

El ciclo del empleo en España: un análisis regional.

José Ramón Cancelo
Universidade da Coruña

Resumen

En este trabajo analizamos el ciclo del empleo en España desde la perspectiva regional con el objetivo de comparar los perfiles cíclicos del conjunto del estado y de las diecisiete comunidades autónomas. Para modelizar el ciclo ponemos el acento en los aspectos cualitativos, distinguiendo entre un régimen de expansión y uno de recesión, según el empleo esté aumentando o disminuyendo. Los resultados indican que el perfil cíclico nacional es similar al de la mayor parte de las comunidades autónomas desde mediados de los ochenta, con pequeñas diferencias que se concretan en el fechado de los puntos de giro y en la aparición esporádica de ciclos idiosincráticos. Esta situación contrasta con lo ocurrido entre 1977 y 1984, cuando se observaron grandes diferencias entre las regiones tanto en el número como en el fechado de los puntos de giro. Las medidas de asociación cíclica confirman que la mayoría de las comunidades autónomas españolas tienen ciclos muy relacionados entre sí, con la única excepción de cuatro comunidades con un perfil cíclico que se desvía de manera significativa del patrón general.

Palabras clave: Mercado de trabajo; puntos de giro; cronología cíclica; cadenas de Markov; España; economía regional; ciclos intranacionales; tablas de contingencia; extracción de señales.

Clasificación JEL: C22, E24, E32, R15

Abstract

We document the cycles in Spanish employment from a regional perspective to compare regional and national cyclical patterns. To model the cycle we put the accent on its qualitative features and consider two regimes, expansion and recession, according to whether employment is increasing or decreasing. The results indicate that the national cycle and the cycles of most regions evolve in a very similar way since mid eighties, with minor differences at the dates of the turning points and some additional short, idiosyncratic cycles in specific regions. On the contrary, between 1977 and 1984 there were major differences among regions both in the number and dates of their turning points. The measures of cyclical association confirm that most Spanish regions are cyclically related; the exception is a small group of four regions with cycles that deviate from the general pattern in a significant way.

Key words: Labour market; turning points; cyclical chronology; Markov chains; Spain; regional economics; intranational business cycles; contingency tables; signal extraction.

JEL Classification: C22, E24, E32, R15

1.- Introducción.

En los últimos años el comportamiento cíclico del mercado de trabajo ha recibido una considerable atención por parte de la literatura: Neftçi (1984), Rothman (1991) y McQueen y Thorley (1993) estudian las asimetrías cíclicas usando cadenas de Markov; Peat y Stevenson (1996), Montgomery y otros (1998) y Rothman (1998) estiman diversos modelos no lineales de series temporales y comparan su capacidad explicativa y predictiva; Bodman (1998) construye modelos univariantes con cambio de régimen e investiga si las probabilidades de transición dependen de la duración; Krolzig y otros (2000) proponen un modelo de corrección del error con cambio de régimen para el mercado de trabajo del Reino Unido; Skalin y Teräsvirta (2002) utilizan modelos no lineales de transición suave para explicar las asimetrías cíclicas y los cambios en el nivel de equilibrio; Chauvet y otros (2002) emplean un modelo factorial dinámico con cambio de régimen para extraer el componente cíclico de la tasa de paro desagregada en siete grupos de edad; etc.

Todos estos trabajos salvo Peat y Stevenson (1996) se centran en los ciclos agregados a escala nacional, ignorando la posible heterogeneidad entre las regiones de un mismo país. Si bien esta simplificación puede ser útil para dar una visión general del conjunto de la economía o para estudiar las relaciones cíclicas con otros países también considerados de forma agregada, puede llevar a confusión cuando se quiere conocer con detalle el estado cíclico del mercado de trabajo, y especialmente cuando se pretende poner en marcha un paquete de medidas de política económica para compensar los efectos adversos de un shock negativo.

Así, para que las oscilaciones cíclicas nacional y regionales sean plenamente coincidentes es necesario que los ciclos estén generados por shocks agregados (sorpresas en las políticas fiscal o monetaria, cambios en la confianza del consumidor, perturbaciones internacionales, etc.) y que los mecanismos de transmisión sean los mismos en todas las regiones. Pero en la práctica estas dos condiciones difícilmente se dan. Por un lado además de las perturbaciones de ámbito nacional encontramos shocks cíclicos específicos que actúan sobre regiones concretas: en un estudio para los Estados Unidos Clark (1998) encuentra que el 40% de la varianza

del crecimiento del empleo se debe a shocks estrictamente regionales; Rissman (1999) confirma la presencia e importancia de este tipo de shocks, aunque rebaja su aportación media al 30% de la varianza total. Por otra parte un shock puede tener efectos diferenciales sobre las distintas economías regionales aunque en su origen no esté ligado a ningún territorio en concreto, como ocurre con los shocks sectoriales que se desencadenan a escala nacional pero que afectan a las distintas regiones dependiendo de su especialización productiva. De ahí que en todas las economías desarrolladas se registren diferencias entre los perfiles cíclicos nacional y regionales.

Estas diferencias condicionan en gran medida el diseño de la política económica. Si se produce un shock agregado con efectos homogéneos sobre el territorio las medidas compensadoras han de plantearse a escala nacional; en cambio si el origen del ciclo es un shock específico que actúa sobre una región concreta las autoridades regionales están en mejor situación para poner en marcha las medidas de estabilización necesarias; y en el caso de un shock agregado con efectos asimétricos sobre las regiones puede ser conveniente combinar un conjunto básico de medidas adoptadas a escala nacional con medidas discrecionales en cada territorio, con el fin de atenuar los efectos diferenciales. Por lo tanto el diseño óptimo de la política de estabilización requiere una rápida identificación del tipo de shock y de cómo afecta a las distintas regiones, y una gran coordinación entre los distintos niveles de la administración para implementar las oportunas medidas estabilizadoras.

En este artículo analizamos el ciclo del empleo en España desde la perspectiva regional con el fin de profundizar en la relación de cada región con el total nacional y en los comovimientos interregionales. La pregunta que nos hacemos es cómo evaluar el estado cíclico del empleo en España cuando se tiene en cuenta la posible heterogeneidad regional y los efectos de shocks específicos que quedan enmascarados en la evolución del agregado. ¿El empleo español está en una fase alcista cuando el agregado nacional crece? ¿O está en una fase alcista cuando el empleo crece en la mayor parte de las regiones? ¿Son equivalentes estas dos situaciones? Si no lo son, ¿cuáles son las regiones que determinan el

perfil cíclico del agregado, y cuáles son las que más se separan de dicho perfil? Estas son las cuestiones a las que pretendemos dar una respuesta, siquiera parcial, en este trabajo.

Otro objetivo del estudio es investigar la dinámica interregional. Aun en el caso en que las fluctuaciones cíclicas tengan su origen en shocks comunes, puede ocurrir que los mecanismos de transmisión sean tales que el momento en que tienen efecto sobre el empleo sea distinto en las diferentes regiones. En ese caso cabría hablar de un proceso de difusión espacial del ciclo en el que se distinguiría entre regiones adelantadas y regiones retrasadas. En Cancelo y Uriz (1998) presentamos algunos resultados en esta línea utilizando una señal cuantitativa del ciclo, y en este trabajo exploramos la posibilidad de identificar un patrón similar a partir de indicadores de régimen.

En todo caso es inevitable que las conclusiones sean muy sensibles a la manera concreta de medir el ciclo. A diferencia de la mayor parte de los trabajos reseñados al principio de la sección, en este artículo nos centramos en sus aspectos cualitativos, un enfoque que ya aplicamos al análisis del ciclo de empleo en Andalucía (Cancelo y Uriz, 1999). Como es sabido el énfasis en lo cualitativo es una propuesta original de Burns y Mitchell (1946) para el análisis de los ciclos de la actividad económica que consiste en distinguir un número pequeño de fases, estados o regímenes; normalmente se consideran dos estados, aunque para los ciclos de actividad hay autores que creen necesario utilizar tres (Sichel, 1994), cuatro (Emery y Koenig, 1992) e incluso seis (Kontolemis, 1997). Dado que no hay razones teóricas para suponer la existencia de más de dos estados en el ciclo del empleo, ni disponemos del tamaño muestral necesario para determinar empíricamente el número de estados relevante, en este trabajo consideramos dos fases, a las que denominamos expansión y recesión y que se definen formalmente en la sección 2.

El trabajo se organiza de la siguiente manera. La sección 2 describe la metodología estadística empleada para determinar los perfiles cíclicos nacional y regionales y para analizar los comovimientos interregionales. En la sección 3 presentamos los datos, elaboramos las cronologías cíclicas y discutimos las principales características del ciclo del empleo español en el

período analizado. La sección 4 estudia los comovimientos entre pares de regiones: calculamos medidas muestrales de asociación, contrastamos la hipótesis de sincronización cíclica contemporánea y presentamos algunos resultados sobre la dinámica regional. La sección 5 resume las principales conclusiones.

2.- Metodología.

La metodología estadística se articula en cuatro etapas. En primer lugar se extrae el componente de ciclo-tendencia de las series de empleo, eliminando las perturbaciones estacionales y de carácter irregular. A continuación se identifican los puntos de giro del ciclo-tendencia y se construye un indicador binario de régimen para cada serie. El ciclo se define en niveles, de manera que el empleo está en expansión (recesión) cuando el número de empleados está aumentando (disminuyendo). Siguiendo la práctica habitual en la literatura se imponen duraciones mínimas para eliminar los cambios de régimen espurios. En la tercera etapa desarrollamos un modelo probabilístico para los indicadores binarios. El modelo incorpora las restricciones de duración mínima y proporciona el marco formal en el que contrastar algunas hipótesis relevantes. Finalmente en la cuarta etapa definimos algunas medidas de sincronización cíclica entre pares de regiones y proponemos contrastes para la significatividad de los comovimientos.

2.1 Extracción del componente ciclo-tendencia de las series de empleo.

Para extraer el ciclo-tendencia empleamos el método basado en modelos de forma reducida (Maravall, 1995), que permite diseñar filtros adaptados a las características específicas de la serie a descomponer. Sea Z_t , $t=1, \dots, T$, el logaritmo de una serie trimestral de empleo, que suponemos está generada por un modelo ARIMA de la forma

$$\phi_z(L) \Delta_z(L) Z_t = \theta_z(L) a_t \quad (1)$$

donde L es el operador de retardos; $\Delta_z(L)$ es un polinomio en L con todas sus raíces en el círculo unidad; $\phi_z(L)$ y $\theta_z(L)$ son polinomios en

L con todas sus raíces fuera del círculo unidad; y $\{a_t\}$ es un proceso ruido blanco con distribución normal y varianza σ_a^2 .

También suponemos que Z_t se puede descomponer en ciclo-tendencia (p_t), componente estacional (s_t) y componente irregular (u_t).

$$Z_t = p_t + s_t + u_t \quad (2)$$

Bajo determinadas condiciones (véase Bell y Hillmer 1984 o Maravall 1995) todos los componentes no observables siguen modelos ARIMA. En particular se tiene para el ciclo-tendencia

$$\phi_p(L) \Delta_p(L) p_t = \theta_p(L) b_t \quad (3)$$

con $b_t \sim Niid(0, \sigma_b^2)$. El estimador de p_t dado $\{\dots, Z_{t-1}, Z_t, Z_{t+1}, \dots\}$ que minimiza el error cuadrático medio viene dado por

$$\hat{p}_t = \frac{\sigma_b^2}{\sigma_a^2} \frac{\theta_p(L) \theta_p(F) \phi_z(L) \phi_z(F) \Delta_z(L) \Delta_z(F)}{\theta_z(L) \theta_z(F) \phi_p(L) \phi_p(F) \Delta_p(L) \Delta_p(F)} Z_t \quad (4)$$

donde $F=L^{-1}$ denota el operador de adelantos tal que $F^j Z_t = Z_{t+j}$. El filtro de extracción (4) combina los procesos generadores de datos del agregado y del componente no observado, y por lo tanto está específicamente diseñado para la serie concreta que se pretende descomponer.

Según (4) \hat{p}_t es una combinación lineal de los datos observados desde $t-r$ a $t+r$, donde r depende de la estructura dinámica representada en (1) y (3). Si se dispone de observaciones de 1 a T en principio sólo es posible estimar los valores del ciclo-tendencia para la parte central de la muestra, desde $t=r+1$ a $t=T-r$. Por lo tanto para obtener los estimadores en los extremos de la muestra se extiende la serie original con predicciones hacia el pasado y hacia el futuro, aunque los estimadores desde $T-r+1$ a T son provisionales y serán revisados a medida que se vayan conociendo los datos de empleo para $T+1, T+2, \dots$

En la práctica las estadísticas de empleo se ven afectadas por acontecimientos anómalos y cambios estructurales, de manera que una descripción más adecuada del proceso generador de datos

viene dada por un modelo ARIMA con análisis de intervención

$$Z_t = \sum_{i=1}^m \delta_i(L) D(t_i^*)_t + \frac{\theta_z(L)}{\phi_z(L) \Delta_z(L)} a_t \quad (5)$$

donde $D(t_i^*)_t$ es una variable artificial que indica la presencia de una anomalía en $t=t_i^*$, $\delta_i(L)$ es el correspondiente polinomio de L que modeliza su efecto dinámico sobre Z_t y m es el número de anomalías encontradas en la muestra. En ese caso el esquema (2)-(4) sigue siendo válido para la serie corregida

$$Z_t^* = Z_t - \sum_{i=1}^m \delta_i(L) D(t_i^*)_t \quad (6)$$

2.2 Construcción de indicadores cualitativos del estado del ciclo

El componente de ciclo-tendencia proporciona una señal de evolución más suave que la serie original y como consecuencia a partir de él resulta más fácil identificar los puntos de giro que señalan el final de una fase cíclica y comienzo de la siguiente. Siguiendo el enfoque clásico del ciclo donde expansiones y recesiones se corresponden con incrementos y caídas en el nivel de la variable, se definen puntos de giro provisionales a partir de los máximos y mínimos locales: decimos que hemos observado un pico en el momento t cuando $\hat{p}_{t-1} < \hat{p}_t$ y $\hat{p}_t > \hat{p}_{t+1}$, y un valle cuando $\hat{p}_{t-1} > \hat{p}_t$, $\hat{p}_t < \hat{p}_{t+1}$.

Sin embargo esta definición de los puntos de giro puede generar cambios de fase espurios si el ciclo-tendencia no es lo suficientemente suave. Estos cambios espurios se traducen en fases (de pico a valle o de valle a pico) o ciclos completos (de pico a pico o de valle a valle) demasiado cortos que no se corresponden con la definición teórica del ciclo como un componente de medio plazo. Por ese motivo todas las metodologías para la detección de puntos de giro combinan un procedimiento de suavización de los datos observados con un procedimiento de fechado que impone duraciones mínimas tanto para las fases como para los ciclos completos.

En este trabajo adaptamos los requisitos habitualmente

empleados con series mensuales a datos trimestrales: la duración mínima de una fase se fija en dos trimestres, y la de un ciclo completo en cinco trimestres. Los máximos y mínimos locales que no satisfacen estas restricciones son eliminados: si sólo hay una fase que no cumple el requisito se considera que no se ha producido un cambio de régimen; si hay dos fases consecutivas que no cumplen la duración mínima, se decide en función del valor del ciclo-tendencia en cada fase, y en caso de duda se extiende la fase anterior y se retrasa el punto de giro (Artis y otros, 1997). Además, siguiendo una recomendación de Artis y otros (1997) se añade un requisito adicional sobre la amplitud de la fase, de manera que la tasa de variación del ciclo-tendencia entre dos puntos de giro consecutivos debe ser mayor (en valor absoluto) que una desviación típica de la tasa de variación intertrimestral. Al añadir esta restricción se evita interpretar como fluctuaciones cíclicas las situaciones de estancamiento en las que el ciclo-tendencia permanece prácticamente constante.

La revisión de los estimadores provisionales del ciclo-tendencia en la parte final de la muestra es otra fuente potencial de puntos de giro espurios. Los valores provisionales pueden indicar un cambio de fase que no se ve confirmado posteriormente cuando el ciclo-tendencia se reestima sustituyendo predicciones por datos reales. En cierto sentido el problema es aún más grave al principio de la muestra, puesto que muy probablemente no será posible conseguir nuevas observaciones que extiendan la muestra hacia el pasado. De ahí que a efectos prácticos sea necesario determinar cuántos trimestres han de transcurrir para que la magnitud de las revisiones sea pequeña y la revisión de los valores del ciclo-tendencia no modifique los puntos de giro propuestos.

El método basado en modelos permite calcular las distribuciones de probabilidad de los errores de revisión, y una vez estimados los modelos de la serie observada y de sus componentes se puede calcular la varianza del error de revisión de $\hat{p}_{t|t+q}$ para cualquier valor de q . A partir de aquí en principio se podría aproximar el número de trimestres q que han de transcurrir para que el efecto del error de revisión sea

despreciable; sin embargo en la práctica el cálculo es poco fiable cuando el fechado de los puntos de giro está sujeto al cumplimiento de los requisitos de duración y amplitud mínima. En este trabajo hemos tomado $q=3$, de manera que no se permiten puntos de giro en los dos primeros o en los dos últimos trimestres de la muestra.

Una vez fechados los puntos de ciclo finales y construida la cronología cíclica definitiva, se define el indicador binario de régimen X_t de modo que $X_t=1$ (0) si el empleo está en expansión (recesión) en el trimestre t .

2.3 Un modelo probabilístico para los indicadores de régimen.

Por construcción el indicador X_t depende positivamente de su propio pasado, ya que se define a partir de una serie de ciclo-tendencia y además está sujeto a restricciones de duración mínima. Como consecuencia si se quiere analizar el grado de asociación entre dos indicadores es necesario aislar previamente la contribución de las correspondientes dinámicas univariantes.

En la literatura se emplean cadenas de Markov para modelizar la dependencia temporal univariante de indicadores binarios cuando no hay incertidumbre sobre el régimen del ciclo (Neftçi 1984, Ghysels 1994). Sin embargo estos trabajos no incorporan las restricciones de duración mínima, que cuando están presentes modifican sustancialmente el tipo de cadenas que es necesario considerar. Con las restricciones de duración mínima el orden de la cadena aumenta de manera sustancial, ya que mientras en las aplicaciones habituales (Neftçi 1984, Falk 1986, McQueen y Thorley 1993) el orden es uno o dos, la restricción sobre la duración de un ciclo completo obliga a que el orden no sea inferior a cinco. Pero además las duraciones mínimas implican que la mayoría de las probabilidades de transición son 0, 1 o no están definidas, y por lo tanto el número de parámetros libres es de hecho muy bajo en relación a los que habría que estimar en una cadena sin restricciones del mismo orden. De ahí que tengamos que considerar un tipo especial de cadena de Markov, a la que

llamamos Modelo de Duraciones Mínimas (MDM, Cancelo y Uriz 2001b), y cuyas principales características exponemos a continuación.

Sea un proceso de Markov general de dos estados, homogéneo y estacionario de orden k con 2^k probabilidades de transición dadas por

$$P(X_t = 1 | X_{t-1} = i_1, X_{t-2} = i_2, \dots, X_{t-k} = i_k) = p^{(i_1 i_2 \dots i_k)} \quad (7)$$

con $i_1, i_2, \dots, i_k = 1, 0$, y suponemos sin pérdida de generalidad que las observaciones son trimestrales. Sea una variable auxiliar k -dimensional $\alpha_t = (X_{t-1} \ X_{t-2} \dots \ X_{t-k})'$, que reúne toda la información relevante sobre el pasado y que puede tomar 2^k valores diferentes. Entonces (7) se puede reexpresar como

$$P(X_t = 1 | \alpha_t = i) = p^{(i)} \quad (8)$$

con $i = (i_1 \ i_2 \dots \ i_k)'$.

Considérense ahora las restricciones de duración mínima. Sea la duración mínima de una fase k_1 trimestres y la del ciclo completo k_2 trimestres; también sin pérdida de generalidad supondremos $k_1=2$ y $k_2=5$, los valores que consideramos en esta aplicación. Entonces $k \geq k_2 = 5$, y para facilitar la presentación en lo que sigue tomaremos $k=5$.

Una cadena de Markov general de orden 5 tiene 32 probabilidades de transición libres, pero el MDM asociado sólo tiene 8 ya que las duraciones mínimas imponen 24 restricciones. Hay 16 valores de α_t -por ejemplo $\alpha_t = (1 \ 1 \ 0 \ 1 \ 1)'$ - que son posibles en el proceso sin restringir pero que no son válidos en el MDM porque incumplen el requisito de duración mínima de la fase. Hay otros 8 valores de α_t que obligan a que X_t tome un valor concreto - $\alpha_t = (1 \ 0 \ 0 \ 0 \ 0)'$, por ejemplo- y por lo tanto no hay ninguna probabilidad que estimar. De forma más compacta los 16 valores posibles de α_t en un MDM son:

$$\alpha_t = \begin{pmatrix} \alpha_t^{(L)} \\ \text{-----} \\ \alpha_t^{(1)} \\ \text{-----} \\ \alpha_t^{(0)} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} (11111)' \\ (11110)' \\ (11100)' \\ (11000)' \\ (00111)' \\ (00011)' \\ (00001)' \\ (00000)' \\ \text{-----} \\ (11001)' \\ (10011)' \\ (10001)' \\ (10000)' \\ \text{-----} \\ (00110)' \\ (01100)' \\ (01110)' \\ (01111)' \end{pmatrix} \tag{9}$$

donde $\alpha_t^{(L)}$ denota el subconjunto de valores que dejan X_t libre, $\alpha_t^{(1)}$ el subconjunto de valores en los que se obliga a X_t a que sea igual a 1, y $\alpha_t^{(0)}$ el subconjunto que obliga a X_t a ser 0. La ecuación (8) y la clasificación (9) caracterizan la dinámica de transición de un MDM.

Desde un punto de vista teórico la inferencia es inmediata, ya que el MDM no es más que una cadena de Markov con restricciones a priori sobre las probabilidades de transición. Sea una realización finita de X_t , $\{X_t\}_{t=1}^T = \{X_1, X_2, \dots, X_T\}$; la verosimilitud para esa muestra viene dada por

$$L(\{X_t\}_{t=1}^T, P^{(0)}, \{p^{(i)}\}_i) = P^{(0)} \prod_i [p^{(i)}]^{n_1^{(i)}} [1-p^{(i)}]^{n_0^{(i)}} \tag{10}$$

para $i \in \alpha_t^{(L)}$, donde $n_1^{(i)}$ denota el número de veces en que se observa la combinación $(X_t=1, \alpha_t=i)$, $n_0^{(i)}$ se define de manera análoga y $P^{(0)}$ denota la probabilidad del estado inicial $(X_1=i_1, X_2=i_2, \dots, X_k=i_k)$. Billingsley (1961), véase también Ghysels (1994), demuestra que bajo condiciones generales los estimadores máximo-

verosímiles no dependen de $P^{(i)}$ asintóticamente, y por lo tanto coinciden con los que se derivan de la función de verosimilitud aproximada dada por

$$L(\{X_t\}_{t=1}^T, \{p^{(i)}\}_i) = \prod_i [p^{(i)}]^{n_i^{(i)}} [1-p^{(i)}]^{n_o^{(i)}} \quad (11)$$

Una vez más bajo condiciones de regularidad adecuadas Billingsley (1961) demuestra que los estimadores que se obtienen maximizando (11),

$$\hat{p}^{(i)} = \frac{n_1^{(i)}}{n_1^{(i)} + n_o^{(i)}} \quad (12)$$

cumplen que

$$\sqrt{n_1^{(i)} + n_o^{(i)}} (\hat{p}^{(i)} - p^{(i)}) \xrightarrow{d} N(0, p^{(i)}(1-p^{(i)})) \quad (13)$$

y también que $\hat{p}^{(i)}, \hat{p}^{(j)}$ son asintóticamente independientes para $i \neq j$.

En las aplicaciones empíricas es frecuente llegar a soluciones esquina, es decir que $\hat{p}^{(i)}$ sea 0 o 1 para algunos $i \in \alpha_t^{(i)}$. Este es un resultado de muestras pequeñas que surge cuando la muestra no contiene información para estimar probabilidades de transición que son muy bajas o muy altas. Sin embargo estos casos no se deben confundir con aquellas probabilidades de transición que son 0 o 1 no por una deficiencia de la muestra sino porque la propia naturaleza del modelo, y en particular las restricciones de duración mínima, imponen un valor determinado para X_t .

2.4 Modelización de los comovimientos.

2.4.1 Una medida de la sincronización contemporánea.

Para medir el grado de asociación cíclica contemporánea entre dos regiones A y B con indicadores cíclicos X_t y Y_t construimos una tabla de contingencia 2x2 y calculamos el coeficiente de contingencia corregido

$$C_{cor} = \frac{1}{\sqrt{0.5}} \sqrt{\frac{X_{ac}^2}{X_{ac}^2 + T}} \quad (14)$$

siendo T el tamaño muestral y X_{ac}^2 el estadístico chi-cuadrado para contrastar independencia

$$X_{ac}^2 = \sum_{u=0}^1 \sum_{v=0}^1 \frac{[n_{uv} - (n_u n_v / T)]^2}{n_u n_v / T} \quad (15)$$

donde $u, v=1, 0$, n_{uv} las frecuencias conjuntas, n_u y n_v las frecuencias marginales, y el subíndice ac denota asociación contemporánea.

Aunque los coeficientes muestrales C_{cor} proporcionan una primera aproximación al grado de asociación, es conveniente llevar a cabo contrastes formales para poder afirmar que existe una relación contemporánea entre los ciclos regionales. Dichos contrastes son inmediatos para muestras aleatorias simples, ya que en este caso es bien sabido que bajo la hipótesis nula (15) se distribuye chi-cuadrado con 1 grado de libertad. Sin embargo vimos en la sección 2.3 que los indicadores de régimen dependen de su propio pasado, y en Cancelo y Uriz (2001a) se muestra como la distribución de X_{ac}^2 es muy sensible a desviaciones del supuesto de observaciones independientes. En concreto cuando la dependencia univariante es positiva, en el sentido de que la variable tiende a mantenerse en el mismo mismo régimen en el que ha estado en el pasado más reciente, la distribución de X_{ac}^2 bajo la hipótesis de independencia entre X_t e Y_t se desplaza a la derecha. Así si el contraste se realiza tomando como valores críticos los de la distribución chi-cuadrado el tamaño real es mucho mayor que el nominal, lo que lleva a sobrevalorar la existencia de asociación cíclica.

Por otra parte las simulaciones de Cancelo y Uriz (2001a) también muestran que la distribución de X_{ac}^2 para los tamaños muestrales habitualmente disponibles depende de las dinámicas univariantes de X_t y de Y_t , lo que implica que para cada par de regiones es necesario considerar su propia distribución de muestras pequeñas. Vimos en la subsección 2.3 que la dinámica es demasiado compleja para que las

distribuciones se puedan calcular de forma analítica, de manera que optamos por aproximarlas por simulación. Para ello suponemos que cada indicador regional sigue un MDM y estimamos sus probabilidades de transición. A continuación simulamos la evolución del ciclo del empleo bajo el supuesto de independencia cíclica entre regiones, tomando como condiciones iniciales los regímenes observados en los primeros trimestres de la muestra y generando el resto de la serie con el correspondiente MDM. A continuación construimos las tablas de contingencia para todos los posibles pares de regiones y en cada tabla calculamos el coeficiente de contingencia corregido. El proceso se repite N veces y se tabula la distribución empírica de C_{cor} para cada par de regiones.

2.4.2 Modelización de la dinámica interregional.

Para determinar si los shocks cíclicos se transmiten de manera gradual en el espacio es necesario contrastar si los cambios de régimen en la región B son anticipados por cambios similares en la región A. Considérese la probabilidad de que Y_t tome un valor $w=0,1$ condicionada a su propia historia

$$P(Y_t = w \mid Y_{t-1} = i_1, \dots, Y_{t-k} = i_k) \quad (16)$$

y la probabilidad del mismo suceso condicionada a su propio pasado y al pasado de A,

$$P(Y_t = w \mid Y_{t-1} = i_1, \dots, Y_{t-k} = i_k, X_{t-1} = i_1', \dots, X_{t-k'} = i_{k'}) \quad (17)$$

para k y k' dados. Decimos que A no adelanta a B, o A no causa a B, si las dos probabilidades son iguales.

Dado el tamaño de la muestra disponible en este estudio desarrollamos el contraste de igualdad de las probabilidades (16) y (17) para $k=k'=1$. Sea la variable auxiliar $\beta_t = (X_{t-1} \ Y_{t-1})'$, con la que formamos la tabla de contingencia 4x2 con β_t

en filas y Y_t en columnas; sea n_{uvw} la frecuencia conjunta de $(X_{t-1}=u, Y_{t-1}=v, Y_t=w)$, $u,v,w=0,1$, y utilicemos puntos para denotar las correspondientes frecuencias marginales. Si A no adelanta a B el valor esperado de n_{uvw} es

$$E(n_{uvw}) = T \frac{n_{u.}}{T} \frac{n_{.vw}}{T} = \frac{n_{u.} n_{.vw}}{T} \quad (18)$$

y el estadístico para contrastar la hipótesis nula de no causalidad

$$X_{nc}^2 = \sum_{u=0}^1 \sum_{v=0}^1 \sum_{w=0}^1 \frac{[n_{uvw} - E(n_{uvw})]^2}{E(n_{uvw})} \quad (19)$$

Si el tamaño de la muestra está dado hay 7 parámetros libres bajo la hipótesis alternativa, en tanto que bajo la hipótesis nula la tabla queda plenamente identificada con $(2-1)+(4-1)=4$ parámetros; por lo tanto la hipótesis nula impone 3 restricciones y si los datos estuviesen generados por una muestra aleatoria simple (19) se distribuiría chi-cuadrado con 3 grados de libertad. Pero puesto que los indicadores de régimen están positivamente asociados con su propio pasado es necesario aproximar la distribución de (19) por simulación. Para ello tomamos las N historias simuladas generadas en la subsección 2.4.1 y obtenemos las distribuciones empíricas del estadístico X_{nc}^2 para cada par de regiones.

No obstante los resultados de este contraste se deben interpretar con precaución cuando se encuentra causalidad bidireccional, es decir cuando A adelanta a B y B adelanta a A. Sabemos de la sección 2.3 que X_t e Y_t siguen cadenas de Markov restringidas de orden no inferior a 5, y por lo tanto k en (16)-(17) debería ser al menos 5 para recoger toda la dependencia univariante. Como consecuencia si tomamos $k < 5$ la dinámica univariante está mal especificada y esto puede provocar un falso rechazo de la hipótesis de no causalidad.

Considérese por ejemplo la siguiente situación. Sea un par de regiones A y B con indicadores de régimen X_t e Y_t ; B adelanta a la A pero A no adelanta a B, y supongamos que la dinámica univariante de Y_t es tal que el efecto de Y_{t-2} sobre Y_t es importante. En ese caso si usamos (19) para contrastar causalidad de A a B puede ocurrir que X_{t-1} aproxime el efecto de Y_{t-2} sobre Y_t y por lo tanto que el contraste con $k=1$ indique causalidad de A a B, mientras que si se considera $k=2$ entonces la tabla de contingencia también incluye a Y_{t-2} y X_{t-1} ya no ayuda a predecir Y_t . La recomendación evidente es aumentar k , pero el número de celdas de la tabla es $4k$ y si k es mayor que 1 serían necesarias muestras mucho mayores que la nuestra para tener un número adecuado de observaciones en todas las celdas.

3.- La cronología cíclica del empleo en España.

Los datos de empleo provienen de la Encuesta de Población Activa (EPA) y se refieren al empleo no agrario, calculado como total menos agricultura tal y como se define este sector en la mencionada encuesta. La periodicidad es trimestral y la muestra se extiende desde 1977:1 a 2003:4. Se consideran en total 18 series, una para cada comunidad autónoma (Ceuta y Melilla están incluidas en Andalucía) y el total nacional.

El ciclo-tendencia se estima utilizando la opción de modelización automática de la versión DOS de los programas TRAMO y SEATS (Gómez y Maravall, 1997). En el análisis de intervención sólo se permitieron anómalos aditivos y cambios transitorios, con el fin de evitar el posible efecto distorsionador de los cambios de nivel en el fechado de los puntos de giro. Estos se determinan aplicando a la serie de ciclo-tendencia el procedimiento de fechado expuesto en la sección 2.2. El cuadro 1 presenta las 18 cronologías cíclicas.

Cuadro 1: Cronologías cíclicas del empleo en España: total nacional y por comunidades autónomas

AÑO	ANDA	ARAG	ASTU	BALE	CANA	CANT	C.LEO	C.MAN	CATA	C.VAL	EXTR	GALI	MADR	MURC	NAVA	P.VAS	RIOJ	ESPAÑA
1977								7703 P						7704 P				
1978		7801 P				7803 V	7802 V							7802 V	7804 V			
1979	7903 P		7903 V	7903 P						7902 P		7903 V		7901 P	7904 P			7903 V
1980	8003 V		8001 P		8001 P		8002 P					8004 P						8001 P
1981		8104 V	8101 V			8101 P	8101 V	8101 V					8101 V	8101 V	8103 V			8103 V
1982			8203 P	8201 V	8201 V		8201 P	8201 P					8203 P	8201 P	8201 P			
1983	8303 P	8302 P				8303 V					8304 P			8302 V				8303 P
1984			8404 V	8403 P	8401 P		8404 V	8404 V						8401 P				8404 V
														8404 V				
1985	8501 V	8501 V		8503 V	8502 V				8502 V	8501 V	8501 V	8501 V	8503 V		8502 V	8503 V	8503 P	8501 V
1986						8602 P												8601 V
						8604 V												
1987																		
1988																		
1989				8904 P	8904 P													
1990				9003 V	9003 V									9004 P				
1991		9101 P	9101 P	9102 P	9103 P	9102 P	9103 P	9104 P	9103 P	9104 P	9103 P	9104P				9104 P	9103 P	9104 P
						9104 V												
1992	9201 P					9203 P							9202 P		9202 P			
1993	9304 V			9301 V	9301 V					9304 V				9304 V	9301 V			
1994	9402 V	9401 V				9401 V		9402 V	9401 V		9404 V	9401 V	9401 V			9401 V	9401 V	9401 V
1995			9504 P			9501 P	9502 V											
1996						9602 V												
1997			9702 V															
1998																		
1999																		
2000																		
2001															0101 P			
															0103 V			
2002																		
2003																		

Atendiendo al fechado de los puntos de giro podemos distinguir cuatro grandes periodos entre 1977 y 2003. El primero abarca desde 1977 a 1984 y refleja los efectos de la transición política y del segundo

shock petrolífero sobre el mercado de trabajo. Si bien todas las comunidades autónomas salvo Baleares, Canarias y Extremadura pierden empleo en este periodo, los perfiles cíclicos regionales son muy heterogéneos. Así por ejemplo el número de puntos de giro en estos ocho años varía desde ninguno en Cataluña o el País Vasco hasta los ocho de Murcia, y nueve comunidades autónomas tienen entre 3 y 5 puntos de giro. Esta heterogeneidad se hace aún más evidente cuando se comparan los perfiles regionales con el nacional, ya que en este último no se detecta ningún punto de giro.

Como consecuencia esta etapa se caracteriza por grandes diferencias entre los ciclos regionales, de manera que los componentes idiosincráticos parecen haber dominado a los factores que operan a escala nacional. Por otra parte, y puesto que en este período abundan los shocks agregados, los resultados parecen indicar que las diferencias interregionales se explican principalmente por respuestas asimétricas a shocks comunes, más que por la ocurrencia de shocks específicos que actuaron sobre regiones concretas.

El segundo período comprende la gran expansión de la segunda mitad de los ochenta y principios de los noventa, un comportamiento que en lo esencial es el mismo para todas las regiones y que también comienza de manera más o menos simultánea en todo el territorio español. El valle que marca el final del período anterior se fecha en 1985:1 para el conjunto nacional; se adelanta un trimestre en Asturias, Castilla y León, Castilla - La Mancha y Murcia; y se observa entre 1985:1 y 1985:3 en casi todas las demás comunidades excepto La Rioja y Cantabria, donde se registran ciclos muy cortos en 1985 y 1986 que hacen que esta etapa comience con cierto retraso en relación al resto de España. A partir de este momento todas las regiones entran en una larga fase de creación de empleo que en general dura hasta 1991, con la única excepción de Baleares y Canarias; estas comunidades experimentan una breve recesión en 1990 que muy probablemente se explica por la sobrevaloración de la peseta y sus consecuencias sobre el sector turístico.

El fin de esta etapa expansiva también ocurre aproximadamente a la vez en todas las regiones. Las primeras comunidades en las que se empieza a destruir empleo son Murcia (pico en 1990:4), Aragón y Asturias (1991:1). Con un máximo de dos trimestres de diferencia respecto al total nacional (pico en 1991:4) están todas las demás

regiones salvo Cantabria, que vuelve a presentar un ciclo corto justo antes del pico que marca el fin de la gran expansión.

En definitiva este segundo período se caracteriza por un comportamiento bastante homogéneo desde el punto de vista territorial. La fase expansiva duró alrededor de siete años (entre 25 y 28 trimestres) en 11 regiones españolas. Las excepciones, todas con una duración más breve, son La Rioja (22 trimestres), Aragón (24), Murcia (24) y las tres comunidades que experimentan una breve recesión durante estos años, Baleares (20), Cantabria (21) y Canarias (22).

El tercer período está asociado a la crisis económica de los años 1992 y 1993. Si la fase recesiva comenzó de manera casi simultánea en todas las regiones, también acabará casi a la vez en la mayoría: el valle se fecha entre 1993:4 y 1994:2 en 12 comunidades (1994:1 en España). Las excepciones son Baleares, Canarias y Navarra, donde el punto de giro se observa ya en 1993:1, posiblemente en el caso de los archipiélagos como consecuencia de la devaluación de la peseta en el último trimestre de 1992; y Extremadura y Castilla y León, donde no se empieza a crear empleo hasta 1994:4 y 1995:2 respectivamente.

El comportamiento cíclico es algo más heterogéneo si se atiende al número de trimestres que el empleo ha estado en recesión. El caso más extremo es Navarra, una de las últimas regiones en entrar en recesión y la primera en salir de ella, de modo que la fase recesiva solamente duró tres trimestres. En el otro extremo está Castilla y León, donde la recesión duró casi cuatro años completos. Entre ambas están Canarias y Cantabria (6 trimestres), Andalucía, Baleares y Madrid (7), la Comunidad Valenciana (8), Galicia, el País Vasco y el total español (9), Castilla - La Mancha, Cataluña y La Rioja (10), Asturias y Murcia (12), y finalmente Aragón y Extremadura (13). Nótese que en esta tercera etapa las diferencias entre regiones son mayores que en la segunda, a pesar de que esta última fue mucho más larga.

Por último el cuarto período se extiende desde mediados de los noventa hasta el final de la muestra, y se caracteriza por ser la etapa en la que se ha creado empleo durante más tiempo y de manera más intensa. Todas las comunidades autónomas han estado en expansión durante los nueve años que van desde 1995 a 2003 salvo Asturias, en recesión durante seis trimestres en 1996-1997; Cantabria, con una recesión de cinco trimestres en 1995-1996; y Navarra, con una recesión

muy breve pero intensa en 2001. Es de destacar que casi todas las comunidades siguieron creando empleo en la parte final de la muestra, cuando muchas de las economías de nuestro entorno entraron en recesión y la propia economía española redujo de manera significativa su tasa de crecimiento. Si bien es cierto que en muchas regiones se observa un estancamiento e incluso caídas puntuales en el nivel de empleo en los años 2001 y 2002, sólo en Navarra el efecto ha sido suficientemente importante para inducir un cambio en la fase del ciclo según los criterios definidos en la subsección 2.2.

En resumen, de esta panorámica se desprende que desde mediados de los años ochenta el perfil cíclico nacional es similar al de la mayor parte de las regiones. Las principales discrepancias se concentran en las fechas de los puntos de giro y pueden explicarse por el hecho de que unas comunidades autónomas reaccionen más rápidamente que otras a los shocks agregados, pero también pueden deberse a la variabilidad muestral de la EPA o a la metodología empleada para fechar los picos y valles.

El parecido es mucho menor para regiones concretas y en la primera parte del intervalo temporal considerado. Las comunidades autónomas muy dependientes del turismo extranjero presentan ciclos específicos, causados por shocks agregados que inciden de manera especial en estas regiones como consecuencia de su especialización productiva. Cantabria también tiene sus propios ciclos que la alejan del patrón general. Finalmente habría que añadir a Extremadura, con una evolución cíclica contraria a la del resto del estado entre 1977 y 1983 y una larga recesión en los primeros años noventa.

Respecto a lo ocurrido entre 1977 y 1984, en estos años el comportamiento cíclico a escala regional es mucho más diverso de lo que se desprende del seguimiento del empleo nacional: las regiones tienen más puntos de giro, las diferencias entre el número y posición de estos puntos de giro son marcadas, y como consecuencia la sincronización de los ciclos es mucho menor en esta primera etapa que en el resto de la muestra. Esta variedad de los ciclos regionales pasa inadvertida cuando sólo se considera la evolución del agregado, ya que según éste el empleo español siempre estuvo en recesión durante este período.

Para completar el análisis en el cuadro 2 se recogen algunas medidas que aportan información adicional sobre las cronologías regionales: el número de puntos de giro (picos y valles); la proporción

muestral de trimestres en expansión; la tasa media de crecimiento en expansión (calculada como la media del crecimiento intertrimestral del ciclo-tendencia tomando sólo los trimestres en los que el empleo está en expansión), que constituye un indicador de la velocidad a la que se crea empleo en las fases alcistas del ciclo; la tasa media de crecimiento en recesión, definida de manera análoga y que mide la velocidad a la que se destruye empleo en las recesiones; el diferencial de crecimiento, calculado como la tasa media de crecimiento en expansión menos la tasa media de crecimiento en recesión (en valor absoluto); y la amplitud del ciclo, que se aproxima por la diferencia entre las dos tasas medias de crecimiento con sus signos verdaderos. En los cálculos se ha considerado toda la muestra porque la práctica habitual de calcular medias solamente sobre ciclos completos distorsiona los resultados en algunas comunidades autónomas. También se ha incluido en el cuadro el crecimiento acumulado del empleo no agrario en el periodo analizado, calculado como media de 2003 sobre media de 1977.

Cuadro 2: Principales características de los ciclos regionales y crecimiento acumulado en el período

CCAA	Puntos de giro		Trimestres en expansión (%)	Tasa de crecimiento medio %			Amplitud del ciclo %	Crecimiento del empleo 2003/1977 (%)
	Picos	Valles		En expansión	En recesión	Diferencial		
ANDA	3	3	84,3	0,92	-1,04	-0,12	1,96	88,6
ARAG	3	3	67,6	0,82	-0,72	0,10	1,54	38,5
ASTU	4	5	61,1	0,69	-0,57	0,12	1,26	20,5
BALE	4	4	80,8	1,08	-0,86	0,22	1,94	97,9
CANA	4	4	79,6	1,29	-1,07	0,22	2,36	131,0
CANT	5	6	70,4	0,98	-0,92	0,06	1,90	54,6
C.LEO	3	4	67,6	0,72	-0,40	0,32	1,12	47,2
C.MAN	3	3	67,6	0,97	-0,58	0,39	1,55	62,5
CATA	1	2	59,3	0,96	-0,57	0,39	1,53	41,4
C.VAL	2	2	71,3	0,95	-0,67	0,28	1,62	64,5
EXTR	2	2	83,3	0,99	-1,67	-0,68	2,66	75,2
GALI	2	3	65,7	0,84	-0,58	0,26	1,42	45,3
MADR	2	3	66,7	0,90	-0,59	0,31	1,49	52,7
MURC	5	5	72,2	1,20	-0,86	0,34	2,06	89,2
NAVA	3	4	69,4	0,88	-0,62	0,26	1,50	54,9
P.VAS	1	2	59,3	0,76	-0,53	0,23	1,29	27,8
RIOJ	4	5	68,5	0,95	-0,95	0,00	1,90	44,2

El número de puntos de giro pone de manifiesto que mientras Cataluña y el País Vasco tienen ciclos muy largos las comunidades más pequeñas (en concreto Cantabria, Murcia, Asturias y Rioja) tienden a ciclos cortos. Cataluña y el País Vasco también son las regiones en las que el empleo estuvo menos tiempo en expansión (64 trimestres, un 59.3% del total), mientras que en el otro extremo están Andalucía (84.3%) y Extremadura (83.3%). Las comunidades que crean más empleo en las fases alcistas del ciclo son Canarias y Murcia, con tasas medias del 1.29% (5.3% en tasa anual) y 1.2% (4.9%) respectivamente; en el otro extremo aparecen Asturias y Castilla y León, donde el empleo crece por debajo del 3% anual. En las fases de recesión Extremadura aparece claramente destacada, ya que en media se destruye empleo al 1.67% (6.5% de caída en tasa anual); sin embargo conviene precisar que esta media está muy influida por la recesión de la primera mitad de los ochenta, cuya magnitud puede deberse en parte al proceso de homogeneización de la serie para acomodar el cambio en la metodología de la EPA que se produce en estos años. Finalmente las regiones con ciclos más acusados son Extremadura y Canarias, en tanto que Castilla y León y Asturias son las que tienen ciclos más suaves. Como se puede comprobar hay algunos nombres que se repiten, lo que implica que estas regiones presentan comportamientos cíclicos específicos que pueden requerir actuaciones discrecionales por parte de las autoridades económicas.

Un último aspecto a considerar es la relación entre ciclo y evolución a largo plazo. Al calcular los coeficientes de correlación de las distintas medidas resumen del ciclo presentadas en el cuadro 2 con el crecimiento del empleo entre 1977 y 2003, se obtienen correlaciones del 0.82 para el porcentaje de trimestres en expansión, 0.87 para la tasa media de crecimiento en expansión y -0.55 para la tasa media de crecimiento en recesión. Los signos de las correlaciones son los esperados: cuanto más tiempo pase una región en expansión, mayor sea la tasa de creación de empleo en la fase alcista, o menor sea la tasa de destrucción de empleo en recesión, más empleo creará a largo plazo. Sin embargo es de destacar que (en valor absoluto) la correlación con la tasa media de crecimiento en expansión es mayor que con la tasa media de crecimiento en recesión, lo que indica que para crear empleo a largo plazo es más importante crecer rápidamente cuando se está en expansión que destruir menos empleo cuando se está en recesión.

También es de reseñar que la correlación entre el crecimiento acumulado del empleo y la amplitud del ciclo es de 0.74, lo que pone de manifiesto que las regiones con ciclos más acusados, donde se dan las mayores diferencias entre

las tasas de creación y de destrucción del empleo, son las que crean más empleo a largo plazo. Sin necesidad de entrar en el análisis individual de cada caso se puede comprobar que dos de las tres regiones con un ciclo más marcado (Canarias y Murcia) están entre las tres que crearon más empleo; y que dos de las tres regiones con ciclos menos acusados (País Vasco y Asturias) están entre las tres con menor crecimiento del empleo entre 1977 y 2003.

4.- Comovimientos interregionales.

En el cuadro 3 se recogen los coeficientes de contingencia corregidos que miden el grado de asociación cíclica contemporánea entre pares de regiones. Aunque dicho coeficiente no proporciona información sobre el signo de la asociación es de esperar que no haya regiones con asociación negativa. Para confirmar este punto hemos calculado también el coeficiente Q de Yule y sólo en una ocasión obtuvimos un coeficiente negativo, que además resultó ser prácticamente nulo (Andalucía - Cantabria, $Q=-0.006$).

Cuadro 3: Asociación cíclica contemporánea: coeficientes de contingencia corregidos para pares de regiones

	ANDA	ARAG	ASTU	BALE	CANA	CANT	C.LEO	C.MAN	CATA	C.VAL	EXTR	GALI	MADR	MURC	NAVA	PVAS	RIOJ
ANDA	--	0.749*	0.508*	0.503*	0.540*	0.003	0.533*	0.700*	0.654*	0.796*	0.750*	0.508*	0.688*	0.659*	0.497*	0.654*	0.605*
ARAG		--	0.713*	0.619*	0.617*	0.220	0.534*	0.814*	0.822*	0.774*	0.672*	0.713*	0.729*	0.715*	0.525*	0.790*	0.796*
ASTU			--	0.171	0.290	0.474*	0.713*	0.783*	0.773*	0.545*	0.475	0.749*	0.799*	0.696*	0.592*	0.740*	0.800*
BALE				--	0.907*	0.061	0.149	0.279	0.545*	0.630*	0.329	0.247	0.325	0.484*	0.374	0.545*	0.357
CANA					--	0.034	0.329	0.329	0.601*	0.675*	0.515*	0.422	0.314	0.472*	0.483*	0.551*	0.525*
CANT						--	0.544*	0.335	0.583*	0.357	0.128	0.647*	0.372	0.319	0.428	0.538*	0.354
C.LEO							--	0.780*	0.757*	0.655*	0.721*	0.750*	0.691*	0.674*	0.661*	0.722*	0.684*
C.MAN								--	0.880*	0.809*	0.562	0.818*	0.862*	0.826*	0.702*	0.880*	0.761*
CATA									--	0.859*	0.511	0.929*	0.892*	0.747*	0.825*	0.980*	0.838*
C.VAL										--	0.559	0.782*	0.682*	0.777*	0.688*	0.859*	0.582*
EXTR											--	0.537*	0.426	0.512	0.189	0.452	0.576*
GALI												--	0.803*	0.598*	0.747*	0.929*	0.801*
MADR													--	0.659*	0.797*	0.918*	0.781*
MURC														--	0.521*	0.709*	0.601*
NAVA															--	0.825*	0.635*
PVAS																--	0.808*
RIOJ																	--

Nota: * Denota coeficiente significativo al 5% según la distribución empírica de C_{cor} para ese par de regiones.

Para contrastar la hipótesis de ausencia de asociación derivamos la distribución empírica de C_{cor} para cada par de regiones de la manera descrita en la subsección 2.4. Para ello comenzamos estimando un modelo de duraciones mínimas para cada comunidad autónoma. Las probabilidades de transición estimadas se presentan en el cuadro 4, donde se comprueba que no hay información suficiente en la muestra para estimar muchas de estas probabilidades y esto da lugar a las soluciones esquina de las que hablamos en su momento. Esta abundancia de soluciones esquina implica que se incumplen las condiciones de regularidad que permiten aproximar (10) por (11) y por lo tanto que para obtener los estimadores por máxima-verosimilitud exacta habría que considerar la probabilidad del estado inicial; sin embargo, y dados los fines de este estudio, decidimos no profundizar en esta línea y calcular las probabilidades del cuadro 4 con los estimadores definidos en (12).

Cuadro 4: Modelos de Duración Mínima para los indicadores de régimen: probabilidades de transición para el estado de expansión

$(X_{t-1}, X_{t-2}, \dots, X_{t-5})'$	(11111)'	(11110)'	(11100)'	(11000)'	(00111)'	(00011)'	(00001)'	(00000)'
ANDA	0,9595	1	1	1	0	0	0,3333	0,4000
ARAG	0,9464	1	1	1	0	0	0	0,1304
ASTU	0,9362	1	1	0,8000	0	0	0,2500	0,1818
BALE	0,9531	1	0,7500	1	0	0,2500	0,3333	0,2222
CANA	0,9538	0,7500	1	1	0	0,2500	0	0,4286
CANT	0,9423	0,8000	0,8333	1	0,4000	0	0	0,3333
C.LEO	0,9643	0,7500	1	1	0	0,3333	0	0,1500
C.MAN	0,9825	0,6667	1	1	0	0	0	0,1304
CATA	0,9818	1	1	1	0	0	0	0,0556
C.VAL	0,9688	1	1	1	0	0	0	0,0870
EXTR	0,9740	1	1	1	0	0	0	0,2000
GALI	0,9655	1	1	1	0	0	0	0,1200
MADR	0,9661	1	1	1	0	0	0	0,1250
MURC	0,9818	0,6667	0,6000	1	0,2000	0,2500	0	0,2308
NAVA	0,9643	0,7500	1	0,7500	0,3333	0,3333	0	0,1875
P.VAS	0,9818	1	1	1	0	0	0	0,0556
RIOJ	0,9643	1	0,7500	0,7500	0,3333	0	0	0,2500

A continuación simulamos 20.000 historias de 17 regiones con 108 observaciones, calculamos los 20.000 coeficientes de contingencia corregidos para cada par de regiones, y obtenemos los percentiles 90, 95 y 99 de cada distribución; todo el proceso se

ha programado en Matlab. Para simplificar la presentación tomamos Madrid como referencia y solamente mostramos los valores críticos para esta región, véase la primera parte del cuadro 5. Si nos centramos en el valor crítico correspondiente a un nivel de significación del 5% podemos observar que oscila entre 0.457 (Madrid - Canarias) y 0.675 (Madrid - Cataluña), lo que confirma que para el tamaño de muestra que manejamos en este trabajo la distribución de C_{cor} es sensible a la dinámica univariante de los indicadores de régimen. También se observa que cuanto mayor sea la dependencia positiva de cada indicador respecto de su propio pasado mayor es el desplazamiento a la derecha de la distribución, compárense en el cuadro 4 las probabilidades de transición estimadas para Canarias y Cataluña. Volviendo al cuadro 5, en todos los casos el valor crítico es mucho mayor que el que se deriva de la distribución chi-cuadrado, lo que pone de manifiesto la necesidad de aplicar el instrumental estadístico desarrollado en las subsecciones 2.3 y 2.4 si se quiere llevar a cabo un contraste formal de independencia entre los indicadores cíclicos regionales.

Cuadro 5: Valores críticos calculados a partir de las distribuciones empíricas de C_{cor} y χ^2_{nc} : resumen de los resultados para Madrid

CCAA	Asociación contemporánea			Contrastes de causalidad					
	Coeficiente de contingencia corregido			Madrid adelanta a CCAA			CCAA adelanta a Madrid		
	10%	5%	1%	10%	5%	1%	10%	5%	1%
ANDA	0,395	0,462	0,570	11,3	15,9	24,9	12,2	15,9	24,5
ARAG	0,476	0,545	0,653	16,3	22,0	33,1	16,2	21,5	33,2
ASTU	0,468	0,539	0,679	16,3	21,8	37,5	16,0	21,3	37,3
BALE	0,416	0,479	0,607	12,8	17,0	28,7	12,8	17,1	28,1
CANA	0,402	0,457	0,576	11,8	15,5	26,3	12,0	15,7	26,0
CANT	0,435	0,511	0,642	14,1	19,9	32,8	14,1	19,1	32,0
CLEO	0,510	0,589	0,731	19,1	25,6	44,1	18,8	25,9	43,6
C.MAN	0,486	0,566	0,697	15,6	21,9	38,2	15,8	21,7	38,1
CATA	0,592	0,675	0,804	25,2	34,6	55,9	24,9	34,3	57,7
CVAL	0,507	0,580	0,708	17,5	23,8	40,0	17,5	23,4	38,8
EXTR	0,446	0,517	0,667	13,9	19,3	33,8	14,2	19,3	34,7
GALI	0,537	0,620	0,762	20,9	29,1	49,2	21,0	28,9	49,6
MURC	0,437	0,503	0,642	12,9	17,7	31,6	12,6	17,8	30,4
NAVA	0,510	0,594	0,732	18,6	26,4	42,6	17,9	25,7	40,9
PVAS	0,598	0,673	0,816	25,1	33,4	57,1	25,2	34,3	56,2
RIOJ	0,491	0,577	0,723	18,4	26,0	43,3	17,9	25,2	41,6
χ^2	0,221	0,262	0,340	6,3	7,8	11,3	6,3	7,8	11,3

Nota: distribuciones empíricas basadas en 20.000 repeticiones para un tamaño muestral de 108 observaciones; χ^2 recoge los valores críticos para muestras aleatorias simples calculados a partir de la distribución chi-cuadrado.

En el cuadro 3 hemos señalado los coeficientes significativos al 5%. En 32 de las 136 posibles combinaciones entre pares de comunidades autónomas no se rechaza la hipótesis de independencia, casi la cuarta parte (23.5%) del total. Estos resultados de no rechazo se concentran en tres regiones, Cantabria, Extremadura y Baleares. En Cantabria encontramos ausencia de asociación cíclica contemporánea con otras once comunidades, y el ciclo del empleo cántabro sólo aparece relacionado con los ciclos de las regiones más cercanas (Asturias, Castilla y León, Galicia, País Vasco) y de Cataluña. Extremadura no está asociada con otras diez regiones y el perfil cíclico del empleo extremeño sólo guarda relación con los de Andalucía, Aragón, Canarias, Castilla y León, Galicia y La Rioja. Por último Baleares es independiente de nueve regiones y sólo encontramos asociación significativa con las comunidades más cercanas (Aragón, Cataluña, Comunidad Valenciana, Murcia), Andalucía, Canarias y el País Vasco. Conviene destacar asimismo que no se rechaza la ausencia de asociación contemporánea de los ciclos extremeño y balear con el ciclo nacional.

A esta lista se puede añadir Canarias, cuyo ciclo del empleo no está plenamente sincronizado con los de las demás comunidades autónomas españolas al no rechazarse la hipótesis nula en seis ocasiones. En todos los 32 pares en los que no se rechaza la ausencia de asociación contemporánea aparecen Baleares, Canarias, Cantabria o Extremadura, de manera que en todas las posibles combinaciones que se pueden construir con las otras trece comunidades autónomas se encuentra sincronización contemporánea entre los ciclos regionales.

Por lo que respecta a la dinámica interregional el cuadro 6 muestra los valores del estadístico para contrastar la hipótesis de que la comunidad autónoma que aparece en filas no adelanta a la comunidad en columnas. Los valores críticos se han calculado de la manera descrita en la subsección 2.4, y a modo de ejemplo en la segunda parte del cuadro 5 resumimos los resultados para las combinaciones en las que interviene Madrid. En el cuadro 6 aparecen señalados los valores del estadístico que son significativos al 5%.

A grandes rasgos los resultados son muy similares a los que se obtuvieron al estudiar la sincronización contemporánea. La hipótesis nula de no causalidad se rechaza para 63 de las 272 posibles combinaciones (23.2%). En todos los casos menos uno

están presentes Baleares, Canarias, Cantabria o Extremadura: Baleares no adelanta a 8 regiones y no es adelantada por 11; Canarias no adelanta a 7 y no es adelantada por 6; Cantabria no adelanta a 10 y no es adelantada por 11; y Extremadura no adelanta a 8 y no es adelantada por 9. Por lo tanto aquí también se observa que de las cuatro regiones especiales Cantabria es la que tiene menos relaciones estadísticamente significativas con el resto y Canarias la que más. Respecto al otro no rechazo, Andalucía no adelanta a Galicia, todo parece indicar que es lo que en estadística se denomina un error de tipo II, es decir un falso no rechazo de la hipótesis nula debido a la variabilidad muestral.

Cuadro 6: Dinámica interregional: estadístico X^2_{nc} para contrastar la hipótesis de que la región en filas no adelanta a la región en columnas

	ANDA	ARAG	ASTU	BALE	CANA	CANT	C.LEO	C.MAN	CATA	C.VAL	EXTR	GALI	MADR	MURC	NAVA	P.VAS	RIOJ
ANDA	--	42,15*	17,83*	17,25*	25,13*	1,42	19,89*	35,01*	31,28*	52,81*	45,24*	15,74	41,58*	30,79*	22,07*	31,28*	21,20*
ARAG	50,60*	--	37,07*	36,27*	36,58*	6,78	21,23*	54,24*	59,05*	52,96*	38,33*	44,66*	39,83*	38,07*	18,57*	52,82*	57,27*
ASTU	22,30*	47,96*	--	5,42	7,40	16,59*	39,19*	50,87*	49,21*	23,48*	23,21*	47,71*	51,51*	37,90*	25,07*	43,73*	54,10*
BALE	16,08*	25,70*	2,03	--	79,82*	1,54	13,99	10,68	23,50*	28,34*	7,27	11,38	9,00	14,38	18,12*	23,50*	15,90*
CANA	19,01*	25,74*	5,36	76,16*	--	1,48	12,02	13,44	23,49*	33,80*	16,50	20,27*	7,04	13,50	19,06*	26,55*	17,23*
CANT	0,05	5,19	17,98*	2,49	0,86	--	22,25*	18,51*	25,36*	7,86	2,92	30,72*	8,88	6,80	11,05	21,40*	8,73
C.LEO	20,26*	21,83*	36,73*	1,78	7,95	22,82*	--	51,82*	43,06*	30,46*	40,31*	51,32*	40,17*	34,49*	36,42*	41,44*	35,17*
C.MAN	44,65*	60,71*	50,74*	6,52	8,94	6,72	47,37*	--	68,13*	54,37*	26,80*	55,40*	71,66*	61,29*	39,95*	68,13*	46,81*
CATA	35,22*	58,43*	47,42*	20,87	24,41*	22,25*	45,82*	78,27*	--	68,32*	17,22	87,87*	78,27*	48,79*	61,21*	104,93*	60,26*
C.VAL	60,30*	46,55*	21,28*	29,60*	35,46*	11,29	33,85*	53,05*	67,55*	--	21,09	48,73*	41,50*	48,39*	43,10*	67,55*	24,09*
EXTR	43,37*	32,08*	13,77	6,17	18,42*	1,63	39,27*	23,36*	16,32	27,59*	--	22,68*	13,11	16,57	2,35	18,87	21,22*
GALI	23,21*	39,99*	42,07*	3,99	10,75	30,71*	42,19*	58,24*	82,06*	48,27*	19,15	--	58,14*	33,80*	44,45*	82,06*	50,59*
MADR	35,91*	44,85*	50,63*	6,81	6,35	8,31	33,74*	64,58*	70,92*	33,78*	11,34	52,85*	--	35,51*	51,17*	77,99*	55,19
MURC	33,67*	56,26*	43,54*	23,19*	17,92*	12,24	36,37*	56,43*	49,61*	55,10*	21,86*	31,76*	38,70*	--	22,50*	43,76*	27,20*
NAVA	15,14*	21,21*	25,82*	9,81	15,90*	12,86	30,39*	35,36*	55,40*	33,59*	2,37	44,86*	53,93*	18,80*	--	59,86*	30,89*
P.VAS	35,22*	52,07*	41,98*	19,22	19,69*	19,61*	40,25*	72,28*	98,90*	63,41*	12,95	82,34*	84,37*	43,24*	61,21*	--	57,59*
RIOJ	27,09*	59,19*	50,41*	10,22	21,15*	7,63	33,12*	47,90*	58,31*	28,09*	28,12*	58,35*	48,39*	28,22*	27,07*	56,23*	--

Nota: * denota coeficiente significativo al 5% según la distribución empírica de X^2_{nc} para ese par de regiones.

En todas las combinaciones en las que no aparece alguna de las cuatro comunidades especiales -con la excepción ya apuntada de Andalucía y Galicia- siempre se detecta causalidad bidireccional, es decir A adelanta a B y B adelanta a A. Como se explicó en su momento este resultado puede indicar que los mecanismos de transmisión por

lo cuales los shocks cíclicos se distribuyen en el espacio son bastante complejos; pero también puede explicarse por haber infraparametrizado la dinámica univariante en (18)-(19), con la consecuencia de que el contraste tiende a confundir dependencia univariante del propio pasado con dependencia dinámica interregional. Con la información muestral disponible no es posible discriminar entre estas dos posibles explicaciones de los resultados y por lo tanto este tema queda abierto para una investigación posterior.

5.- Conclusiones.

En este trabajo hemos analizado las relaciones de los ciclos del empleo no agrario de las diecisiete comunidades autónomas españolas entre sí y con el ciclo nacional. Puesto que las fluctuaciones cíclicas pueden ser el resultado de shocks agregados que se distribuyen de manera uniforme sobre el territorio, *shocks* específicos que sólo afectan a regiones concretas, o *shocks* agregados con efectos asimétricos sobre las distintas regiones, es de esperar que no haya una correspondencia exacta entre los ciclos de empleo nacional y regionales, lo que a su vez condiciona las medidas de política económica a implementar para compensar los efectos adversos de un shock.

Nuestra caracterización del ciclo pone el acento en los aspectos cualitativos, de manera que no se trata de detectar pequeñas variaciones en un indicador cuantitativo sino de definir el régimen cíclico en que se encuentra el empleo en un momento dado. Dadas las limitaciones de la información muestral hemos considerado dos regímenes, expansión y recesión, según el empleo esté aumentando o disminuyendo. Con esta premisa hemos desarrollado una metodología que se articula en cuatro etapas: extracción de un componente de ciclo-tendencia; fechado de los puntos de giro para definir la cronología cíclica y construir los consiguientes indicadores binarios del estado del ciclo; modelización del proceso generador de los indicadores de régimen usando cadenas de Markov que incorporan las restricciones de duración mínima; y cálculo de medidas de asociación cíclica contemporánea y de causalidad entre pares de regiones que permitan contrastar la significatividad de los comovimientos.

El intervalo temporal estudiado se extiende desde 1977 a 2003 y se puede dividir en cuatro grandes períodos: el primero abarca desde 1977 a 1984 y se caracteriza por una gran variedad de comportamientos a escala regional; el segundo es un período homogéneo de expansión generalizada que va desde 1985 a 1991; el tercero refleja los efectos de la crisis económica de 1992-1993 sobre el empleo; y el cuarto comprende la etapa de expansión que se inicia en 1994 y que continúa hasta el final de la muestra.

El resultado más destacado que hemos obtenido del estudio y comparación de las cronologías cíclicas es que desde mediados de los ochenta el perfil cíclico nacional es similar al de la mayor parte de las comunidades autónomas, con pequeñas diferencias que se concretan en el fechado de los puntos de giro y en la aparición esporádica del ciclos idiosincráticos. Este patrón general de concordancia cíclica tiene dos excepciones: (1) el período comprendido entre 1977 y 1984, donde el ciclo nacional no refleja la heterogeneidad regional y se observan marcadas diferencias entre comunidades autónomas en el número y fechado de los puntos de giro; y (2) un grupo de cuatro comunidades -Baleares, Canarias, Cantabria y Extremadura-, donde los componentes idiosincráticos del ciclo son especialmente relevantes y las desviaciones del patrón general son más acusadas.

Respecto a la relación entre ciclo y crecimiento a largo plazo hemos aportado evidencia empírica de que las regiones con ciclos más marcados, donde se dan las mayores diferencias entre la velocidad de creación de empleo en expansión y de destrucción en recesión, son las que crean más empleo a largo plazo. Asimismo también parece que para crear empleo a largo plazo es más importante crecer rápidamente cuando se está en expansión, que destruir menos empleo cuando se está en recesión.

El contraste de ausencia de sincronización cíclica contemporánea reveló que en 32 pares de regiones no se rechaza la hipótesis nula. En todos los casos estaban implicados Baleares, Canarias, Cantabria o Extremadura, cuyos ciclos de empleo tienden a estar relacionados contemporáneamente sólo con los de las comunidades más cercanas o con los de comunidades con una especialización productiva muy similar. De las cuatro Canarias es la que aparece más relacionada con el resto de regiones españolas, y

en cierto sentido podría decirse que ocupa una posición intermedia entre dos grupos extremos. En todas las posibles combinaciones que se puede formar con las otras trece comunidades se detecta asociación cíclica contemporánea.

El estudio de la dinámica interregional arroja conclusiones muy similares. La hipótesis nula de no causalidad no se rechaza en 63 casos, y en todos menos uno vuelven a aparecer Baleares, Canarias, Cantabria o Extremadura. Cuando sólo se consideran las demás regiones se encuentra causalidad bidireccional en todas las posibles combinaciones salvo una, un resultado que parece indicar que los mecanismos de transmisión por lo cuales los shocks cíclicos se distribuyen en el espacio son bastante complejos, pero que también puede deberse a que el contraste infraparametriza la dinámica univariante.

Bibliografía:

ARTIS, M.J., KONTOLEMIS, Z.G. y OSBORN, D.R. (1997): "Business Cycles for G7 and European Countries", *Journal of Business*, 70: págs. 249-279.

BELL, W.R. y HILLMER, S.C. (1984): "Issues Involved with the Seasonal Adjustment of Economic Time Series (with discussion)", *Journal of Business & Economic Statistics*, 2: págs. 291-349.

BILLINGSLEY, P. (1961): *Statistical Inferences for Markov Processes*, The University of Chicago Press, Chicago.

BODMAN, P.M. (1998): "Asymmetry and Duration Dependence in Australian GDP and Unemployment", *Economic Record*, 74: págs. 399-411.

BURNS, A.F. y MITCHELL, W.C. (1946): *Measuring Business Cycles*, Studies in Business Cycles, no. 2, National Bureau of Economic Research, New York.

CANCELO, J.R. y URIZ, P. (1998): "Una Aproximación al Mecanismo de Propagación Espacial del Ciclo del Empleo en España", *Revista Asturiana de Economía*, 11: págs. 93-108.

CANCELO, J.R. y URIZ, P. (1999): "El Ciclo del Empleo en Andalucía: Caracterización, Relaciones Intersectoriales y Correspondencia con los Principales Indicadores de Coyuntura", *Boletín Económico de Andalucía*, 26: págs. 81-101.

CANCELO, J.R. y URIZ, P. (2001a): "A Nonparametric Approach for Analyzing International Cyclical Comovements", Working Paper 52, Instituto de Estudios Económicos de Galicia.

CANCELO, J.R. y URIZ, P. (2001b): "Regime Switching Models for Indicators Derived from Cyclical Chronologies, with an Application to International Cyclical Synchronization", Working Paper 53, Instituto de Estudios Económicos de Galicia.

CHAUVET, M., JUHN, C. y POTTER, S. (2002): "Markov Switching in Disaggregate Unemployment Rates", *Empirical Economics*, 27: págs. 205-232.

CLARK, T.E. (1998): "Employment Fluctuations in U.S. Regions and Industries: The Roles of National, Region-Specific, and Industry-Specific Shocks", *Journal of Labor Economics*, 16: págs. 202-229.

EMERY, K.M. y KOENIG, E.F. (1992): "Forecasting Turning Points. Is a Two-State Characterization of the Business Cycle Appropriate?", *Economics Letters*, 39: págs. 431-435.

- FALK, B. (1986): "Further Evidence on the Asymmetric Behavior of Economic Time Series over the Business Cycle", *Journal of Political Economy*, 94: págs. 1096-1109.
- GHYSELS, E. (1994): "On the Periodic Structure of the Business Cycle", *Journal of Business & Economic Statistics*, 12: págs. 289-298.
- GÓMEZ, V. y MARAVALL, A. (1997): "Programs TRAMO and SEATS", Working Paper N. 97001, Dirección General de Análisis y P.P., Ministerio de Economía y Hacienda, Madrid.
- KONTOLEMIS, Z.G. (1997): "Does Growth Vary over the Business Cycle? Some Evidence from the G-7 Countries", *Economica*, 64: págs. 441-460.
- KROLZIG, H.M., MARCELLINO, M. y MIZON, G.E. (2000): "A Markov-Switching Vector Equilibrium Correction Model of the UK Labour Market", *Nuffield College Discussion Paper Series 2000-W38*.
- MARAVALL, A. (1995): "Unobserved Components in Economic Time Series", en Pesaran, M.H. y Wickens, M.R. (eds.) *Handbook of Applied Econometrics: Macroeconomics*, Blackwell, Oxford. págs. 12-72.
- MCQUEEN, G. y THORLEY, S. (1993): "Asymmetric Business Cycle Turning Points", *Journal of Monetary Economics*, 31: págs. 341-362.
- MONTGOMERY, A.L., ZARNOWITZ, V., TSAY, R.S. y TIAO, G.C. (1998): "Forecasting the U.S. Unemployment Rate", *Journal of the American Statistical Association*, 93: págs. 478-493.
- NEFTÇI, S.N. (1984): "Are Economic Time Series Asymmetric over the Business Cycle?", *Journal of Political Economy*, 92: págs. 307-328.
- PEAT, M. y STEVENSON, M. (1996): "Asymmetry in the Business Cycle: Evidence from the Australian Labour Market", *Journal of Economic Behavior & Organization*, 30: págs. 353-368.
- RISSMANN, E.R. (1999): "Regional Employment Growth and the Business Cycle", *Economic Perspectives*, Federal Reserve Bank of Chicago, 23, Iss: págs. 4, 21-39.
- ROTHMAN, P. (1991): "Further Evidence of the Asymmetric Behavior of Unemployment Rates over the Business Cycle", *Journal of Macroeconomics*, 13: págs. 291-298.
- ROTHMAN, P. (1998): "Forecasting Asymmetric Unemployment Rates", *Review of Economics and Statistics*, LXXX: págs. 164-168.
- SICHEL, D.E. (1994): "Inventories and the Three Phases of the Business Cycle", *Journal of Business & Economic Statistics*, 12: págs. 269-277.
- SKALIN, J. y TERÄSVIRTA, T. (2002): "Modeling Asymmetries and Moving Equilibria in Unemployment Rates", *Macroeconomic Dynamics*, 6: págs. 202-241.