

MODELIZACION DE INDICADORES CUALITATIVOS DE ESTADO DEL CICLO (1)

José Ramón Cancelo (jramon@udc.es, Universidade da Coruña)

Pilar Uriz (piliuriz@udc.es, Universidade da Coruña)

RESUMEN

En la literatura sobre ciclo económico es frecuente encontrar indicadores de régimen contruidos a partir de una cronología cíclica explícita. Sin embargo a la hora de hacer análisis económico aplicado no resulta sencillo trabajar con estos indicadores, ya que no satisfacen los supuestos implícitos en los contrastes estadísticos habitualmente empleados para variables cualitativas; de ahí que, por ejemplo se pueda medir el grado de sincronización cíclica entre dos economías a partir de sus indicadores de régimen, pero no contrastar formalmente la hipótesis de que son cíclicamente independientes. En este trabajo desarrollamos un modelo univariante que explica la dependencia dinámica de cada indicador respecto a su propio pasado, lo que a su vez permite construir contrastes formales sobre la existencia de características cíclicas comunes a dos o más economías. Por último la metodología se aplica a una selección de países de la OCDE para caracterizar la evolución de su ciclo en los últimos cuarenta años.

PALABRAS CLAVE: ciclos internacionales, cambio de régimen, cadenas de Markov, asociación, extracción de señales

(1) Agradecemos el apoyo financiero de la Xunta de Galicia, proyecto XUGA10001B98.

1. INTRODUCCION

El análisis empírico del ciclo económico se ha basado en señales cíclicas cuantitativas durante muchas décadas. Sin embargo, recientemente muchos autores están recuperando el enfoque propuesto originalmente por Burns y Mitchell en las décadas de los treinta y los cuarenta, que presta especial atención a los aspectos cualitativos, es decir, a la clasificación de los ciclos en fases o regímenes. En este trabajo nos centramos en el caso en que los indicadores de régimen se determinan a partir de cronologías explícitas. Suponemos que existe bien una cronología cíclica bien definida -como por ejemplo la del NBER para Estados Unidos- o una metodología estándar para obtenerla de manera semiautomática, como por ejemplo el procedimiento de Bry y Boschan (1971). Este supuesto tiene dos implicaciones importantes para nuestro análisis: (1) los indicadores cualitativos son estados observables, y por lo tanto no hay incertidumbre en la determinación del régimen; y (2) por construcción este tipo de indicadores están sujetos a restricciones de duración mínima.

El objetivo de este trabajo es desarrollar un modelo estadístico que explique el comportamiento de indicadores de régimen contruidos a partir de cronologías cíclicas, y que sirva de base para llevar a cabo contrastes estadísticos. Presentamos el llamado Modelo de Duraciones Mínimas (MDM), que es una extensión de Neftçi (1984) que tiene en cuenta las restricciones inducidas por las duraciones mínimas. A continuación usamos el MDM para profundizar en algunos aspectos de interés en el estudio de los ciclos internacionales: así, replanteamos algunas características bien conocidas desde una perspectiva puramente descriptiva en un marco probabilístico; presentamos un procedimiento para agrupar países según la dinámica univariante de sus indicadores cualitativos del estado del ciclo; desarrollamos un contraste formal sobre la existencia de sincronización cíclica entre pares de países; y discutimos la posible existencia de rupturas estructurales en la sincronización cíclica internacional como consecuencia del proceso de construcción europea.

El trabajo se organiza como sigue: en la sección dos presentamos los Modelos de Duración Mínima. En la sección 3 construimos indicadores de régimen trimestrales para un conjunto de países de la OCDE desde 1962 a 1999. La sección 4 presenta las probabilidades estimadas para los modelos univariantes, analiza qué países presentan un patrón común en su dinámica univariante y evalúa el grado de sincronización cíclica internacional. Las conclusiones se presentan en la sección 5.

2. MODELOS DE DURACIONES MINIMAS: PLANTEAMIENTO E INFERENCIA

2.1 FUNDAMENTOS PROBABILISTICOS

Sea X_t un indicador binario de expansión / recesión tal que $X_t=1$ (0) si la economía está en expansión (recesión); a los efectos de esta sección es indiferente si X_t se refiere a ciclos en

niveles, de tasas de crecimiento o en desviaciones respecto a la tendencia. Para simplificar suponemos que X_t es una serie trimestral. Las hipótesis de partida son:

H.1) El régimen cíclico se determina a partir de una cronología cíclica explícita.

H.2) Por construcción X_t está obligado a cumplir determinadas restricciones de duración mínima. Sea la duración mínima de una fase k_1 trimestres y la del ciclo k_2 trimestres; sin pérdida de generalidad consideramos $k_1=2$, $k_2=5$.

H.3) Existe un proceso de Markov estacionario y homogéneo que incluye como caso particular el proceso generador de datos (PGD) de X_t .

La hipótesis (H.1) hace explícito el enfoque de los aspectos cualitativos del ciclo que vamos a considerar en este trabajo. También tiene la importante implicación de hacer que los indicadores de régimen sean estados observables (Ghysels, 1994). La hipótesis (H.2) es una característica básica de cualquier procedimiento para construir cronologías cíclicas, y particularizamos las duraciones mínimas a los valores que consideraremos en nuestra aplicación. La hipótesis (H.3) indica que Neftçi (1984) es un punto de partida adecuado para especificar un modelo que describa la dinámica univariante de X_t ; al suponer estacionariedad estamos eliminando la posibilidad de que las probabilidades de transición sean función de la duración de la fase, pero no hay información suficiente en las muestras disponibles para considerar cadenas no estacionarias.

Considérese para empezar un proceso de Markov general de dos estados, homogéneo y estacionario de orden k con 2^k probabilidades de transición libres

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

con $i_1, i_2, \dots, i_k = 1, 0$. Definimos una variable de estado de dimensión k , $\alpha_t = (X_{t-1} \ X_{t-2} \ \dots \ X_{t-k})'$, que toma 2^k valores diferentes $i = (i_1 \ i_2 \ \dots \ i_k)'$. Entonces (1) se puede reexpresar como

$$P(X_t = 1 \mid \alpha_t = i) = p^{(i)} \quad (2)$$

A continuación introducimos duraciones mínimas. Si $k_1=2$, $k_2=5$, entonces es inmediato comprobar que $k \geq k_2 = 5$, y a efectos de facilitar la exposición suponemos $k=5$. Diremos que los indicadores de régimen con transiciones dadas por (1)-(2) y que están forzados a satisfacer restricciones de duración mínima siguen un Modelo de Duraciones Mínimas (MDM). Si una cadena general de orden 5 tiene 32 probabilidades de transición libres, el MDM asociado sólo tiene 8. Hay 16 valores de α_t que no son válidos en MDMs porque incumplen las restricciones de duración mínima. Hay otros 8 valores de α_t que obligan a X_t a tomar un valor concreto y en consecuencia dan lugar a distribuciones condicionadas degeneradas. Y sólo hay 8 posibles valores α_t que son estados libres, en el sentido de que no obligan a X_t a tomar un valor determinado para cumplir las restricciones de duración. Como consecuencia a partir de ahora nos centramos en el subconjunto de estados formado por los 8 estados libres, que denotaremos por $\alpha_t^{(L)}$.

Una característica a destacar de los MDMs es que su complejidad aumenta más que proporcionalmente con la periodicidad de los datos. Si se particularizan al caso de indicadores mensuales con $k_1=6$ y $k_2=15$, entonces $k \geq k_2 = 15$ e incluso después de incorporar las restricciones de duración mínima el modelo es demasiado complejo para estimarlo con las muestras habitualmente disponibles para comparaciones internacionales.

2.2 INFERENCIA

Desde el punto de vista teórico la inferencia con MDMs es sencilla, ya que se aplican todos los resultados derivados para cadenas de Markov generales. Sea una realización finita de X_t , $\{X_t\}_{t=1}^T = \{X_1, X_2, \dots, X_T\}$; Billingsley (1961), véase también Ghysels (1994), demuestra que la influencia de las condiciones iniciales en la función de verosimilitud es asintóticamente despreciable bajo condiciones generales, lo que permite basar la inferencia en la verosimilitud aproximada:

$$L(\{X_t\}_{t=1}^T, \{p^{(i)}\}_i) = \prod_i [p^{(i)}]^{n_1^{(i)}} [1-p^{(i)}]^{n_0^{(i)}} \quad (3)$$

para $i \in \alpha_t^{(L)}$, donde $n_1^{(i)}$ denota el número de ocurrencias de la combinación $(X_t=1, \alpha_t=i)$ y $n_0^{(i)}$ se define de manera similar. Los estimadores máximo-verosímiles habituales,

$$\hat{p}^{(i)} = \frac{n_1^{(i)}}{n_1^{(i)} + n_0^{(i)}} \quad (4)$$

cumplen

$$\sqrt{n_1^{(i)} + n_0^{(i)}} (\hat{p}^{(i)} - p^{(i)}) \xrightarrow{d} N(0, p^{(i)}(1-p^{(i)})) \quad (5)$$

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

En aplicaciones empíricas es corriente encontrar soluciones esquina, es decir $\hat{p}^{(i)}$ es 0 o 1 para algún $i \in \alpha_t^{(L)}$. Este resultado de muestras pequeñas surge cuando no hemos observado un período de tiempo suficientemente largo para obtener información sobre el comportamiento de X_t bajo ese estado: en la muestra disponible los estados que dan lugar a soluciones esquina son equivalentes a estados que obligan a X_t a tomar un valor concreto.

2.3 EXTENSIONES: APLICACIONES DEL MODELO DE DURACIONES MINIMAS

Además de proporcionar una representación de la dinámica univariante de cada indicador, lo que es un resultado de interés en sí mismo, los MDMs se pueden extender en diversas direcciones, véase Cancelo y Uriz (2000a, 2000b). Aquí nos centramos en dos aplicaciones, (1) la búsqueda de patrones comunes en la dinámica univariante, y (2) el uso de MDMs para aproximar distribuciones desconocidas de estadísticos para medir el grado de sincronización cíclica.

2.3.1 Búsqueda de patrones comunes en la dinámica univariante

Uno de los objetivos de establecer cronologías cíclicas para un grupo de países es poder comparar su comportamiento cíclico con el fin de evaluar en qué medida existe un patrón de comportamiento común. De la misma forma, cuando pasamos de describir datos concretos a los modelos generadores subyacentes es interesante analizar si la dinámica univariante de cada país sigue un patrón común a otros países. Además desde una perspectiva estadística la agrupación de países también es recomendable porque aumenta el tamaño muestral con el que se estiman las probabilidades de transición, reduciendo también la probabilidad de encontrar soluciones esquina. A continuación exponemos como contrastar que un único MDM es válido para un conjunto de países; después presentamos un procedimiento empírico de búsqueda secuencial para detectar qué países se pueden agrupar dada la dinámica univariante de sus indicadores de régimen.

Supongamos que hay R países en la muestra y que se cree que todos ellos siguen un único MDM. Sea \hat{p}^* el vector 8×1 de estimadores restringidos, $\hat{p}_i^* = P(X_t = 1 | \alpha_t = i)$, que se calcula juntando todas las observaciones como si proviniesen de un mismo país. Para contrastar si ese modelo explica el comportamiento de la economía mundial calculamos el estadístico

$$LM = \sum_{r=1}^R \sum_{i=1}^8 \left(\frac{n_1^{(r,i)}}{\hat{p}_i^*} - \frac{n_0^{(r,i)}}{1 - \hat{p}_i^*} \right)^2 \left(\frac{n_1^{(r,i)}}{(\hat{p}_i^*)^2} + \frac{n_0^{(r,i)}}{(1 - \hat{p}_i^*)^2} \right)^{-1} \quad (6)$$

donde $n_1^{(r,i)}$ es el número de veces que observamos la combinación $(X_t^{(r)}=1, \alpha_t^{(r)}=i)$ y $n_0^{(r,i)}$ se define de manera similar. Si todos los \hat{p}_i^* son soluciones interiores y bien $n_1^{(r,i)}$ bien $n_0^{(r,i)}$ son mayores que 0 para todo (r,i) el estadístico LM se distribuye chi-cuadrado con $R \times 8 - 8 = (R-1) \times 8$ grados de libertad (gl) bajo la hipótesis nula.

Si se rechaza el modelo único para todos los países y no existe información extramuestral que ayude a formar grupos de países con características homogéneas podemos emplear el siguiente método secuencial:

- 1) Se estiman los R modelos individuales.
- 2) Se forman todos los posibles pares de países, se estiman los $R(R-1)/2$ MDMs restringidos suponiendo que un mismo modelo es válido para los dos países del par, y se contrasta la validez de ese supuesto con un contraste LM estándar con los grados de libertad adaptados para tener en cuenta la posible existencia de soluciones esquina.
- 3) Si siempre se rechaza la hipótesis nula, paramos. Si hay varios pares de países para los cuales la nula no se rechaza se selecciona el par con mayor nivel crítico, es decir, para el cual el contraste arroja más evidencia a favor de la hipótesis nula. En lo que sigue se considerará que los dos países de ese par forman un único país.

4) Volvemos al paso 1 y estimamos R-1 modelos sin restringir, para los R-2 países sueltos que quedan y el par que se formó en el paso 3. Se repite 1, 2 y 3 hasta que la hipótesis nula sea rechazada para todos los pares que queden.

En resumen es un método paso a paso con selección hacia adelante donde sólo se forma un par en cada iteración y no hay revisión de las decisiones de agrupar tomadas en etapas precedentes. A pesar de su sencillez este procedimiento proporciona una primera propuesta de los países que se pueden agrupar, dejando al investigador la posibilidad de tomar sus resultados como una clasificación preliminar sobre la que profundizar o como una propuesta definitiva.

2.3.2 Contraste de la sincronización cíclica contemporánea entre pares de países

Artis *et al.* (1997) usan el coeficiente de contingencia corregido para medir el grado de asociación cíclica contemporánea entre dos países A y B con indicadores cíclicos X_t y Y_t . Primero se forma una tabla de contingencia 2x2 y se calcula el estadístico estándar para contrastar independencia:

$$X^2 = \sum_{u=0}^1 \sum_{v=0}^1 \frac{[n_{uv} - (n_{u.} n_{.v} / T)]^2}{n_{u.} n_{.v} / T} \quad (7)$$

donde $u,v=1,0$, n_{uv} denota las frecuencias conjuntas observadas, $n_{u.}$ y $n_{.v}$ son las frecuencias marginales y T es el tamaño muestral. A continuación calculan el coeficiente de contingencia corregido

$$C_{cor} = \frac{1}{\sqrt{0.5}} \sqrt{\frac{X^2}{X^2 + T}} \quad (8)$$

Dado que los dos indicadores de régimen presentan dependencia temporal positiva por la forma en que se han construido, para contrastar la significación de C_{cor} es preciso separar la contribución de la persistencia univariante de la covariación contemporánea entre países. Los respectivos MDMs proporcionan una descripción adecuada de la dependencia temporal univariante para cada indicador, de manera que se pueden utilizar para obtener la distribución de C_{cor} bajo la hipótesis nula de independencia cíclica. Si bien la dinámica univariante es demasiado compleja para derivar esa distribución de forma analítica, resulta sencillo aproximarla por simulación.

En nuestra aplicación empírica hemos supuesto que cada indicador sigue un MDM y estimamos sus probabilidades de transición; a continuación simulamos el comportamiento de la economía mundial bajo independencia cíclica entre los países, tomando los regímenes observados en los primeros trimestres de la muestra como condiciones iniciales para arrancar la recursión y las probabilidades de transición estimadas para generar el resto de la serie; finalmente formamos las tablas de contingencia para todos los pares y calculamos C_{cor} . Simulamos 20000 historias de 149 observaciones y 20000 de 75 observaciones, que son los dos tamaños muestrales que manejamos en la aplicación empírica. Para cada par de países se

obtiene su propia distribución, con el fin de tener en cuenta los posibles efectos que las distintas dinámicas univariantes pueden tener sobre la distribución del coeficiente de contingencia corregido para esos tamaños muestrales.

3. OBTENCION DE INDICADORES DE REGIMEN CICLICO PARA UNA SELECCION DE PAISES DE LA OCDE

3.1 DATOS

El estudio se basa en índices mensuales de producción industrial para dieciséis países: Alemania (ALE), Austria (AUS), Bélgica (BEL), Canadá (CAN), España (ESP), Finlandia (FIN), Francia (FRA), Grecia (GRE), Holanda (HOL), Italia (ITA), Japón (JAP), Noruega (NOR), Portugal (POR), Reino Unido (RUN), Suecia (SUE) y Estados Unidos (USA). Para la mayor parte de los países usamos índices de producción industrial total sin desestacionalizar; sin embargo en algunos casos la serie no estaba disponible y tuvimos que buscar una aproximación adecuada: PIB industrial desestacionalizado para Canadá, PIB industrial sin desestacionalizar para Noruega y el índice de producción industrial de manufacturas para Grecia y Suecia. La fuente de los datos son los *Main Economic Indicators* de la OCDE y la muestra de trabajo se extiende desde enero de 1961 a marzo de 2000.

3.2 DETERMINACION DE LAS CRONOLOGIAS CICLICAS

Todos los métodos para determinar cronologías cíclicas combinan un procedimiento de suavizado y un procedimiento de fechado. Comenzando por el procedimiento de suavizado se han presentado varias propuestas en la literatura, véase por ejemplo el método de Bry y Boschan (1971) o la modificación de Artis *et al.* (1997). Ambos métodos parten de datos desestacionalizados y aplican medias móviles sencillas y de orden bajo para eliminar perturbaciones de corto plazo. Aquí por el contrario aplicamos un método basado en modelos para descomponer la serie observada en sus componentes no observables y derivar los estimadores óptimos del ciclo-tendencia subyacente (Maravall, 1995). Las principales ventajas de nuestro enfoque son: (1) Se parte de la serie original, sin desestacionalizar, y por lo tanto hay un tratamiento conjunto de las dos grandes fuentes de ruido que distorsionan el análisis del ciclo, la estacionalidad y las perturbaciones de corto plazo; (2) Los filtros de suavizado se determinan de manera óptima para cada serie, ya que se derivan de la teoría de extracción de señales de Wiener-Kolmogorov y de la caracterización del PGD de la serie tal y como se representa en el correspondiente modelo ARIMA. En lo que sigue presentamos un breve resumen del enfoque basado en modelos y sus principales implicaciones para nuestro estudio.

Sea Z_t^* , $t=1,...,T$, el logaritmo de una serie mensual y supongamos que está generada por un modelo ARIMA con análisis de intervención,

$$Z_t^* = \sum_{i=1}^m \delta_i(L) D(t_i^*)_t + \frac{\theta_z(L)}{\phi_z(L) \Delta_z(L)} a_t \quad (9)$$

donde L es el operador de retardos; $\Delta_z(L)$ es un polinomio en L con todas sus raíces sobre el círculo unidad; $\phi_z(L)$ y $\theta_z(L)$ son polinomios en L con todas sus raíces fuera del círculo unidad; $\{a_t\}$ es una sucesión de innovaciones gaussianas independientes con varianza σ_a^2 ; $D(t_i^*)_t$ es una variable artificial que indica la ocurrencia de una anomalía en $t=t_i^*$; $\delta_i(L)$ es el correspondiente polinomio en L que recoge su efecto dinámico sobre Z_t^* ; y m es el número de anomalías presentes en la muestra. Para no distorsionar la cronología cíclica subyacente sólo incluimos en el análisis de intervención outliers aditivos (AOs) que eran muy significativos, con un t -ratio mayor que 5 en valor absoluto.

A partir de (9) definimos la serie corregida

$$Z_t = Z_t^* - \sum_{i=1}^m \delta_i(L) D(t_i^*)_t \quad (10)$$

que se descompone en ciclo-tendencia (p_t), componente estacional (s_t) y componente irregular (u_t):

$$Z_t = p_t + s_t + u_t \quad (11)$$

Bajo condiciones generales (Maravall, 1995) todos los componentes no observables siguen modelos ARIMA. En particular para el ciclo-tendencia:

$$\phi_p(L) \Delta_p(L) p_t = \theta_p(L) b_t \quad (12)$$

con $b_t \sim \text{Niid}(0, \sigma_b^2)$. El mejor (en el sentido de minimizar el error cuadrático medio) estimador de p_t dado $\{\dots, Z_{t-1}, Z_t, Z_{t+1}, \dots\}$ es

$$\hat{p}_t = \frac{\sigma_b^2}{\sigma_a^2} \frac{\theta_p(L) \theta_p(F) \phi_z(L) \phi_z(F) \Delta_z(L) \Delta_z(F)}{\theta_z(L) \theta_z(F) \phi_p(L) \phi_p(F) \Delta_p(L) \Delta_p(F)} Z_t \quad (13)$$

donde $F=L^{-1}$ denota el operador de adelantos tal que $F^j Z_t = Z_{t+j}$. Los estimadores resultantes del ciclo-tendencia son estimadores basados en modelos porque el filtro de extracción en (13) se adapta a las características de los procesos generadores de datos del agregado y del componente a estimar. En los dos extremos de la muestra se utilizan predicciones de los datos desconocidos, y los estimadores provisionales resultantes pueden indicar un cambio de fase que posteriormente no se ve confirmado cuando el ciclo-tendencia se vuelve a estimar sustituyendo las predicciones anteriores por valores observados; después de analizar las propiedades de los errores de revisión decidimos ignorar las estimaciones de los primeros doce meses y de los últimos doce meses, de manera que en lo que sigue nos centramos en el período enero de 1962 a marzo de 1999. El filtro de extracción (13) y los consiguientes estimadores del ciclo-tendencia se calcularon con el programa SEATS (Gómez y Maravall, 1997).

Siguiendo el enfoque clásico del ciclo decimos que hemos observado un pico provisional en t cuando $\hat{p}_{t-1} < \hat{p}_t$ y $\hat{p}_t > \hat{p}_{t+1}$, y un valle provisional si $\hat{p}_{t-1} > \hat{p}_t$, $\hat{p}_t < \hat{p}_{t+1}$.

Pero una regla tan sencilla puede generar muchos cambios de fase espurios, incluso utilizando un estimador del ciclo-tendencia óptimo como en nuestro caso. Por eso la mayor parte de los métodos para elaborar cronologías cíclicas añaden un procedimiento de fechado que impone duraciones mínimas tanto a fases como a ciclos completos. En este trabajo tomamos seis meses para una fase (de pico a valle o de valle a pico) y quince meses para un ciclo completo (de pico a pico o de valle a valle). Los puntos de giro provisionales que no satisfacen estas restricciones se eliminan siguiendo las reglas de Artis *et al.* (1997). También adaptamos el requisito de estos autores sobre la amplitud de la fase para evitar confundir situaciones de estancamiento con cambios de régimen: para que un punto de giro provisional sea válido la tasa de variación del ciclo-tendencia respecto a su valor en el punto de giro anterior debe ser superior a dos veces la desviación típica muestral de la tasa de variación intermensual del propio ciclo-tendencia.

El cuadro 1 presenta las cronologías cíclicas finales para datos mensuales. Para construir a partir de aquí los indicadores de régimen supongamos que existe un pico en $t^{(p)}$ y un valle en $t^{(v)}$: entonces $X_t=1$ para todo $t^{(v)} < t \leq t^{(p)}$ y 0 en otro caso. Hasta este momento hemos usado datos mensuales porque es más fácil establecer una cronología cíclica con datos mensuales que con datos trimestrales. Sin embargo los indicadores trimestrales se adaptan mejor al tipo de análisis que hacemos en este trabajo debido a la gran complejidad de los MDMs mensuales; por lo tanto construimos series trimestrales a partir de los indicadores mensuales suponiendo que el régimen de un trimestre es el del mes central de ese trimestre. Es inmediato comprobar que las duraciones mínimas resultantes para el indicador trimestral son dos trimestres para una fase y cinco trimestres para un ciclo completo.

4. RESULTADOS

4.1 MODELIZACION DE LA DINAMICA UNIVARIANTE

En el cuadro 2 presentamos las estimaciones de las probabilidades condicionadas de expansión para todos los países de la muestra. En el cuadro se observan las siguientes características de interés:

- 1) Hay muchas soluciones de esquina, que indican que incluso en 40 años de datos no tenemos información suficiente acerca del comportamiento de X_t bajo esos estados.
- 2) El porcentaje de soluciones esquina es mucho mayor cuando la economía ha estado en expansión en el pasado reciente que cuando ha estado en recesión. Este resultado refleja el comportamiento asimétrico del ciclo, ya que indica que es mucho más probable permanecer en el mismo régimen cuando estamos en expansión que cuando estamos en recesión.
- 3) Hay claras diferencias entre países, que son consecuencia de la heterogeneidad de sus estructuras industriales, apertura al exterior, políticas de tipo de cambio, etc. Veremos más adelante que estas diferencias tienen implicaciones importantes para el estudio del grado de sincronización cíclica.

4.2 BUSQUEDA DE PATRONES COMUNES EN LA DINAMICA UNIVARIANTE

En el cuadro 2 también presentamos las probabilidades estimadas para el modelo mundial, que se calculan juntando todos los datos como si viniesen de un único país. El estadístico (6) es igual a 347.1: si el modelo mundial es adecuado para explicar los datos el estadístico se distribuye chi-cuadrado con 120 gl, por lo que hay una fuerte evidencia en contra de que un único modelo sea válido para explicar la dinámica observada en los países de la muestra.

Como consecuencia el siguiente paso es buscar grupos de países que compartan una misma dinámica univariante. Para ello empleamos el procedimiento secuencial presentado en la subsección 2.3.2, que nos proporcionó la clasificación que se muestra en el cuadro 3. En él se observan siete grupos. Dos países, Bélgica y España, parecen tener una dinámica muy peculiar y permanecen separadas del resto. Finlandia y Grecia forman un tercer grupo, que se caracteriza por expansiones y recesiones muy largas. Un cuarto grupo, que reúne a Italia, Japón, Portugal y Suecia, se caracteriza por altas probabilidades de seguir en el mismo régimen cuando están en expansión y un comportamiento no tan evidente cuando están en recesión. El quinto panel, formado por Alemania, Holanda y el Reino Unido van un poco más en esa dirección. El sexto grupo reúne a los países donde la tendencia a permanecer en el mismo régimen es menos acusada: Canadá, Francia y USA. El último panel junta a Austria y Noruega, que se caracterizan por expansiones largas y recesiones muy breves.

4.3 CONTRASTE DE LA SIGNIFICACION DE ASOCIACION CICLICA CONTEMPORANEA

El cuadro 4 recoge coeficientes de contingencia corregidos para todos los pares de países calculados con datos trimestrales que se extienden desde 1962:1 a 1999:1. Siguiendo el procedimiento explicado en la subsección 2.3.2 derivamos valores críticos empíricos para contrastar $C_{cor}=0$ bajo el supuesto de independencia cíclica. El cuadro también muestra los correspondientes valores críticos con un nivel de significación del 5% para cada par de países. Las principales conclusiones que se deducen de las distribuciones simuladas son:

1) La dependencia temporal tiene un efecto importante sobre la distribución de los estadísticos muestrales. En todos los casos el valor empírico al 5% es mayor que 0.29, el valor al 1% para muestras aleatorias simples.

2) La dinámica univariante también tiene una influencia destacada en la distribución de C_{cor} . Se observa que para los tamaños muestrales disponibles para estudios de sincronización cíclica internacional, hay una probabilidad no despreciable de que algunos países no experimenten ningún ciclo en toda la muestra. En el cuadro 4 vemos que eso ocurre para Finlandia con $T=149$. Dadas las probabilidades condicionadas que se presentaron en el cuadro 2 y partiendo de estar en expansión como condición inicial, la probabilidad de que Finlandia no cambie de régimen en 149 trimestres consecutivos es $0.984^{149}=9\%$: en nuestra simulación

encontramos que en 1692 de las 20000 historias generadas para Finlandia (8.5%) la economía finesa virtual no experimentó ninguna recesión. Una consecuencia inmediata de este resultado es que no podemos analizar los comovimientos entre Finlandia y el resto del mundo porque el elevado grado de persistencia univariante domina cualquier otro factor que pueda incidir en el ciclo finés.

Los resultados del cuadro 4 apuntan a la existencia de un alto grado de sincronización cíclica internacional, incluso después de descontar el efecto de la dependencia temporal. Un estudio más detenido muestra que hay una tendencia de los países europeos a presentar relaciones generalizadas entre ellos, con las únicas excepciones de las dos economías pequeñas del sur de Europa y de Noruega, que está muy influenciada por la evolución de su importante sector energético. Pero este resultado no necesariamente significa que los ciclos tengan un carácter más doméstico fuera de Europa, ya que puede deberse a un efecto de proximidad pues 12 de los 15 países que estamos estudiando son europeos.

4.4 CAMBIOS EN LA SINCRONIZACION CICLICA INTERNACIONAL A LO LARGO DEL PERIODO ANALIZADO

Otra cuestión de interés es determinar si los datos muestran alguna evidencia de cambio estructural como sugieren Artis y Zhang (1999). Para ello dividimos la muestra en dos períodos, el primero desde 1962 a 1980 y el segundo de 1981 a 1999. Fijamos el corte en 1980 por diversos motivos: tener un tamaño muestral adecuado en ambas submuestras, concentrar los grandes shocks petrolíferos en el mismo subperíodo, la formación del Mecanismo de Tipo de Cambio de la Unión Monetaria Europea en 1979, etc. A continuación calculamos coeficientes de contingencia corregidos para todos los pares de países en cada subperíodo y aproximamos sus distribuciones simulando su comportamiento para series de 75 observaciones.

El primer resultado de interés se deriva del propio ejercicio de simulación. Cuando el tamaño muestral se reduce a 75 hay más países que tienen una probabilidad no despreciable de no cambiar de régimen en todo el período: Grecia, Japón, Noruega, Portugal, y en menor medida España y Suecia. Se observa así que existe una relación directa entre el grado de dependencia temporal positiva y el tamaño muestral necesario para discriminar entre persistencia univariante y covariación entre países, y las simulaciones perfilan la frontera en cada caso. Nótese también que hay una clara relación entre este resultado y los grupos que se formaron en la subsección 4.2: de hecho coincidirían plenamente simplemente intercambiando las posiciones de Noruega y Austria.

Como consecuencia de todo lo anterior nos hemos limitado a considerar en esta subsección la sincronización entre Alemania, Austria, Bélgica, Canadá, Francia, Italia, Holanda, Reino Unido y USA. El cuadro 5 presenta los coeficientes muestrales para ambos subperíodos. Los valores críticos al 5% empíricos (disponibles a petición) varían según los países concretos

que consideremos, pero en promedio el coeficiente muestral ha de ser superior a 0.55 para rechazar la hipótesis de independencia cíclica.

Hay seis países europeos que forman un club con relaciones cíclicas fuertes y estables: Alemania, Austria, Bélgica, Francia, Italia y Holanda. Un segundo club con las mismas características está formado por Canadá y USA. El Reino Unido muestra relaciones cíclicas débiles y no muy definidas: tiene asociación significativa con la mayor parte de los países europeos -pero sólo para la primera submuestra- y con Canadá y USA -para toda la muestra en conjunto pero para ninguna de las dos submuestras estudiadas por separado-. Además, cuando la hipótesis nula se rechaza para un subperíodo pero no para el otro se tiende a encontrar relación cíclica en 1962-1980. Esto en parte era de esperar, ya que los comovimientos aparecen reforzados en la primera parte de la muestra debido a los shocks petrolíferos de los años 70. No hemos hallado evidencia favorable a un aumento de la sincronización entre los países europeos con la profundización de la construcción europea, probablemente porque los países que pudimos considerar en este estudio por submuestras eran los que estaban más implicados en el proceso de creación del Mercado Común Europeo desde sus orígenes.

5. CONCLUSIONES

En este trabajo presentamos el Modelo de Duraciones Mínimas y argumentamos que proporciona un marco adecuado para modelizar la dinámica univariante de indicadores de régimen obtenidos a partir de cronologías cíclicas, con la consiguiente implicación de hacer posible el contraste formal de muchas hipótesis de interés en el análisis de la sincronización cíclica. También presentamos alguna evidencia sobre los tamaños muestrales necesarios para separar la persistencia univariante de la covariación contemporánea entre países, con el interesante resultado de que las muestras efectivamente disponibles para el análisis empírico no parecen lo suficientemente grandes para llevar a cabo estudios con todo detalle en siete de los dieciséis países seleccionados.

Construimos cronologías cíclicas para 13 países europeos, Canadá, Japón y los Estados Unidos. Planteamos el procedimiento de suavizado como un problema de extracción de señales utilizando un método basado en modelos ARIMA. Posteriormente aplicamos un procedimiento de fechado convencional que incluye la imposición de duraciones mínimas, y determinamos cronologías cíclicas mensuales para el período 1962 a 1999. Finalmente construimos indicadores de régimen trimestrales a partir de estas fechas de referencia.

Nuestro análisis para toda la muestra reveló un alto grado de sincronización cíclica a escala mundial, incluso después de descontar los efectos de la dependencia temporal. Por otra parte no pudimos llevar a cabo un análisis general para todo el conjunto de países cuando dividimos la muestra en dos subperíodos, y tuvimos que limitarnos a los nueve países para los que la persistencia univariante no es muy acusada. Encontramos relaciones estables y

significativas entre seis países europeos por un lado y entre Canadá y USA por otro, en tanto que el Reino Unido no se puede asignar a ninguno de estos dos clubs. Pero no hallamos evidencia a favor de un cambio estructural en la sincronización cíclica derivado del proceso de construcción europea, probablemente porque no pudimos considerar en esta parte del estudio los países que eran los principales candidatos a mostrar una mayor implicación con el ciclo de los países que forman el núcleo europeo.

REFERENCIAS

- Artis, M.J., Kontolemis, Z.G., Osborn, D.R. (1997): “Business Cycles for G7 and European Countries”, *Journal of Business*, 70, 249-279.
- Artis, M.J., Zhang, W. (1999): “Further Evidence on the International Business Cycle and the ERM: is there a European Business Cycle?”, *Oxford Economic Papers*, 51, 120-132.
- Billingsley, P. (1961): *Statistical Inferences for Markov Processes*, Chicago: The University of Chicago Press.
- Bry, G., Boschan, C. (1971): *Cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer Programs*, Technical Paper 20, NBER.
- Cancelo, J.R., Uriz, P. (2000a): “A Nonparametric Approach for Analyzing International Cyclical Comovements”, trabajo presentado en el 20th International Symposium on Forecasting, Lisboa.
- Cancelo, J.R., Uriz, P. (2000b): “Regime Switching Models for Indicators Derived from Cyclical Chronologies”, trabajo presentado en el XXV Simposio de Análisis Económico, Barcelona.
- Ghysels, E. (1994): “On the Periodic Structure of the Business Cycle”, *Journal of Business & Economic Statistics*, 12, 289-298.
- Gómez, V., Maravall, A. (1997): *Programs TRAMO and SEATS*, Madrid: Working Paper N. 97001, Ministerio de Economía y Hacienda.
- Maravall, A. (1995): “Unobserved Components in Economic Time Series”, en Pesaran, M.H. y Wickens, M.R. (eds., 1995) *Handbook of Applied Econometrics: Macroeconomics*, 12-72, Oxford: Blackwell.
- Neftçi, S.N. (1984): “Are Economic Time Series Asymmetric over the Business Cycle?”, *Journal of Political Economy*, 92, 307-328.

CUADRO 1

Cronología Final para la Producción Industrial

Año	ALE	AUS	BEL	CAN	ESP	FIN	FRA	GRE	HOL	ITA	JAP	NOR	POR	RUN	SUE	USA
1962											6204 P 6210 V					
1963										6312 P						
1964							6404 P			6408 V						
1965							6501 V									
1966	6604 P	6612 P											6604 P	6603 P 6612 V		6610 P
1967	6705 V	6708 V											6702 V			6706 V
1968																
1969																6909 P
1970				7001 P 7009 V						7010 P				7012 P	7012 P	7011 V
1971	7101 P 7112 V									7105 V				7108 V	7110 V	
1972																
1973	7312 P										7312 P					7310 P
1974		7406 P	7405 P	7402 P	7402 P	7407 P	7406 P		7408 P	7403 P			7402 P	7407 P	7408 P	
1975	7507 V	7508 V	7508 V	7505 V	7505 V	7510 V	7507 V		7507 V	7506 V	7503 V		7512 V	7507 V		7504 V
1976			7610 P						7609 P	7612 P		7609 P				
1977	7704 P		7710 V				7701 P 7711 V			7712 V		7705 V			7712 V	
1978	7804 V								7801 V							
1979				7908 P	7907 P		7909 P		7910 P					7906 P		7906 P
1980	8001 P	8001 P	8001 P 8012 V	8006 V			8011 V			8003 P		8004 P		8012 V	8002 P	8007 V
1981		8107 V	8112 P	8105 P			8111 P	8108 P			8111 P	8101 V 8107 P				8107 P
1982	8212 V	8201 P	8212 V	8210 V	8207 V		8209 V	8305 V	8212 V		8211 V	8208 V			8206 V	8211 V
1983		8301 V								8306 V						

CUADRO 1 (continuación)

Año	ALE	AUS	BEL	CAN	ESP	FIN	FRA	GRE	HOL	ITA	JAP	NOR	POR	RUN	SUE	USA
1984							8402 P 8411 V			8408 P			8409 P			
1985			8511 P	8512 P				8511 P		8506 V			8507 V			
1986	8607 P	8604 P 8612 V	8611V	8609 V												
1987	8701 V							8706 V	8702 P 8709 V							
1988																
1989				8903 P	8910 P			8911 P								8904 P
1990			9010 P			9002 P	9008 P			9007 P			9011 P	9005 P	9007 P	
1991		9101 P	9108 V	9103 V	9103 V 9111 P	9110 V			9106 P		9101 P			9109 V		9103 V
1992	9202 P		9202 P													
1993	9306 V	9306 V	9307 V		9303 V		9309 V	9308 V	9305 V	9307 V	9312 V				9303 V	
1994	9412 P												9403 V			
1995	9509 V	9506 P 9512 V			9505 P					9510 P						
1996					9604 V					9610 V						
1997											9705 P	9711 P				
1998			9806 P							9801 P	9812 V			9806 P		
1999			9902 V							9902 V		9903 V		9901 V		

NOTAS: P pico, V valle; aamm denota año aa, mes mm.

CUADRO 2

Modelo de Duraciones Mínimas: Probabilidades Estimadas de Expansión

α_t	ALE	AUS	BEL	CAN	ESP	FIN	FRA	GRE	HOL	ITA	JAP	NOR	POR	RUN	SUE	USA	Mod. Mund.
(1 1 1 1 1)'	0.8873	0.9294	0.9419	0.9462	0.9574	0.9840	0.9268	0.9712	0.9462	0.8525	0.9608	0.9748	0.9604	0.9406	0.9565	0.9432	0.9472
(1 1 1 1 0)'	1	1	0.6667	0.8333	1	1	0.8571	1	1	1	1	1	1	1	1	0.8333	0.9375
(1 1 1 0 0)'	1	1	1	1	0.8000	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	0.9877
(1 1 0 0 0)'	1	0.8333	0.8571	1	1	1	1	1	1	1	1	0.6667	1	1	1	1	0.9625
(0 0 1 1 1)'	0.1250	0.1667	0	0	0	0	0	0	0.2000	0	0	0	0	0.1667	0	0	0.0471
(0 0 0 1 1)'	0.1429	0.3333	0	0.5000	0.2000	0	0.4286	0	0.2500	0.3333	0	0.5000	0.2500	0.4000	0.2500	0.1667	0.2530
(0 0 0 0 1)'	0.3333	0.2500	0.7143	0	0	0	0.5000	0	0	0.3333	0.2500	0	0.3333	0.3333	0	0.2000	0.2581
(0 0 0 0 0)'	0.3333	0.3333	1	0.5000	0.3333	0.6667	0.2222	0.1875	0.2143	0.1667	0.2727	1	0.1667	0.6667	0.1429	0.4444	0.2785

NOTAS: la columna "Mod. Mund." muestra las probabilidades estimadas suponiendo que el modelo es el mismo para todos los países de la muestra y juntando los datos.

CUADRO 3

Probabilidades Restringidas de Expansión para Grupos de Países

α_t	BEL	ESP	FIN, GRE	ITA, JAP, POR, SUE	ALE, HOL, RUN	CAN, FRA, USA	AUS, NOR
(1 1 1 1 1)'	0.9419	0.9574	0.9782	0.9410	0.9283	0.9392	0.9559
(1 1 1 1 0)'	0.6667	1	1	1	1	0.8421	1
(1 1 1 0 0)'	1	0.8000	1	1	1	1	1
(1 1 0 0 0)'	0.8571	1	1	1	1	1	0.7778
(0 0 1 1 1)'	0	0	0	0	0.1579	0	0.1111
(0 0 0 1 1)'	0	0.2000	0	0.2381	0.2500	0.3684	0.4000
(0 0 0 0 1)'	0.7143	0	0	0.2500	0.2500	0.2500	0.1667
(0 0 0 0 0)'	1	0.3333	0.2632	0.1774	0.3103	0.3750	0.4000

CUADRO 4

Coeficientes de Contingencia Corregidos para 1962-1999 y Valores Críticos Empíricos al 5%

	ALE	AUS	BEL	CAN	ESP	FIN	FRA	GRE	HOL	ITA	JAP	NOR	POR	RUN	SUE	USA
ALE	1	0.6719 ^a	0.5602 ^a	0.3003	0.5528 ^a	0.0790	0.4616 ^a	0.2306	0.6678 ^a	0.4891 ^a	0.3150	0.3080	0.3512	0.4299 ^a	0.5527 ^a	0.3601 ^a
AUS	0.3466	1	0.7705 ^a	0.3464	0.6554 ^a	0.4599	0.6512 ^a	0.5769 ^a	0.6936 ^a	0.5513 ^a	0.5606 ^a	0.1799	0.5481 ^a	0.3613 ^a	0.5847 ^a	0.2685
BEL	0.3330	0.3320	1	0.4511 ^a	0.4834 ^a	0.5317	0.7238 ^a	0.5769 ^a	0.6936 ^a	0.6234 ^a	0.5606 ^a	0.5711 ^a	0.3996 ^a	0.5234 ^a	0.6242 ^a	0.2152
CAN	0.3520	0.3478	0.3323	1	0.6637 ^a	0.5255	0.3332	0.4174 ^a	0.3184	0.2334	0.1696	0.2431	0.0708	0.3829 ^a	0.2535	0.8337 ^a
ESP	0.3659	0.3613	0.3507	0.3656	1	0.4804	0.5592 ^a	0.4109	0.6437 ^a	0.5881 ^a	0.3419	0.2721	0.3184	0.4976 ^a	0.6153 ^a	0.5875 ^a
FIN	NaN	NaN	NaN	NaN	NaN	1	0.4501	0.3538	0.1521	0.3787	0.3432	0.1378	0.5255	0.6512	0.5027	0.3937
FRA	0.3504	0.3458	0.3401	0.3375	0.3651	NaN	1	0.4702 ^a	0.7517 ^a	0.6732 ^a	0.5469 ^a	0.3100	0.5348 ^a	0.4590 ^a	0.6475 ^a	0.2016
GRE	0.3932	0.4076	0.3772	0.4061	0.4591	NaN	0.3966	1	0.4624 ^a	0.4463 ^a	0.5414 ^a	0.0778	0.3614	0.0456	0.3944	0.2327
HOL	0.3613	0.3629	0.3432	0.3582	0.3969	NaN	0.3586	0.4555	1	0.6589 ^a	0.4464 ^a	0.5361 ^a	0.3184	0.2678	0.7604 ^a	0.2436
ITA	0.3609	0.3618	0.3444	0.3537	0.3772	NaN	0.3566	0.4078	0.3792	1	0.5504 ^a	0.5567 ^a	0.4231 ^a	0.4196 ^a	0.6726 ^a	0.1842
JAP	0.3740	0.3801	0.3553	0.3691	0.4088	NaN	0.3704	0.4727	0.4071	0.3859	1	0.2943	0.6046 ^a	0.2307	0.3266	0.2176
NOR	0.3806	0.3928	0.3962	0.4018	0.4382	NaN	0.4049	0.5262	0.4401	0.3721	0.4527	1	0.2277	0.2123	0.4195	0.1897
POR	0.3568	0.3794	0.3503	0.3734	0.4081	NaN	0.3741	0.4688	0.4060	0.3772	0.4187	0.4605	1	0.3829 ^a	0.4117	0.0720
RUN	0.3424	0.3346	0.3193	0.3330	0.3409	NaN	0.3361	0.3595	0.3424	0.3401	0.3554	0.3928	0.3464	1	0.4865 ^a	0.3739 ^a
SUE	0.3704	0.3837	0.3662	0.3816	0.4276	NaN	0.3806	0.4998	0.4266	0.3982	0.4273	0.4569	0.4491	0.3593	1	0.1220
USA	0.3595	0.3559	0.3431	0.3555	0.3810	NaN	0.3549	0.4058	0.3791	0.3672	0.3828	0.4317	0.3721	0.3419	0.3945	1

NOTAS: Coeficientes muestrales por encima de la diagonal principal; ^a significativo al 5%. Valores críticos simulados por debajo de la diagonal principal; NaN denota no definido, véase la subsección 4.3

CUADRO 5

Coeficientes de Contingencia Corregidos para Subperíodos: 1962-1980 y 1981-1999

	ALE	AUS	BEL	CAN	FRA	HOL	ITA	RUN	USA
ALE	1	0.6327 ^a	0.5925 ^a	0.4049	0.5615 ^a	0.5925 ^a	0.6413 ^a	0.7652 ^a	0.4147
AUS	0.7447 ^a	1	0.7837 ^a	0.5666	0.6166 ^a	0.6058 ^a	0.4706	0.6166 ^a	0.4706
BEL	0.5613 ^a	0.7516 ^a	1	0.5354	0.8174 ^a	0.8931 ^a	0.6993 ^a	0.5815 ^a	0.2206
CAN	0.2205	0.1438	0.3667	1	0.5583 ^a	0.5354	0.4047	0.5583	0.7711 ^a
FRA	0.3592	0.6807 ^a	0.6362 ^a	0.1142	1	0.8794 ^a	0.8104 ^a	0.5759 ^a	0.2340
HOL	0.7550 ^a	0.7447 ^a	0.4804	0.1142	0.6159 ^a	1	0.6993 ^a	0.5815	0.2206
ITA	0.3991	0.5673 ^a	0.5383 ^a	0.0514	0.5494 ^a	0.6174 ^a	1	0.5202 ^a	0.1774
RUN	0.2590	0.1426	0.5541 ^a	0.2300	0.3371	0.1105	0.4658	1	0.4306
USA	0.2849	0.1054	0.2355	0.9066 ^a	0.1754	0.2849	0.2410	0.2718	1

NOTAS: 1962-1980 por encima de la diagonal principal, 1981-1999 por debajo; ^a significativo al 5% según los valores críticos empíricos para ese par de países con T=75.