *Empirical Economics* 27(2), pp. 233-254.
- Krolzig, H.-M., Toro, J. (2005): "Classical and modern business cycle measurement: The European case", *Spanish Economic Review* 7(1), pp. 1-21.
- León-Ledesma, M.A., McAdam, P. (2003): "Unemployment, hysteresis and transition". *European Central Bank, Working Paper* 234.
- León-Ledesma, M.A., McAdam, P. (2004): "Unemployment, hysteresis and transition". *Scottish Journal of Political Economy*, Vol. 51, Nº 3, August.
- McQueen, G., Thorley, S. (1993): "Asymmetric business cycle turning points". *Journal of Monetary Economics*. 31(3), pp. 341-362.
- Mejía-Reyes, P. (2000): "Asymmetries and common cycles in Latin America: evidence from Markov-switching models". *Economía Mexicana. Nueva Época*, CIDE, Mexico IX(2), pp. 189-225.
- Middendorf, T., Schmidt, T. (2005): "Characterizing Movements of the U.S. Current Account Deficit", in: Alpen, D. (ed.), *INFER Studies* Vol. 11, Berlin: VWF, pp. 4-20.
- Montgomery, A., Zarnowitz, V., Tsay, R.S., Tiao, G.C. (1998): "Forecasting the U.S. unemployment rate", *Journal of the American Statistical Association*, 93(442), pp. 478-493.
- Neftci, S.N. (1984): "Are economic time series asymmetric over the business cycle?", *The Journal of Political Economy* 92(2), pp. 307-328.
- Parker, R.E., Rothman, P. (1997): "The current depth-of-recession unemployment rate forecasts", *Studies in Nonlinear Dynamics Econometrics* 2, pp. 151-158.

- Peel, D.A., Speight, A.E.H. (1998): "The nonlinear time series properties of unemployment rates: some further evidence", *Applied Economics* 30(2), pp. 287-294.
- Peel, D.A., Speight, A.E.H. (2000): "Threshold nonlinearities in unemployment rates: further evidence for the UK and G3 economies", *Applied Economics* 32(6), pp. 705-715.
- Peña, D., Rodríguez, J. (2005): "Detecting nonlinearity in time series by model selection criteria", *International Journal of Forecasting* 21, pp. 131-151.
- Potter, S.M. (1999): "Nonlinear time series modelling: an introduction", *Journal of Economic Surveys* 13(5), pp. 505-528.
- Psaradakis, Z., Spagnolo, B. (2003): "On the determination of the number of regimes in Markov-switching autoregressive models", *Journal of Time Series Analysis* 24(2), pp. 237-252.
- Rodríguez, G. (2003): "Are Canadian regional business cycles all alike?". Working Paper #0310E *Department of Economics, Faculty of Social Sciences, University of Ottawa.*
- Rodríguez, G., Sloboda, M.J. (2005): "Modelling nonlinearities and asymmetries in quarterly revenues of the US telecommunications industry". *Structural Change and Economic Dynamics* 16, pp. 137-158.
- Rothman, P. (1991): "Further evidence on the asymmetric behaviour of unemployment rates over the business cycle", *Journal of Macroeconomics* 13, pp. 291-298.
- Rothman, P. (1998): "The nonlinear time series properties of unemployment rates: some further evidence", *Applied Economics*, 30(2), pp. 287-294.
- Rothman, P. (2003): "Reconsideration of the Markov chain evidence on unemployment rate asymmetry", Working Paper, *East Carolina University.*
- Sebastián, C. (1997): "Las fluctuaciones de la economía española (1971 – 1996). Un ensayo en la teoría de ciclos", Marcial Pons, Madrid.
- Sichel, D.E. (1989): "Are business cycles asymmetric? A correction", *Journal of Political Economy* 97(5), pp. 1.255-1.260.
- Sichel, D.E. (1993): "Business cycle asymmetry: A deeper look", *Economic Inquiry* 31(2), pp. 224-236.
- Sichel, D.E. (1994): "Inventories and the three phases of the business cycle", *Journal of Business & Economic Statistics* 12(3), pp. 269-277
- Skalin, J. y Teräsvirta, T. (2002): "Modeling asymmetries and moving equilibria in unemployment rates", *Macroeconomic Dynamics* 6(2), pp. 202-241.
- van Dijk, D., T. Teräsvirta and P.H. Franses (2002): "Smooth transition autoregressive models - a survey of recent developments", *Econometric Reviews* 21, pp. 1-47

Tabla 1. Modelos Univariados MS-AR

		ESPAÑA	R1-NW	R2-NE	R3-MADRID	R4-CENTRE	R5-EAST			R6-SOUTH	R7-CANARIAS	
		MSI(2)-AR(2)	MSI(2)-AR(2)	MSI(2)-AR(5)	MSI(2)-AR(4)	MSIH(4)-AR(3)	MSIAH(3)-AR(4)			MSIH(2)-AR(5)	MSI(2)-AR(0)	
								Regimen1	Regimen2	Regimen3		
Coeficientes Estimados Intercepto	Regimen1- α_1	-0.1840	-0.3589	-0.2277	-0.4857	-0.2479	-0.3830				-0.3477	-0.4666
	(t-stat)	(-3.6074)	(-4.7176)	(-5.4749)	(-3.1894)	(-2.4547)	(-3.2416)				(-2.7908)	(-2.5280)
	Regimen2- α_2	0.3195	0.4209	0.2577	0.5951	-0.1578		0.1967			0.5585	0.4243
	(t-stat)	(4.4949)	(6.2695)	(6.0203)	(3.8659)	(-3.1245)		(1.9274)			(-3.2199)	(2.5859)
	Regimen3- α_3					0.4438				0.7454		
	(t-stat)					(5.9996)				(16.6989)		
	Regimen4- α_4					1.6600						
	(t-stat)					(3.3580)						
Coeficientes Parámetros Autorregresivos	Difr(-1)- ϕ_1	0.3970	-0.0943	0.1985	0.0234	-0.3215	0.1089	-0.1377	0.4089		-0.0321	
	(t-stat)	(3.9471)	(-1.0156)	(1.9179)	(0.2355)	(-3.7023)	(0.7243)	(-0.9723)	(7.1955)		(-0.3037)	
	Difr(-2)- ϕ_2	0.0822	0.1633	0.5515	0.1065	0.2434	-0.1856	0.0942	-0.3102		0.0991	
	(t-stat)	(0.8329)	(1.8979)	(4.6815)	(1.0657)	(3.5797)	(-1.3844)	(0.7030)	(-11.7681)		(0.9971)	
	Difr(-3)- ϕ_3			0.0438	-0.0678	0.2318	0.0580	0.1127	0.9645		-0.1638	
(t-stat)			(0.4425)	(-0.6389)	(3.9393)	(0.3881)	(1.1060)	(31.1148)		(-1.6300)		
Difr(-4)- ϕ_4			-0.4867	-0.1665		0.1192	0.4839	-0.5474		-0.1157		
(t-stat)			(-4.8357)	(-1.4958)		(0.9458)	(4.3983)	(-7.5679)		(-1.1639)		
Difr(-5)- ϕ_5			0.1724							0.3820		
(t-stat)			(1.9908)							(3.6973)		
Coeficientes Variables Dummies	Dumr(1)- ϕ_6	-0.3885	-0.7179	0.4726		0.4023						
	(t-stat)	(-1.4754)	(-1.9380)	(2.4848)		(0.9577)						
	Dumr(2)- ϕ_7			-0.9471								
	(t-stat)			(-4.6886)								
Desviación Estándar	σ	0.25826	0.36528	0.17969	0.65221							0.94036
	σ_1 -Regimen1					0.49330	0.48710				0.70297	
	σ_2 -Regimen2					0.23142		0.36500			0.52567	
	σ_3 -Regimen3					0.30615			0.048931			
	σ_4 -Regimen4					0.94487						
Log-likelihood	-16.4435	-56.8301	7.7696	-101.7931	-59.3815		-60.5165			-94.6968	-137.7751	
AIC	0.5146	1.3648	0.0920	2.3826	1.7741		1.8176			2.2978	2.9438	
HQ	0.6015	1.4517	0.2247	2.4816	2.0364		2.0815			2.4195	2.9975	
SC	0.7297	1.5799	0.4209	2.6277	2.4234		2.4711			2.5993	3.0765	
Davies test	0.0305	0.0022	0.0012	0.1137	0.0000		0.0007			0.1481	0.0685	

Tabla 2. Tests de Asimetría

	ESPAÑA	R1-NW	R2-NE	R3-MADRID	R4-CENTRE	R5-EAST	R6-SOUTH	R7-CANARIAS
NonSharpness	0.5235 [0.4694]	0.2452 [0.6205]	0.0190 [0.8905]	0.2048 [0.6509]	NA	NA	0.3869 [0.5339]	0.0018 [0.9663]
Deepness	0.8199 [0.3652]	0.2757 [0.5996]	0.0192 [0.8898]	0.2402 [0.6240]	NA	NA	0.4392 [0.5075]	0.0018 [0.9662]
Steepness	0.0000 [1.0000]	0.0000 [1.0000]	0.0000 [1.0000]	0.0000 [1.0000]	NA	NA	0.0000 [1.0000]	0.0000 [1.0000]

* Los valores entre paréntesis representan las probabilidades de la $\chi^2(1)$

** 0.0000 [1.0000] dado que $M < 3$

Tabla 3. Fechado de los Puntos de Giro de la Tasa de Desempleo

Ciclo	España*			R1 – NW [§]			R2 – NE [¥]			R3 – Madrid		
	Pico	Valle	<i>h</i>	Pico	Valle	<i>h</i>	Pico	Valle	<i>h</i>	Pico	Valle	<i>h</i>
A	[1976Q2]	1984Q4	8,50	[1976Q2]	1988Q2	12,0	[1976Q2]	1985Q2	9,00	[1976Q2]	1985Q4	9,50
B												
C							1986Q4	1987Q4	1,00			
D	1991Q1	1994Q1	3,00	1991Q1	1994Q1	3,00	1990Q3	1994Q2	3,75	1992Q1	1995Q3	3,50
E				1995Q2	1996Q2	1,00						
Ciclo	R4 – Centre [£]			R5 – East			R6 – South			R7 – Canarias		
	Pico	Valle	<i>h</i>	Pico	Valle	<i>h</i>	Pico	Valle	<i>h</i>	Pico	Valle	<i>h</i>
A	[1976Q2]	1981Q4	5,50	[1976Q2]	1985Q3	9,25	[1976Q2]	1985Q2	9,00	[1976Q2]	1986Q1	9,75
B	1983Q1	1984Q2	1,25									
C												
D	1991Q1	1993Q3	2,50	1991Q2	1993Q4	2,50	1990Q3	1993Q4	3,25	1989Q1	1993Q3	4,25
E												

Notas: [.] Periodo anterior al comienzo o al final de la muestra;
h Duración de la recesión en años;
* Variable dummie que toma valor 1 en 1977Q4
[§] Variable dummie que toma valor 1 en 1978Q4
[¥] Variables dummies que toman valor 1 en 1981Q2 y 1987Q2
[£] Variable dummie que toma valor 1 en 1984Q1

Figura 1. ESPAÑA

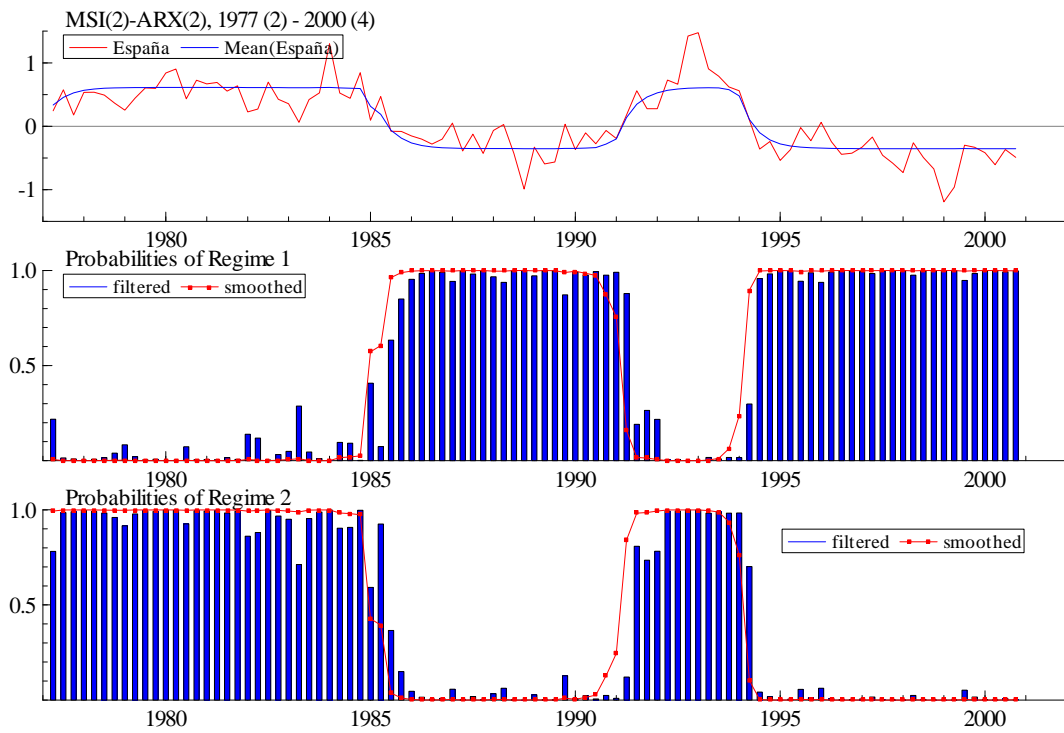


Figura 2. R1-NW

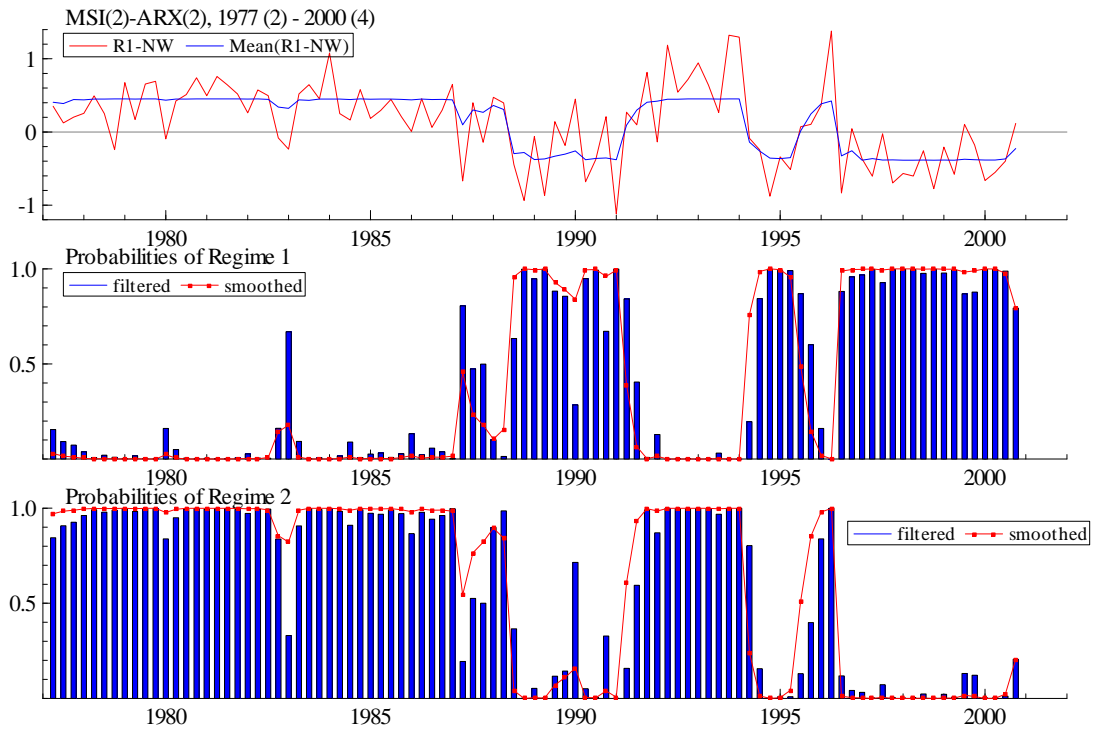


Figura 5. R4-CENTRE

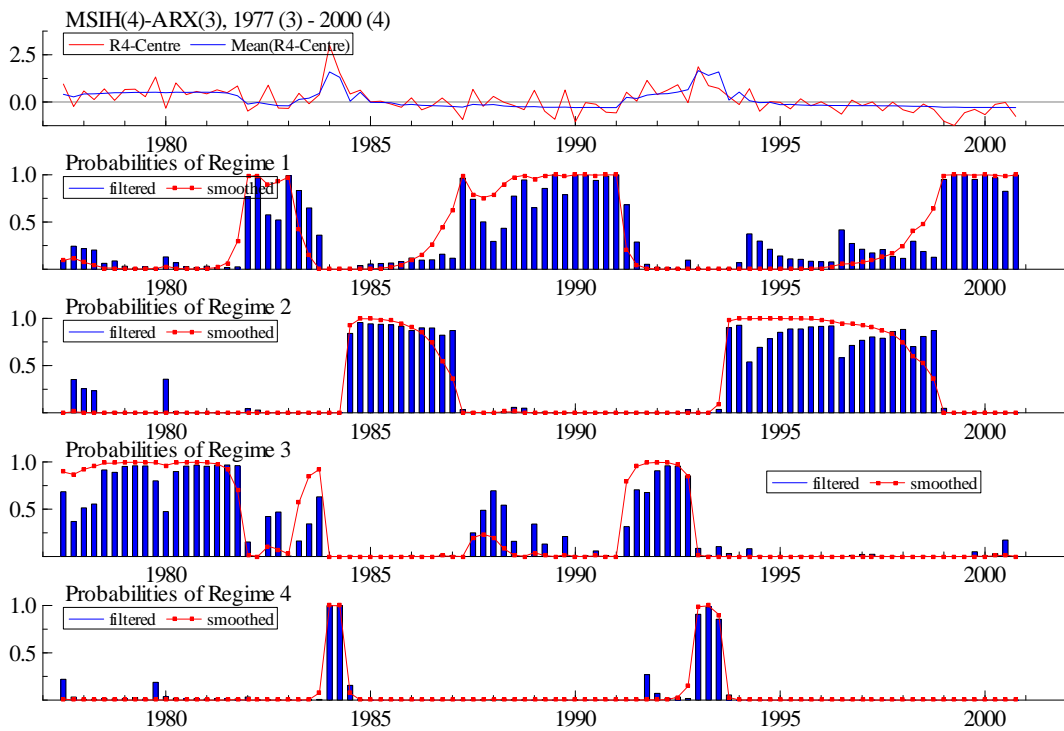


Figura 6. R5-EAST

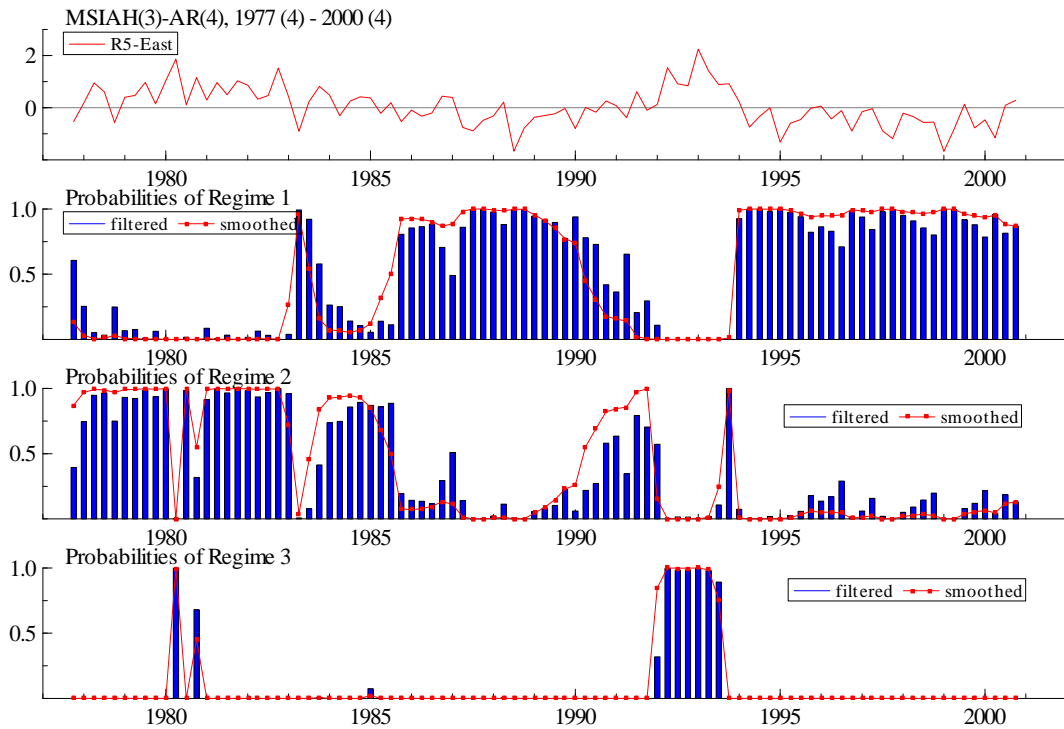


Figura 7. R6-SOUTH

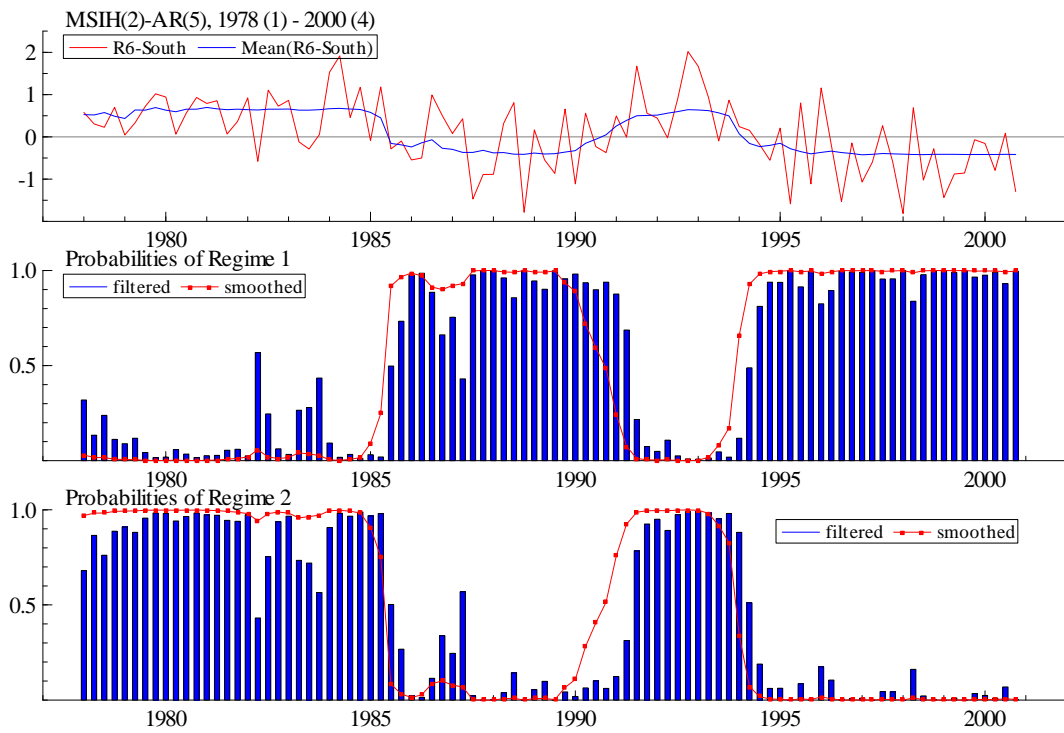


Figura 8. R7-CANARIAS

