

**LA GRAN RECESIÓN EN ESPAÑA EN CLAVE REGIONAL.  
UN ANÁLISIS DE CICLOS ECONÓMICOS**

**Eduardo Bandrés Moliné  
María Dolores Gadea Rivas**

De conformidad con la base quinta de la convocatoria del Programa de Estímulo a la Investigación, este trabajo ha sido sometido a evaluación externa anónima de especialistas cualificados a fin de contrastar su nivel técnico.

ISSN: 1988-8767

La serie **DOCUMENTOS DE TRABAJO** incluye avances y resultados de investigaciones dentro de los programas de la Fundación de las Cajas de Ahorros.  
Las opiniones son responsabilidad de los autores.

# La Gran Recesión en España en clave regional. Un análisis de ciclos económicos \*

Eduardo Bandrés Moliné \*\*

Universidad de Zaragoza

María Dolores Gadea Rivas \*\*\*

Universidad de Zaragoza

Octubre 2013

## Resumen

La dimensión regional de la Gran Recesión tiene una especial relevancia en España, un país duramente golpeado por la crisis, con grandes divergencias territoriales y con un sistema político fuertemente descentralizado. En este trabajo se aborda, con la metodología de análisis de los ciclos económicos, el impacto de la Gran Recesión en España desde una perspectiva regional. En primer lugar, se localiza la cronología de la crisis a nivel nacional y se examina el comportamiento de las regiones durante este periodo. En segundo lugar, se estudia el ciclo regional, sus características y sincronía para cada región individualmente. En tercer lugar, se investiga la existencia de ciclos comunes entre las regiones. Los principales resultados muestran que la Gran Recesión ha propiciado un significativo aumento de la sincronía de los ciclos regionales, pese a lo cual encontramos una importante heterogeneidad en las respuestas. Aquellas regiones con mayor sincronía, renta per cápita inicial más elevada, menor desempleo estructural, mayor nivel de capital humano y mayor tasa de apertura han soportado mejor el impacto de la crisis. En definitiva, respuestas heterogéneas dentro de un impacto común de la Gran Recesión, que han aumentado notablemente el grado de sincronía cíclica entre regiones pero que no han cambiado sustancialmente la geografía económica en España.

**PALABRAS CLAVE:** Gran Recesión, ciclos económicos, economía regional

**JEL CLASIFICACIÓN:** C22,C32,E32,R11

---

\* Este documento es el resultado de un proyecto de investigación financiado por FUNCAS y constituye la base del artículo que será publicado en un número monográfico de Papeles de Economía Española. Los autores agradecen a Alfredo Cristóbal y Florentina Alvarez, del INE, y a la Subdirección General de Estadística del Ministerio de Empleo y Seguridad Social, su colaboración para la obtención de los datos. Asimismo, están en deuda con Ana Gómez-Loscos y Antonio Montañés por sus útiles comentarios a diferentes aspectos del trabajo.

\*\* Departamento de Economía Aplicada, Universidad de Zaragoza. Gran Vía, 4, 50005 Zaragoza (Spain). Tel: +34 976761845, fax: +34 976761840 y e-mail: ebandres@unizar.es

\*\*\* Departamento de Economía Aplicada, Universidad de Zaragoza. Gran Vía, 4, 50005 Zaragoza (Spain). Tel: +34 976761842, fax: +34 976761840 y e-mail: lgadea@unizar.es

## 1. Introducción

La dimensión regional de la crisis económica ha cobrado una creciente importancia tanto en el debate académico como en el ámbito político. La Gran Recesión, que ha afectado con intensidad a las economías más desarrolladas, ha incrementado también de forma dramática las disparidades entre países y regiones, poniendo de manifiesto las dificultades para implementar las mismas políticas cuando las condiciones de partida y las trayectorias cíclicas son tan diferentes. La llegada de un shock, inicialmente simétrico, como fue la crisis financiera procedente de la otra orilla del Atlántico, ha dado lugar a resultados asimétricos en los diferentes países de la Unión Económica y Monetaria (UEM), sacando a la luz las fragilidades del diseño institucional de la zona euro y las insuficiencias de los enfoques estrictamente monetarios frente a las divergencias estructurales e institucionales.

En este contexto, el análisis del ciclo regional en España cobra una gran relevancia, por tratarse de un país especialmente golpeado por la crisis, con grandes divergencias territoriales y con un sistema político fuertemente descentralizado. Este trabajo pretende, por tanto, investigar cómo se ha propagado la Gran Recesión por las regiones españolas, analizando el ciclo regional y profundizando en las características territoriales de la crisis y en su grado de sincronización. En un anterior trabajo sobre el ciclo regional en España Gadea *et al.* (2012) muestran su elevada heterogeneidad así como la existencia de una relación inversa entre ciclo económico y sincronía, de forma que ésta aumenta en las recesiones y se reduce en las etapas de expansión. Ahora bien, lo primero puede resultar engañoso ya que, habitualmente, los indicadores que miden los co-movimientos cíclicos solo tienen en cuenta correlaciones de tipo lineal, pero no consideran el efecto sobre las características cíclicas, como la duración o la amplitud. En el caso que ahora nos ocupa,

con shocks de gran intensidad, comunes además a todas las regiones, sus efectos condicionan los resultados de los estadísticos de co-movimientos. Las correlaciones son, por tanto, una parte importante, pero no exclusiva, de los co-movimientos cíclicos entre regiones. No basta con referirse a la sincronía cíclica, sino que hay que profundizar en las características cíclicas de las economías regionales, que dependen de factores estructurales como la composición de su estructura productiva, su grado de apertura, la productividad del trabajo, su dotación de capital humano, y otros elementos institucionales. Todos estos factores hacen que diferentes áreas económicas reaccionen también de forma diferente ante un mismo shock, algo que ha ocurrido en los países de la UEM y que es extrapolable a sus regiones.

La estructura de esta investigación tiene tres partes diferenciadas por sus objetivos, donde se aplican diferentes metodologías de análisis de coyuntura y ciclos económicos. En la primera de ellas se parte de un análisis del impacto de la Gran Recesión a nivel nacional, para lo que se utilizan técnicas no paramétricas de fechado cíclico y modelos paramétricos no lineales tipo Markov-Switching. Una vez caracterizada la recesión en España, y como análisis preliminar, se analiza el comportamiento de las variables más representativas de la coyuntura regional (PIB, empleo y producción industrial) mediante una trimestralización de los datos anuales de la Contabilidad Regional y una regionalización de los datos de Contabilidad Nacional Trimestral, con objeto de acercarnos a un conocimiento más preciso del ciclo regional con una mayor desagregación temporal, lo que, por sí mismo, constituye una contribución al estudio de la crisis actual. Del análisis de esta información obtenemos una primera impresión del impacto de la crisis económica a nivel regional.

En segundo lugar, se estudia cada región de forma individual comenzando con un primer examen de la evolución de la correlación mediante una ventana dinámica,

lo que permite comprobar si el shock de la Gran Recesión ha incrementado o no la sincronía entre las regiones. Posteriormente, y mediante técnicas no paramétricas de fechado cíclico, se determina el perfil cíclico de cada una de las regiones españolas, centrándonos en el impacto de la crisis. Adicionalmente, se analizan sus características, duración, amplitud y acumulación, así como diferentes medidas de sincronización, con lo que podemos disponer de una radiografía completa de la Gran Recesión a nivel regional. Ello permite comparar la respuesta, tanto en términos de sincronía como de impacto, con recesiones precedentes.

La tercera parte presenta un análisis más formalizado del ciclo regional mediante modelos paramétricos no lineales tipo Markov-Switching, en los que se considera que las diferentes fases cíclicas proceden de otros tantos modelos estadísticos de generación de datos. La base de partida asume que la transición de un estado a otro está regulada por un proceso estocástico tipo cadena de Markov. En un contexto multivariante como el regional, es posible además que cada unidad tenga diferente proceso generador de datos, aunque también es plausible que puedan existir *clusters* de regiones de acuerdo con su comportamiento cíclico. La estimación mediante técnicas *finite mixture* y métodos bayesianos permite aproximar los parámetros para cada uno de los *clusters* de regiones y conocer la amplitud y duración de las fases cíclicas, en especial en la reciente recesión. Y lo que es más importante, distinguir si existen o no diferentes ciclos en la economía española tras la Gran Recesión.

En síntesis, los resultados de esta investigación nos ofrecerán un panorama completo de la Gran Recesión en España desde un punto de vista regional. Si la actual crisis ha modificado de forma notable las disparidades cíclicas entre regiones, al igual que ha sucedido entre los países de la UEM, las conclusiones obtenidas deberían servir como vía para el diseño de políticas económicas más adecuadas a nivel

regional.

El trabajo se organiza del siguiente modo. La Sección 2 presenta el estudio del ciclo nacional y la descripción del comportamiento de las regiones, incluyendo una estimación de la evolución del PIB regional trimestral. La Sección 3 analiza con detalle el ciclo económico regional y sus características. En la Sección 4 se investiga el impacto de la Gran Recesión en las regiones en un contexto multivariante. Finalmente, la Sección 5 sintetiza los resultados y presenta las conclusiones.

## **2. Describiendo la Gran Recesion en las regiones**

En este apartado analizamos de forma descriptiva la Gran Recesión en las regiones españolas valorando su impacto en las principales variables que representan la actividad económica y el empleo. Para ello, necesitamos localizar con precisión la cronología de la crisis financiera y la posterior recesión en España, además de contar con datos de PIB regional con la suficiente desagregación temporal para extraer las oportunas señales cíclicas.

La definición de regiones que hemos considerado en este trabajo es la de las diecisiete Comunidades Autónomas que corresponden con el nivel NUTS-2 en la denominación de EUROSTAT. Cada región se denotará a partir de ahora por su acrónimo: Andalucía (AND), Aragón (ARA), Asturias (AST), Baleares (BAL), Canarias (CAN), Cantabria (CANT), Castilla y León (CYL), Castilla-La Mancha (CLM), Cataluña (CAT), Comunidad Valenciana (CVAL), Extremadura (EXT), Galicia (GAL), Madrid (MAD), Murcia (MUR), Navarra (NAV), País Vasco (PVAS) and La Rioja (LAR). Las ciudades autónomas de Ceuta (CEU) y Melilla (MEL) se consideran únicamente en algunos aspectos descriptivos dadas las limitaciones de

las estadísticas disponibles<sup>1</sup>.

## 2.1. La Gran Recesión en España

A diferencia de Estados Unidos, donde existe una larga tradición de fechado de ciclo económico, en Europa se trata de una actividad mucho más reciente y en España ningún organismo oficial realiza esta tarea<sup>2</sup>. En efecto, el *National Bureau of Economic Research (NBER)* ofrece una cronología de los puntos de giro de la economía norteamericana desde 1954 hasta la actualidad, mientras en Europa el *Center for Economic Policy Research (CPER)* la comenzó a elaborar para la zona euro en 2002, y su cronología se remonta a 1975. Por lo tanto, el primer paso es realizar un ejercicio similar para la economía española que nos permita conocer con precisión el momento en que la crisis llega a nuestro país y cómo ha evolucionado desde entonces.

El trabajo seminal de Burns y Mitchell (1946) abrió el camino a los métodos de medición del ciclo económico. Estos autores definen el ciclo como un patrón en el nivel de actividad económica agregada y lo describen a través de una metodología en dos etapas. En primer lugar, se sitúan los puntos de inflexión de la serie mediante el uso de métodos gráficos, definiendo de este modo los ciclos específicos. En segundo lugar, la información del ciclo se destila en un único conjunto de puntos de inflexión que identifican el ciclo de referencia. Estos autores también definen conceptos como "pico" (el punto más alto de una expansión) y "valle" (el peor momento de una recesión) para determinar la longitud del ciclo. A partir de la publicación del

---

<sup>1</sup>Algunas series estadísticas presentan los datos de CEU y MEL conjuntamente. En ese caso lo denotaremos por CYM.

<sup>2</sup>En un reciente trabajo Berge y Jordà (2013) analizan el fechado cíclico de la economía española aunque sin completar el periodo de la Gran Recesión.



trabajo de Burns y Mitchell estos términos se convirtieron en habituales en cualquier trabajo sobre ciclos económicos.

Este enfoque, además, tiene ventajas importantes tanto para los académicos como para los expertos encargados de diseñar las políticas, porque facilita la aplicación de algoritmos informáticos para establecer las fechas en las cuales se producen puntos de inflexión en el ciclo económico, y ofrece una interpretación muy intuitiva de los resultados. El ciclo agregado de Burns y Mitchell (1946) fue llamado ciclo económico, y sus herramientas fueron utilizadas inmediatamente por el NBER para estudiar el ciclo de la economía de EE.UU. en profundidad, convirtiéndose después en una referencia para el estudio de los ciclos de otras economías. Hoy en día, el NBER sigue publicando una única cronología para la economía norteamericana.

Este trabajo pionero generó una gran cantidad de literatura en la que el nivel de sofisticación de las herramientas estadísticas que se fue desarrollando va más allá de la definición de los ciclos económicos. Bry y Boschan (1971) (BB) propusieron el método no paramétrico más popular para determinar cuándo aparecen los picos y valles que enmarcan las recesiones económicas o las expansiones. El método de Bry y Boschan busca máximos y mínimos locales y aplica sucesivamente un algoritmo de identificación de puntos de giro a una secuencia de series filtradas, con un grado de suavidad que va de mayor a menor. Los filtros son, en primer lugar, una media móvil amplia, a continuación un filtro de Spencer y, finalmente, una media móvil corta<sup>3</sup>. Los puntos de giro finales son determinados en esta última serie, manteniendo la coherencia con los que se han determinado previamente en sus versiones suavizadas y asegurando el cumplimiento de una serie de restricciones entre las que destaca la duración mínima de las fases cíclicas. Este método es fácil

---

<sup>3</sup>La longitud de las medias móviles depende de la frecuencia de los datos. Habitualmente, con datos mensuales la primera es de 12 y la segunda de 3.

de implementar y muy robusto ante diversas características de los datos, pero no permite realizar inferencia ni es útil para predecir.

Sin embargo, en las últimas décadas, se han sugerido muchos procedimientos alternativos. Entre ellos destaca, el modelo Markov-Switching(MS) propuesto por Hamilton (1989). A diferencia del método BB, el MS ajusta, en primer lugar, un modelo estadístico a los datos y, a continuación, utiliza los parámetros estimados para determinar los puntos de inflexión. Desde el trabajo seminal de Hamilton (1989), este método ha generado un gran interés como alternativa a las técnicas que miden el ciclo económico clásico.

El modelo MS trata de caracterizar la evolución de la variable de referencia para el ciclo económico –por ejemplo, el PIB- a través de un proceso de media condicionada a un estado de naturaleza específico, en el cual subyace la idea de diferentes equilibrios en la economía. Los cambios en este proceso dinámico permiten diferenciar los períodos de expansión y contracción. Estos cambios de régimen se rigen por un proceso estocástico e inobservable que sigue una cadena de Markov:

$$dy_t = \mu_{S_j} + \varepsilon_t \quad (1)$$

donde  $dy_t$  es la tasa de crecimiento del PIB (u otra variable representativa de la actividad económica) en el conjunto nacional,  $\mu_{S_j}$  es el vector de constantes Markov-switching y  $\varepsilon_t/S_j \sim N(0, \sigma)$ . Para completar la especificación estadística asumimos que los parámetros que varían dependen de un variable de estado inobservable  $S_j$  que evoluciona de acuerdo con un proceso de Markov irreducible donde  $p_{ij}$  controla la probabilidad de pasar del estado  $j$  al estado  $i$ ,  $prob(S_t = i/S_{t-1} = j) = p_{ij}$ . Para

el caso  $k = 2$  la matriz de transición sería la siguiente:

$$\begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} \\ p_{21} & p_{22} \end{bmatrix} \quad (2)$$

Para aplicar ambas metodologías utilizamos datos de PIB procedentes de la Contabilidad Nacional Trimestral de España (CNTR). En concreto usamos las series de volumen encadenado corregidas de efectos estacionales y calendario de los periodos 1995.1-2011.2 (CNTR, Base 2005) y 2000.1-2013.1 (CNTR, Base 2008)<sup>4</sup>. En ambos casos se aplican las metodologías antes descritas: en el modelo BB se usan las series en niveles y para la estimación del modelo MS se toma la primera diferencia logarítmica con el objetivo de garantizar la estacionariedad de las mismas, lo que equivale a trabajar con tasas de crecimiento intertrimestrales. Los resultados de la metodología BB, que se reflejan en el Gráfico 1, muestran que la recesión se concentraría entre 2008.2 y 2009.4 si trabajamos con la primera serie, mientras que con la segunda, la recesión se produciría entre 2008.2 y 2009.4, y de nuevo en 2011.3 hasta el último trimestre para el que disponemos de datos, 2013.1<sup>5</sup>.

En el caso de la metodología MS hemos estimado un proceso con dos estados ( $i, j = 1, 2$ ) y varianza constante para el PIB nacional<sup>6</sup>:

$$\begin{aligned} dy_t &= \mu_1 + \varepsilon_t \text{ para el estado 1} \\ dy_t &= \mu_2 + \varepsilon_t \text{ para el estado 2} \end{aligned} \quad (3)$$

<sup>4</sup>En el momento de realizar los cálculos todavía no se había publicado la revisión de la CNTR, que afecta fundamentalmente a los años 2010 y 2011.

<sup>5</sup>Todos los cálculos se han realizado con el programa Matlab.

<sup>6</sup>Otras variantes de este modelo, considerando parámetros autorregresivos y diferentes varianzas para cada estado, arrojan resultados similares.

Asumiendo un ciclo clásico,  $\mu_1$  y  $\mu_2$  están asociadas con la fase de expansión y recesión, respectivamente, y  $p_{11} = p$  y  $p_{22} = q$  representan la probabilidad de permanecer en el mismo estado. Los resultados de la estimación se presentan en el Cuadro 1, para los dos periodos considerados. De acuerdo con estas estimaciones, el crecimiento intertrimestral medio de las etapas de expansión estaría en el 0.88/0.83 % y el de las fases de recesión en el -0.29/-0.36 % con una elevada probabilidad de permanencia en ambos estados. Llama la atención la alta probabilidad de permanecer en recesión, 0.97/0.98, frente a cifras más habituales en torno a 0.7<sup>7</sup>, lo cual es sin duda efecto de la última crisis económica que ha afectado a España.

La probabilidad de recesión estimada con el modelo MS (véase el Gráfico 2) comienza a aumentar, con la primera serie, en 2008.2, para volver a bajar por debajo de 0.5 en 2010.2, mientras que con la segunda serie empieza a subir en 2008.1 y en 2008.2 se sitúa ya cerca de 1, manteniéndose así hasta el final aunque con significativos descensos en torno a 2010 y los primeros trimestres de 2011. Es decir, que trabajando con la serie más reciente ambas metodologías coincidan en señalar el segundo trimestre de 2008 como la fecha de inicio de la Gran Recesión en España<sup>8</sup>, pero mientras el método BB capta el comportamiento conocido como *double deep* que ha caracterizado la evolución de la crisis en España, el método MS apunta a un continuo de crisis desde comienzos de 2008, aunque hay una pequeña caída de la probabilidad entre final de 2010 y los primeros trimestres de 2011<sup>9</sup>. Atendiendo a la evolución reciente de la economía española y teniendo en cuenta la trayectoria de otras variables como el empleo, parece razonable elegir la segunda opción. De

<sup>7</sup>Esta cifra aparece en numerosas estimaciones para la economía de EE.UU.

<sup>8</sup>No obstante, el modelo MS ya registra un aumento de la probabilidad en 2008.1.

<sup>9</sup>Estando ya finalizado este trabajo el INE publicó la estimación de la CNTR correspondiente al segundo trimestre de 2013 junto con una revisión de los trimestres precedentes. Al repetir los cálculos con el método BB no se observa ningún cambio en la cronología del ciclo, mientras que con MS la probabilidad de estar en recesión durante 2010 y 2011 aumenta de forma significativa.

hecho, para complementar el fechado cíclico obtenido con datos de PIB, hemos repetido el análisis anterior aplicando las dos metodologías pero ahora con datos de empleo, tomando la población ocupada de la Encuesta de Población Activa (EPA) como variable de referencia para fechar el ciclo económico. Con esta serie la crisis empezaría en 2008.2 y 2008.1 (con BB y MS, respectivamente) y se alargaría hasta el momento de redactar este trabajo.

## **2.2. La trimestralización del PIB regional**

Una vez fechada la recesión en la economía española, estudiamos ahora cómo se han comportado las variables macroeconómicas más importantes en las diferentes regiones españolas durante este periodo. En este punto es necesario realizar alguna reflexión sobre la información estadística disponible a nivel regional. En España, y desde los años ochenta del pasado siglo, el proceso de descentralización y la importancia de la política regional europea han ido incrementando de forma exponencial el interés por la información regional en general, tanto en el ámbito académico como en el más delicado contexto político. La estadística oficial elaborada por el Instituto Nacional de Estadística (INE) ofrece, sin embargo, resultados insatisfactorios en este campo, especialmente en su vertiente coyuntural, ya que se ocupa casi exclusivamente de la elaboración de la Contabilidad Regional de España (CRE) y de la regionalización de un número reducido de indicadores. En consecuencia, la responsabilidad de la información regional de coyuntura ha ido traspasándose bien a los institutos autonómicos, cuyo diseño institucional presenta grandes asimetrías y falta de coordinación, o bien se ha desarrollado en otras instituciones o grupos de investigación. Entre las primeras debemos citar los servicios de estudios de la Fundación BBVA, entidad pionera en la realización de estudios regionales, y de la

Fundación de las Cajas de Ahorros (Funcas). Ambas han ofrecido estimaciones de la renta regional alternativas a las del INE, aunque su desfase y periodicidad tampoco las hacen totalmente adecuadas para el análisis de coyuntura. Por su parte, el Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas (IVIE), en colaboración con la Fundación BBVA, elabora también diferentes indicadores de carácter estructural, relacionados fundamentalmente con los factores productivos.

Desde mediados de los años ochenta el INE ha venido publicando la serie de CRE con un retraso en torno a tres años. Recientemente, sin embargo, y tras la adaptación del Sistema de Cuentas Nacionales a la metodología SEC-95 (abandonando el SEC 79), el INE ha realizado un esfuerzo notable por adaptar también la contabilidad regional al nuevo sistema de cuentas y, además, publicar las estadísticas territoriales con una mayor rapidez. Sin embargo, esta mayor rapidez, impuesta en gran medida por la necesidad de contar con cifras para la toma de relevantes decisiones políticas, ha provocado que los datos publicados tengan un alto grado de provisionalidad, tal y como se reconoce por los propios responsables de su elaboración. En la actualidad se disponen de las siguientes series homogéneas de CRE: 1980-1996 (Base 1986), 1995-2004 (Base 1995), 1995-2010 (Base 2000) y 2008-2012 (Base 2008).

En síntesis, la CRE no posee buenas cualidades para el análisis de coyuntura debido a su periodicidad anual y el retraso en su publicación. Si bien este desfase ha mejorado sustancialmente tras su incorporación al sistema de cuentas nacionales SEC-95, la CRE sigue sujeta a revisiones de gran relevancia, de modo que tan solo al cabo de 4-5 años la información puede ser considerada definitiva. Por otra parte, el periodo que abarca en la serie más reciente (Base 2008) es muy reducido, tan sólo cinco años, por lo que tampoco se cuenta con una serie suficientemente larga

de una magnitud de referencia, necesaria en cualquier análisis de coyuntura.

La descripción del ciclo regional durante la Gran Recesión toma, en principio, como referencia las series de CRE de 1995-2010 y 2008-2012, cuyas tasas de crecimiento se presentan conjuntamente en el Gráfico 3. Como puede observarse, a pesar de que ambas series no están oficialmente enlazadas, no parece haber grandes discrepancias entre ellas cuando se analizan en tasas de crecimiento, por lo que pueden considerarse válidas para realizar un análisis descriptivo del impacto de la actual crisis económica, que se observa claramente en todas las regiones aunque con diferentes grados de intensidad. Sin embargo, para hacer una valoración más precisa del calado que ha tenido la crisis en cada región, así como de su perfil cíclico, la información de carácter anual no es la más adecuada. Para solucionar este problema y conseguir series de carácter trimestral hemos aplicado dos metodologías diferentes: la primera trata de trimestralizar las series de la CRE, y la segunda, regionaliza las series de la Contabilidad Nacional Trimestral de España (CNTR). Ambos métodos responden, por tanto, a filosofías diferentes puesto que el primero pivota sobre la CRE y el segundo sobre la CNTR, pero el segundo tiene la ventaja de ofrecer datos trimestrales con mayor rapidez e incluso permite hacer previsiones sobre la evolución del PIB en las diferentes regiones<sup>10</sup>.

### **2.2.1. Trimestralizando la Contabilidad Regional de España (CRE)**

En general, los métodos de desagregación temporal que no tienen una base histórica de la variable que se pretende desagregar temporalmente a partir de un momento  $t$  pueden ser de dos tipos<sup>11</sup>:

<sup>10</sup>Una detallada descripción de este último método y una aplicación para el caso de la economía aragonesa se encuentra en Gadea *et al.* (2001).

<sup>11</sup>Una revisión de los diferentes métodos de desagregación temporal así como de los códigos específicos para implementar cada método puede encontrarse en Abad y Quilis (2007). Cuevas *et al.*

- (a) Los que se basan en ajustar un modelo a los datos de menor frecuencia para interpolar a partir de ellos los datos de mayor frecuencia [Stock y Watson (2010) o Mönch y Uhlig (2005)]<sup>12</sup>
- (b) Los que desagregan temporalmente usando información de indicadores económicos relacionados con la serie de interés y que tengan una frecuencia mayor, por ejemplo el método de Chow y Lin (1971).

En este trabajo se ha optado por el segundo enfoque dado el reducido tamaño muestral de que se dispone, lo que dificulta el ajuste de un modelo econométrico. Nuestra propuesta comienza asumiendo que existe una relación lineal entre los indicadores de alta frecuencia (trimestrales o mensuales) y la variable inobservable que queremos estimar (PIB regional, anual o trimestral). Durante el periodo muestral de  $4 * n$  trimestres y suponiendo que disponemos de  $p$  indicadores, esta relación es:

$$y = X\beta + u \quad (4)$$

donde  $y$  es  $4n * 1$ ,  $X$  es  $4n * p$ , y  $u$  es un vector aleatorio con media 0 y matriz de varianzas y covarianzas  $V$ .

Siendo  $C$  una matriz  $n * 4n$  que convierte las observaciones trimestrales en anuales y denotando por el subíndice  $a$  las observaciones anuales

$$y_a = Cy = CX\beta + Cu \quad (5)$$

el problema es estimar un vector  $z$  de  $m$  observaciones de la variable dependiente, tal que  $z$  sea idéntica a  $y$  en los casos de interpolación y que considere observaciones

(2011) proponen una aplicación a la economía regional en España.

<sup>12</sup>Una revisión de estos modelos puede verse en Di Fonzo (2003) y Proietti (2004).



fuera de la muestra en el caso de extrapolación. La solución propuesta por Chow y Lin (1971) es:

$$\hat{z} = Ay_a = X_z \hat{\beta} + (V_z V_a^{-1}) \hat{u} \quad (6)$$

dónde  $A$  es una matriz  $m \times n$  tal que

$$\hat{z} = Ay_a = A(X\hat{\beta} + u) \quad (7)$$

y

$$\hat{\beta} = (X'_a V_a^{-1} X_a) X'_a V_a^{-1} y_a \quad (8)$$

$$\hat{u} = y_a - X_a \hat{\beta} \quad (9)$$

El conjunto de indicadores  $X$  está formado por la población ocupada, el número de parados, el número de afiliados a la Seguridad Social y el índice de producción industrial (IPI)<sup>13</sup>. Previamente, es necesario filtrar las series para eliminar elementos ruidosos y extraer las señales cíclicas. Se ha utilizado para tal fin el método Tramo-Seats propuesto por Gómez y Maravall (1996), de forma que en las series trimestrales de ocupados y parados se ha eliminado el componente estacional y el efecto calendario, y en el caso de afiliados e IPI se ha optado, dada su mayor errática, por usar datos de ciclo-tendencia<sup>14</sup>. Los resultados de esta metodología se presentan en el Gráfico 4, donde la mayor desagregación temporal ofrece un detalle

<sup>13</sup>Para la población ocupada y los parados disponemos de series trimestrales procedentes de la EPA desde 1976.3 hasta 2013.1; la serie de afiliados a la Seguridad Social es mensual desde 1982.1 hasta 2013.5 y puede obtenerse a partir de la información facilitada por el Ministerio de Empleo y Seguridad Social; y finalmente el Índice de Producción Industrial (IPI) es una serie procedente del INE y que transcurre desde 1991.10 hasta 2013.5.

<sup>14</sup>El software para la aplicación del programa Tramo-Seats y su interfaz para Matlab puede obtenerse en la página web del Banco de España.

más preciso de la trayectoria de la recesión en cada una de las regiones españolas. Así, aunque en todas ellas se observa el perfil característico de la crisis, pueden distinguirse a simple vista diferencias importantes en cuanto a la profundidad y amplitud de la misma. Estas características serán analizadas con mayor detalle en la Sección 3.

### 2.2.2. Regionalizando la Contabilidad Nacional Trimestral de España (CNTR)

El método utilizado en este trabajo para regionalizar los datos de la CNTR se basa en la propuesta de Granger y Newbold (1986). La idea básica es estimar un modelo que relacione los datos nacionales trimestrales con un conjunto amplio de indicadores de coyuntura, para los que se disponga de información a nivel regional<sup>15</sup>.

De acuerdo con este enfoque, en lugar de estimar un solo modelo en el que la evolución de la tasa de crecimiento de la macromagnitud de que se trate es función de un conjunto de  $k$  indicadores más sus respectivos retardos, estimamos diferentes modelos (uno por cada indicador) donde dicha tasa de crecimiento es función del  $i$ -ésimo indicador ( $i = 1, 2, \dots, k$ ) y de sus retardos. El modelo tendría la siguiente expresión:

$$y_{i,t}^s = b'_{00} + \sum_{j=1}^p b'_{ij} x_{i,t-j}^s + u_{i,t} \quad (10)$$

donde  $y_{i,t}^s$  representa la tasa de crecimiento del PIB nacional; la inclusión del subíndice  $i$  señala que estamos considerando únicamente la influencia del indicador  $i$ -ésimo;  $t$  se refiere al tiempo; el superíndice  $s$  indica el nivel de desagregación temporal; y, finalmente, denotamos por  $\sigma_i^2$  la varianza del modelo estimado. Si se repite este

<sup>15</sup>Agradecemos especialmente en este punto la ayuda prestada por Antonio Montañés

procedimiento para los  $k$  indicadores, se obtiene un vector de estimaciones del crecimiento nacional y sus correspondientes varianzas. A partir de este vector se puede obtener la estimación promedio de acuerdo con la siguiente expresión:

$$\hat{y}_t^s = \sum_{i=1}^k \eta_i \hat{y}_{i,t}^s \quad (11)$$

donde

$$\eta_i = \frac{\frac{1}{\hat{\sigma}_i^2}}{\sum_{i=1}^k \frac{1}{\hat{\sigma}_i^2}} \quad (12)$$

Para estimar los valores de la variable endógena a un nivel de desagregación mayor –regional-, asumimos la hipótesis de que la economía a nivel agregado y desagregado están relacionadas. Entonces, tenemos la siguiente expresión:

$$y_{i,t}^{s,r} = b'_{00} + \sum_{j=1}^p b'_{ij} x_{i,t-j}^{s,r} + u_{i,t}^r \quad (13)$$

Y, adicionalmente:

$$y_{i,t}^{s,r} = y_{i,t}^s + \sum_{j=1}^p b'_{ij} (x_{i,t-j}^{s,r} - x_{i,t-j}^s) + u_{i,t}^r - u_{i,t} \quad (14)$$

A partir de la anterior ecuación es inmediato obtener la estimación regional sin más que considerar que, en muestras suficientemente grandes, la influencia de las perturbaciones se anula y, además, las estimaciones de los parámetros del modelo se aproximan a sus valores reales. De acuerdo a lo anterior, la estimación del valor de la macromagnitud de la región  $r$  viene dada por:

$$\hat{y}_t^{s,r} = \sum_{i=1}^k \hat{\eta}_i \hat{y}_{i,t}^{s,r} \quad (15)$$

Nótese que este procedimiento puede utilizarse con fines predictivos sin más que usar indicadores adelantados o bien extrapolando los valores de las series de indicadores, por ejemplo, con la aplicación del programa Tramo-Seats.

El conjunto de indicadores utilizado es el mismo que se usa para la trimestralización de la CRE, aunque en este caso se toman tasas de crecimiento interanual para los valores trimestrales<sup>16</sup>. Los resultados se presentan en el Gráfico 5 donde, al igual que ocurría con la trimestralización, se observa con un mayor detalle el patrón de la Gran Recesión a nivel regional. Si comparamos los resultados obtenidos con ambos métodos, se detecta una fuerte correlación, del 0.93 en media, y la coincidencia en ambos casos de las tasas medias anuales con la nacional. Sin embargo, también se aprecian significativas discrepancias en el corto plazo y en algunas regiones en concreto, sobre todo si atendemos a su ordenación, de forma que el coeficiente de correlación por rangos de Spearman no permite aceptar que ambas ordenaciones sean iguales. Para entender mejor estas discrepancias podemos observar los resultados en el Gráfico 6, donde se presentan las tasas medias de crecimiento interanual durante el periodo de la Gran Recesión y su respectiva ordenación regional. Allí se detecta que, aunque para la mayoría de las regiones la posición relativa coincide, en algunos casos como por ejemplo AST, EXT, CANT y CAN las diferencias son muy notables<sup>17</sup>. Un mayor detalle de estas diferencias y de la evolución de los indicadores regionales se presenta en la siguiente sección.

---

<sup>16</sup>La elaboración de una base de datos más amplia con un mayor conjunto de indicadores, algo que excede el objetivo de este trabajo, podría contribuir a mejorar la precisión de estos resultados. No obstante, la baja calidad estadística de la mayoría de los indicadores regionales de coyuntura desaconseja en muchas ocasiones su uso.

<sup>17</sup>BBVA Research, en su informe sobre la situación en España del segundo semestre de 2013, también señala importantes diferencias entre sus propias previsiones de crecimiento regional y las estimaciones de la CRE. Entre aquellas regiones con mayores discrepancias destacan CLM, CYL, MAD, AST y EXTR.

### 2.3. La Gran Recesión en las regiones

Una vez realizados los cálculos que permiten localizar la evolución cíclica de la Gran Recesión a nivel nacional y disponer de series de PIB trimestrales a nivel regional, el propósito de esta sección es realizar un análisis descriptivo tomando como base la información que se ha recopilado en el Cuadro 2. A tal efecto, se calculan las tasas medias de crecimiento interanual de los diferentes indicadores y la tasa de crecimiento total desde el inicio de la crisis en 2008.2 hasta el último dato disponible en el momento de elaborar este trabajo, 2013.1 (2012.4 en el caso de la CRE trimestralizada). El Gráfico 6 presenta, a su vez, una ordenación de las regiones según la tasa media de crecimiento interanual de los datos trimestrales durante el periodo de crisis, bien a partir de la trimestralización de la CRE (gráfico superior), o bien a partir de la regionalización de la CNTR. Ambas clasificaciones coinciden en señalar que las regiones más afectadas por la crisis han sido CVAL, CLM, AND y MUR, con tasas de caída del PIB que oscilan entre el -1.7/-1.8% de CVAL y el -1.3% de MUR, frente a una media nacional de -1.1%. En el otro extremo, NAV, PVAS y MAD han registrado un menor impacto de la crisis, con tasas de caída media que se sitúan en torno al -0.6%. Las mayores discrepancias se concentran en AST, EXT, CANT y CAN. En el caso de AST, mientras la CRE trimestralizada estimaría una tasa de caída media interanual del -1.7%, la CNTR regionalizada la situaría en el -0.9%; para EXT estas cifras son de -1.2% y -0.7%, respectivamente; finalmente, en CAN y CANT la discrepancia es algo inferior con cifras de -0.7%/-1.2% y -1.0%/-0.5%. El resto de regiones (ARA, BAL, CAT, CYL, GAL y LAR) presentan un comportamiento muy similar en torno a la media nacional.

El análisis del conjunto de indicadores de coyuntura ayuda a entender mejor estas cifras (véanse de nuevo el Cuadro 2 y los Gráficos 7 y 8). Por ejemplo, AST, una

de las regiones que la CRE sitúa entre las más afectadas por la crisis, resulta tener una caída de la ocupación y un aumento del número de parados por debajo de la media nacional (Gráfico 7). Asimismo, la caída de la afiliación a la Seguridad Social y del IPI en AST son también inferiores a la media nacional (Gráfico 8). Y algo similar ocurre en EXT, donde el descenso de la afiliación y el aumento del número de parados están entre los más bajos del país. Puesto que el método de regionalización del PIB estimado por la CNTR descansa precisamente en la evolución de estos indicadores, esto explicaría las diferencias encontradas entre ambos métodos.

Para ver con más claridad la distribución geográfica de estos indicadores, que recogen los elementos más significativos de la incidencia regional de la crisis, se ha elaborado un mapa (Gráfico 23) a partir de los resultados del análisis *cluster* que de ellos se deriva<sup>18</sup>. El objetivo del análisis de *clusters* es identificar grupos de regiones que comparten respuestas similares a la Gran Recesión y, a su vez, diferentes respecto a los demás grupos. Hay dos tipos de métodos de agrupación: el de los algoritmos de partición jerárquica y el llamado *k – medias* que es el que utilizaremos en este trabajo. Este método crea un único nivel de grupos y asigna cada región a un grupo específico. El algoritmo encuentra una partición en la que las regiones dentro de cada grupo están tan cerca una de la otra como sea posible y tan lejos de las de los otros grupos como sea posible. Cada grupo se define por su centroide o centro, que es el punto en el que la suma de las distancias desde todos los objetos del grupo se reduce al mínimo. El algoritmo iterativo minimiza estas distancias dentro de todos los grupos, pero sus resultados finales dependen de la primera asignación al azar y, además, es preciso definir *a priori* el número de grupos o *clusters*. Para superar las dos desventajas del método (la selección del número de

---

<sup>18</sup>La interpretación de este mapa junto con otros derivados de las características cíclicas y estructurales de las regiones se analizan con mayor detalle en la siguiente sección.

grupos y la dependencia de la partición inicial), se ha utilizado un procedimiento iterativo hasta lograr una convergencia que asegure que no estamos ante un mínimo local y el gráfico y el valor medio de la función *silhouette* que permite seleccionar el valor de  $k$ .

Los datos que se han tenido en cuenta son las tasas medias de crecimiento interanual del PIB durante el periodo de crisis -de la CNTR regionalizada-, así como las de ocupados, parados, afiliados a la Seguridad Social e IPI. En el mapa puede distinguirse claramente en azul más oscuro, un grupo de regiones que habrían sobrellevado la Gran Recesión con menor incidencia relativa (AST, CANT, CYL, EXT, GAL, MAD, NAV, PVAS), un segundo grupo con incidencia intermedia (ARA, BAL, CAN, CAT, MUR, LAR) y, finalmente, un tercer grupo con incidencia muy alta (AND, CLM, CVAL). En el primer grupo, con menor incidencia, la tasa media de caída del PIB ha sido del -0,8% y en los siguientes del -1,1% y del -1,3%, respectivamente. El detalle de estas cifras puede consultarse en el Cuadro 3. No obstante, los resultados de algunas regiones, como AST, EXT y CANT, deben interpretarse con suma cautela por las discrepancias a las que nos hemos referido con anterioridad.

Con carácter preliminar, y antes de analizar en detalle la cronología cíclica de todas las regiones, hemos realizado una aproximación a los co-movimientos en el ciclo regional mediante un análisis gráfico tipo *box – plot* (Gráfico 9) tanto por regiones como por periodos, usando los datos de crecimiento del PIB a partir de la regionalización de la CNTR. Por periodos, se observa un aumento de la heterogeneidad en las tasas de crecimiento regionales al comienzo de la crisis, lo que vendría a indicar que la Gran Recesión no impacta en todas las comunidades al mismo tiempo, pero la dispersión se reduce con posterioridad y se mantiene en niveles

muy bajos hasta 2013. Por otra parte, atendiendo a la información por regiones, las que han tenido tasas de crecimiento más heterogéneas, desde 1992 hasta la actualidad, han sido CVAL, CAN, MUR y BAL, aunque PVAS, NAV, CAT y CYL son las que tienen más valores atípicos (*outliers*) por el fuerte impacto de la Gran Recesión en una trayectoria relativamente homogénea de crecimiento en el pasado.

Finalmente, esta primera parte descriptiva se completa con una radiografía de las regiones antes y después de la Gran Recesión a partir de un indicador clave de desarrollo económico, como es la renta per cápita, y otro como la tasa de desempleo que mezcla rasgos estructurales y de coyuntura. Los resultados se presentan en los Gráficos 10a y 10b. En ellos se observa que la ordenación por renta per cápita es casi idéntica antes y después de la crisis. EXT, AND, MEL, CLM y MUR serían las regiones por este orden con menor renta per cápita, y PVAS, MAD, NAV, CAT, ARA, LAR y BAL las más ricas, con niveles de desarrollo por encima de la media nacional. Otras comunidades situadas por debajo de la media nacional como CEU, CAN, CVAL y GAL han modificado ligeramente su posición relativa. Sin embargo, en el caso del desempleo encontramos diferencias más significativas. Si bien se ha producido un aumento generalizado de la tasa de paro, algunas regiones han sentido con más virulencia el devastador efecto de la Gran Recesión sobre el empleo. Por ejemplo, CVAL, MUR y CLM han pasado a situarse por encima de la media nacional, y otras como CAT y ARA, aun manteniéndose por debajo de la media, han sufrido fuertes incrementos que les han hecho perder posiciones en el ranking de las mejor situadas antes de la crisis, que sigue encabezado por PVAS.



### 3. Analizando el ciclo económico en las regiones durante la Gran Recesión

Hasta el momento hemos estudiado el comportamiento de las regiones durante la Gran Recesión, definida ésta a nivel nacional; en esta sección analizamos el ciclo económico de cada una de ellas de forma individual<sup>19</sup>. Para ello se procederá a detectar los puntos de giro que permitirán realizar el correspondiente fechado cíclico. Y a partir de esta información podremos estudiar las características cíclicas y el grado de sincronización entre las regiones, y entre éstas y España. Como variable de referencia en esta sección utilizamos el Índice de Producción Industrial (IPI), del que se dispone, como ya hemos señalado, de series regionales homogéneas de 1991.10 hasta 2013.4. La elección de este índice, tal y como se argumenta en Gadea *et al.* (2012), puede ser controvertida, pero se debe a que no podemos usar el PIB -que sería una medida más amplia de la actividad económica-, dadas las características que ya se han mencionado de la Contabilidad Regional. Por otra parte, una serie anual sobre la que se han hecho transformaciones para tener una mayor frecuencia no es la más adecuada para realizar el fechado cíclico, y además como mínimo se necesita que la serie sobre la que se trabaja abarque un ciclo completo para que el algoritmo tenga la suficiente fiabilidad.

El uso del IPI tiene indudables ventajas y también algunos inconvenientes. Entre sus ventajas destaca, en primer lugar, su carácter mensual, lo que permite captar el fechado cíclico con gran precisión. Además, es una de las series principales en la estimación regional del PIB, ya que refleja el ritmo del ciclo de forma más precisa

---

<sup>19</sup>Entre los trabajos que analizan el ciclo económico con un nivel más desagregado que el nacional podemos citar los de Owyang *et al.* (2005), Hamilton y Owyang (2012) y Leyva-León (2013), todos ellos referidos al ciclo económico en EE.UU.

que otras variables como el empleo. De hecho, el PIB muestra un patrón cíclico similar al del IPI aunque mucho más suave por el efecto del sector servicios, pero lo cierto es que el IPI se ha utilizado en numerosos trabajos empíricos que analizan el ciclo económico, mostrando en todos los casos una gran consistencia<sup>20</sup>. Se podría decir que el IPI ofrece una versión más amplificada, sensible y a veces errática del ciclo regional.

Precisamente, esta mayor volatilidad, acrecentada en las regiones de menor tamaño, es uno de sus principales inconvenientes, lo cual ha intentado paliarse filtrando la serie hasta extraer su componente ciclo-tendencia. La segunda desventaja es el alto grado de heterogeneidad en la estructura productiva de las regiones españolas. A la altura de 2008 se podían distinguir tres grupos de regiones con arreglo al peso relativo del sector industrial en el PIB. El primero, con un peso claramente por encima de la media nacional (que era el 17%), estaría formado por NAV, LAR, PVAS, CAT, ARA, CVAL y CANT; el segundo, con un peso en torno a la media, que comprendería AST, CYL, CLM y GAL; y, finalmente, un tercer grupo con las regiones con menor peso industrial: MUR, MAD, AND, EXT<sup>21</sup>, BAL y CAN.

Al disponer ahora de una serie adecuada con el IPI, podemos analizar los co-movimientos en el ciclo regional de una manera más formal que con el PIB, calculando un índice de correlación dinámica. Para ello usamos la propuesta de Stock y Watson (2008), que resume todos los posibles co-movimientos a lo largo del tiempo.

---

<sup>20</sup>Entre ellos podemos citar a Mönch y Uhlig (2005), Camacho *et al.* (2008) y Frühwirth-Schnatter y Kaufman (2008). Artis *et al.* (2004) utilizan tanto el IPI como el PIB para fechar el ciclo europeo y encuentran resultados similares

<sup>21</sup>El IPI de Extremadura presenta una singularidad que lo somete a oscilaciones importantes no relacionadas con la trayectoria de la producción manufacturera: el fuerte peso del sector energético. Mientras en el IPI nacional la ponderación del subsector de energía, por destino económico de los bienes, es el 13% (Base 2005, CNAE-09), en Extremadura alcanza el 47%, por el efecto de la central nuclear de Almaraz, cuyas paradas por recarga, además, no coinciden en los mismos meses de cada año. Por consiguiente, los resultados sobre la trayectoria del IPI de Extremadura y su validez como predictor del ciclo económico deben ser interpretados con muchas precauciones.

po entre los IPIs regionales. En este caso hemos tomado la primera diferencia logarítmica del componente ciclo-tendencia del IPI, que denotamos  $y_{ti}$  con  $i = 1..,17$  y que es equivalente a la tasa de crecimiento intermensual  $dy_{ti}$  para conservar mejor sus características cíclicas. En la parte superior del Gráfico 11 se muestra la evolución del IPI regional en niveles, donde también aparecen (líneas sólidas) el valor mediano y los percentiles 25 y 75 %. En él se muestra que todas las regiones entran en crisis –mayor sincronía-, aunque la respuesta es heterogénea, como se deduce del alto grado de dispersión que se observa entre los IPIs regionales.

La medida propuesta por Stock y Watson (2008) se basa en el índice de correlación espacial de Moran y captura los co-movimientos de las regiones a lo largo del tiempo, empleando un procedimiento tipo *rolling* o de ventana dinámica. Tiene la siguiente expresión:

$$\widehat{I}_i = \frac{\sum_{j=1}^N \sum_{j=1}^{i-1} \widehat{cov}(\Delta y_{it}, \Delta y_{jt}) / N(N-1)/2}{\sum_{i=1}^N \widehat{var}(\Delta y_{it}) / N} \quad (16)$$

donde,

$$\begin{aligned} \widehat{cov}(\Delta y_{it}, \Delta y_{jt}) &= \frac{1}{25} \sum_{s=t-12}^{t+10} (\Delta y_{is} - \overline{\Delta y_{it}})(\Delta y_{js} - \overline{\Delta y_{jt}}), \\ \widehat{var}(\Delta y_{it}) &= \frac{1}{25} \sum_{s=t-12}^{t+10} (\Delta y_{is} - \overline{\Delta y_{it}})^2, \\ \overline{\Delta y_{it}} &= \frac{1}{25} \sum_{s=t-12}^{t+10} \Delta y_{is}, \\ N &= 17 \end{aligned}$$

La serie resultante del cálculo de este índice  $\widehat{I}_t$ , se muestra en la parte de abajo

del Gráfico 11. Se puede observar con claridad que la correlación disminuyó mucho durante el periodo de fuerte expansión que siguió a la introducción del euro, alcanzando un mínimo de 0.34 al final de 2007, pero aumentando después de forma espectacular a medida que las regiones fueron adentrándose sucesivamente en la crisis. A partir de entonces disminuye moderadamente a comienzos de 2010 y vuelve a crecer en 2012.1. Parece, por tanto, que existe una relación entre el grado de co-movimientos y la fase del ciclo, de forma que la sincronía desciende en los momentos de expansión y aumenta de forma significativa en los de recesión. Este resultado es similar al encontrado por Leyva-León (2013) para los estados de Norteamérica.

### 3.1. Los ciclos regionales

Una vez que tenemos una primera impresión de la sincronía de los ciclos regionales, en este apartado vamos a realizar el fechado cíclico de cada región, lo que nos permitirá conocer el detalle de la evolución de la Gran Recesión en cada una de ellas. Como ya se ha mencionado, utilizamos el IPI regional, previamente filtrado, como variable de referencia y la metodología Bry-Boschan (BB) para la detección de los puntos de giro. La elección de este método en lugar de los modelos Markov-Switching (MS) se debe a la mayor robustez del algoritmo BB cuando las series tienen una elevada volatilidad, como es el caso que nos ocupa, frente a la mayor sensibilidad del MS ante cambios en la varianza. En la aplicación de la técnica BB se han realizado algunos ajustes en las condiciones iniciales del algoritmo con el fin de evitar fases cíclicas excesivamente cortas<sup>22</sup>.

Los resultados se presentan en el Gráfico 12. Hay que destacar, en primer lugar,

---

<sup>22</sup>Para una discusión sobre este punto puede consultarse Gadea *et al.* (2012).

que al usar el IPI como variable de referencia la recesión se detecta en España con anterioridad al 2008.2, que es el resultado que se obtenía cuando utilizábamos el PIB. En concreto, la recesión aparece en 2007.4, posteriormente se registra una recuperación frustrada entre 2009.6 y 2011.3, con una nueva recaída desde entonces hasta el momento actual. Estos resultados muestran la mayor sensibilidad cíclica y la naturaleza adelantada del IPI. El resto de fases recesivas a nivel nacional se localizaron en 1991.10-1993.3, 1995.2-1996.4 y 2000.7-2001.12 que corresponden con la crisis 1992-93 asociada a la tormenta del Sistema Monetario Europeo (SME) que provocó tres devaluaciones de la peseta en un corto espacio de tiempo, y con episodios conocidos de desaceleración como las consecuencias de la crisis del SME en 1995 tras el efecto tequila, o la secuela de la caída de los valores tecnológicos en el año 2000 al otro lado del Atlántico.

Un primer vistazo al Gráfico 12 demuestra que, aunque todas las regiones sufren de un modo u otro la Gran Recesión, existen claras diferencias entre ellas, tanto en el momento de inicio como en su evolución posterior. Hay regiones como AST, CAN y AND donde la recesión se presenta con cierta anticipación<sup>23</sup>, en otras como BAL, MUR, NAV y GAL lo hace con retraso, mientras el comportamiento de CVAL es un tanto atípico<sup>24</sup>. Por otra parte, en regiones como NAV, AND, BAL, CAN, MAD y MUR no aparece el fenómeno del *double-deep* y la recesión tiene la forma de un continuo desde sus inicios. Por último, en otras regiones como MUR, CAT, GAL y CAN, los resultados apuntarían a que la actual recesión habría concluido. Además, hay un conjunto de regiones que han tenido un mal comportamiento con el cambio de siglo y han pasado prácticamente desde 2004 en recesión: AST sobre todo, pero

<sup>23</sup>En el caso de AST, realmente, el ciclo reciente muestra casi una continua recesión

<sup>24</sup>En esta región no se detecta ninguna fase recesiva en torno a 2000-2001; algo similar ocurre en CLM.

también CYL y EXT. Esta situación podría explicarse por la lenta recuperación tras la fase recesiva de 2000-2001 que afecta fundamentalmente al sector industrial.

### **3.2. Las características de los ciclos regionales**

El análisis en profundidad del ciclo de cada región puede realizarse siguiendo el trabajo de Harding y Pagan (2002), que nos permite definir y calcular las principales características de la recesiones, como la probabilidad, la duración, la amplitud, la acumulación y el exceso. Todas estas medidas se basan en el análisis gráfico propuesto por dichos autores, de forma que cada fase cíclica se representa por un triángulo, donde la altura es la amplitud y la base la duración. En el caso de una recesión, la diagonal se formaría uniendo un pico con su valle consecutivo, de modo que el área del triángulo sería una aproximación de la pérdida acumulada en output (producción industrial u otra variable de actividad) durante la crisis (ver Esquema 1)<sup>25</sup>. Los resultados se presentan en el Gráfico 13. Puesto que no es posible aislar en unas mismas fechas el impacto de la Gran Recesión en todas las regiones, estas medidas se han calculado para todas las recesiones detectadas en el periodo muestral, es decir desde 1991.10, de forma que aunque lo que domina es la Gran Recesión, también se tienen en cuenta el resto de crisis ocurridas durante la muestra.

La probabilidad de estar en recesión es de 0.40 para el conjunto nacional (0.45 es la media aritmética de todas las regiones) y su duración 20 meses (22 para la media de las regiones). Unas cifras elevadas si las comparamos con resultados previos tanto en España, como Europa y Estados Unidos y que reflejan el fuerte impacto de la Gran Recesión en la economía española. Existe además cierta heterogeneidad en la probabilidad y duración de las recesiones entre las regiones. Si bien en la mayor

---

<sup>25</sup>Es habitual usar las series en logaritmos para obtener tasas de crecimiento.

parte de ellas la probabilidad de recesión se sitúa en torno a ese 0.40, destaca el caso de ARA con tan solo un 0.37 y los de AST, BAL, EXT y AND que sobrepasan el 0.50, llegando incluso al 0.65 en el caso de AST. En cuanto a la duración de las recesiones, CYL y CAT son las regiones con recesiones más cortas, en torno a 16 meses, mientras que AND y MUR encabezan el ranking con 32 y 28 meses respectivamente.

También encontramos claras asimetrías en la amplitud de las recesiones. Recordamos que esta medida, expresada en porcentaje, muestra la pérdida en producción industrial como consecuencia de las recesiones. Frente a una cifra del -11 % para el conjunto nacional, destacan las regiones de MAD, BAL, MUR y AND con caídas en torno al -15 % mientras que CANT, EXT, CAN y CAT no llegarían al -10%. Algo similar ocurre con la acumulación, medida en la cual MAD, AND, BAL y MUR registran las mayores caídas y GAL, EXT, CANT y CAT las menores. Esta medida es útil para identificar las pérdidas acumuladas durante las recesiones y es una síntesis de la duración, amplitud y forma del ciclo.<sup>26</sup> El exceso es una medida que refleja la forma de la recesión, y que se calcula como diferencia entre el área real y la correspondiente al triángulo. Esto significa que si el exceso es negativo (recesión convexa) es porque la recesión comienza con una fuerte caída que se va moderando poco a poco, de manera que la pérdida acumulada durante la recesión es mayor a la que se habría obtenido con una tasa de crecimiento lineal, representada por el área del triángulo. Por el contrario, si el exceso es positivo (recesión cóncava), es debido a que la recesión comienza lentamente para irse agravando después, siendo la pérdida total inferior al caso lineal. De acuerdo con los datos del Gráfico

---

<sup>26</sup>Un procedimiento sencillo para calcular la acumulación es a partir del área del triángulo, sin embargo en este trabajo se ha calculado el área con precisión mediante métodos numéricos de integración para no perder la forma del ciclo.

13, el exceso ha sido negativo para el conjunto nacional y en diez de las diecisiete regiones.

En resumen, el método BB nos ha permitido obtener la cronología de las recepciones en cada una de las regiones y, por tanto, tener una imagen más precisa del impacto de la Gran Recesión en cada una de ellas. Hemos observado que existen similitudes y diferencias y, por ello, el siguiente apartado se dedica al análisis de la sincronización entre los ciclos regionales utilizando una batería de medidas tanto en el dominio del tiempo como en el de las frecuencias.

### 3.3. Medidas de sincronización

#### 3.3.1. En el dominio del tiempo

El contraste de independencia para las regiones  $i$  y  $j$ , está basado en una tabla de contingencia donde se presentan las frecuencias observadas de expansión y recesión de las dos regiones. Este estadístico tiene la siguiente expresión:

$$Q_{ij} = \sum_{u=1}^s \sum_{v=1}^s \frac{(n_{uv} - \hat{m}_{uv})^2}{\hat{m}_{uv}} \quad (17)$$

donde  $s$  es el número de regímenes (expansión/recesión),  $n$  las frecuencias totales observadas y  $m$  las frecuencias marginales estimadas. El estadístico se distribuye bajo la hipótesis nula de independencia como una  $\chi^2$  con  $(s-1)(s-1)$  grados de libertad. A partir de la tabla también podemos calcular el *coeficiente de contingencia* que toma valores en el rango  $[0,1]$ , de más bajo a más alto grado de co-movimientos:

$$C_{ij} = \frac{1}{\sqrt{2}} \sqrt{\frac{Q_{ij}^2}{Q_{ij}^2 + T}} \quad (18)$$



De acuerdo con Harding y Pagan (2006), para cada  $i$ -región, podemos construir una variable aleatoria binaria  $S_{it}$ , que toma valor 1 cuando la  $i$ -región está en una fase de expansión y 0 cuando está en una fase de recesión<sup>27</sup>. A partir de esta información el *índice de concordancia* para dos regiones  $i, j$  está definido de la siguiente forma:

$$I_{ij} = T^{-1} \left[ \sum_{t=1}^T (S_{it} S_{jt}) + \sum_{t=1}^T (1 - S_{it})(1 - S_{jt}) \right] \quad (19)$$

donde  $T$  es el tamaño muestral.  $I_{ij}$  mide la proporción de tiempo que dos regiones están en la misma fase. Es preciso señalar que este índice solo captura similitudes en la periodicidad de los ciclos regionales, independientemente de la amplitud de las fases recesivas o expansivas. Aunque esta medida tiene una interpretación muy intuitiva y nos ofrece una primera impresión del grado de sincronización regional, tiene la desventaja de que no puede contrastarse su significatividad estadística. Por ese motivo, Harding y Pagan (2006) sugieren un método alternativo basado en la correlación entre  $S_{jt}$  and  $S_{it}$  y recomiendan estimar el *coeficiente de correlación* usando el método generalizado de los momentos (MGM). Partiendo de la siguiente condición de momentos:

$$E[\sigma_{S_{it}}^{-1} (S_{it} - \mu_{S_{it}}) \sigma_{S_{jt}}^{-1} (S_{jt} - \mu_{S_{jt}}) - \rho_{S_{ij}}], \quad (20)$$

donde  $\mu_{S_t}$  y  $\sigma_{S_t}^{-1}$  son, respectivamente la media y desviación típica de la serie  $S_t$ , podemos estimar el valor de  $\rho_{S_{ij}}$  y contrastar si  $\rho_{S_{ij}} = 0$  usando el  $t$ -test en su

<sup>27</sup>Nótese que esta variable puede construirse fácilmente a partir de los puntos de giro localizados con la metodología BB, aunque en la literatura de ciclos económicos es más habitual señalar con 1 las fases recesivas y con 0 las expansivas.

ecuación implícita:

$$T^{-1} \sum_{t=1}^T \widehat{\sigma}_{S_{it}}^{-1} (S_{it} - \mu_{S_{it}}) \widehat{\sigma}_{S_{jt}}^{-1} (S_{jt} - \mu_{S_{jt}}) - \widehat{\rho}_{S_{ij}} = 0 \quad (21)$$

Tal y como Harding y Pagan (2006) reconocen,  $\widehat{\rho}_{S_{ij}}$  puede también ser estimado a partir de la siguiente expresión:

$$\sigma_{S_{it}}^{-1} \sigma_{S_{jt}}^{-1} S_{it} = \alpha + \rho_{S_{ij}} \sigma_{S_{it}}^{-1} \sigma_{S_{jt}}^{-1} S_{jt} + \varepsilon_t, \quad (22)$$

La interpretación de esta regresión tiene la ventaja sobre el MGM de que puede ser estimada recursivamente y comprobar si el grado de sincronización ha cambiado a lo largo del tiempo. Sin embargo, si queremos hacer inferencia es preciso garantizar su robustez ante la presencia de autocorrelación o heterocedasticidad en los errores. Por ello utilizamos una estimación consistente de la matriz de varianzas y autocovarianzas con el método Newey-West con la ventana de Barlett<sup>28</sup>.

Los resultados se presentan en los Gráficos 14, 15 y 16 para los índices de concordancia, contingencia y correlación, respectivamente<sup>29</sup>. En la parte superior de cada gráfico hemos representado la media del valor del índice de cada región con relación a todas las demás y, también, su sincronía con España. Además, en la parte inferior hemos incluido el mapa multidimensional re-escalado, que nos permite visualizar el grado de sincronía cíclica de las regiones con un número reducido de dimensiones. En los tres casos, el índice de sincronización correspondiente se utiliza como matriz de distancias; a continuación, transformamos la matriz de similitud

<sup>28</sup>Tal y como se muestra en Gadea *et al.* (2012) también es posible calcular intervalos de confianza mediante métodos *bootstrap*.

<sup>29</sup>El detalle de todas las matrices con valores y contrastes no se presenta por razones de espacio.

en una de disimilitud y reproducimos su distancia euclidiana<sup>30</sup>. Un examen preliminar de los valores propios de esta matriz muestra que dos dimensiones no son suficientes para representar los puntos adecuadamente, y necesitamos por lo menos tres o cuatro dimensiones. Debido a la imposibilidad de dibujar gráficos en cuatro dimensiones, se muestra en tres.

Aunque los tres índices muestran valores numéricos diferentes, las conclusiones que pueden extraerse son muy similares. En general la sincronía cíclica es elevada: 81 %, 73 % y 51 % en los índices de contingencia, concordancia y correlación respectivamente para cada índice con respecto a España, y 75 %, 63 % y 62 % a nivel regional. Sin embargo, existen diferencias importantes entre regiones, que pueden apreciarse muy bien en los gráficos. En concreto, y con pequeñas diferencias entre medidas, AST, MUR, BAL, GAL y EXT aparecen como las regiones más aisladas del resto, especialmente EXT, que destaca por sus bajos niveles de sincronización. Es interesante también el resultado que aparece en el Gráfico 17, en el que se representa una medida sintética del grado de sincronía antes y después de la Gran Recesión, media de las tres anteriores. En él se observa que, aunque no se han producido cambios espectaculares, sí se detecta una menor sincronía en algunas regiones como GAL y MUR, que han incrementado su grado de aislamiento tras la Gran Recesión. Sin embargo, otras como AST, BAL, CLM y CVAL han visto cómo su sincronía aumentaba. Las medidas en el dominio frecuencial nos proporcionarán una nueva perspectiva sobre esta cuestión.

---

<sup>30</sup>Una explicación detallada de esta técnica puede encontrarse en Timm (2002).

### 3.3.2. En el dominio frecuencial

Un aspecto importante para valorar la sincronización de los ciclos regionales es la frecuencia temporal elegida; no es lo mismo tomar como referencia periodos temporales cortos que cifrar el análisis en el largo plazo. En esta sección calcularemos medidas en el dominio de frecuencias, tales como el índice de coherencia y la modificación propuesta por Croux *et al.* (2001), denominada correlación dinámica. Las medidas espectrales son muy útiles para el estudio de los movimientos conjuntos de las series temporales y tienen varias ventajas sobre otros conceptos binarios.

Entre las medidas espectrales, la coherencia es, sin duda, la más popular de todas en la literatura. El *índice de coherencia* entre dos procesos,  $x_t$  y  $y_t$  se define como:

$$C_{xy}(\lambda) = \frac{|S_{xy}(\lambda)|^2}{S_x(\lambda)S_y(\lambda)} \quad (23)$$

donde  $S_{xy}$  es la densidad espectral cruzada y  $S_x$  y  $S_y$  las densidades espectrales para cada frecuencia  $\lambda$ . Los resultados de esta medida entre cada región y España se muestran en el Gráfico 18. Además, en la parte inferior (esquina de la derecha), se presentan las funciones de densidad de la coherencia regional para tres frecuencias seleccionadas: largo plazo (frecuencia 0), medio plazo (3 años) y corto plazo (1 año). En general, la mayoría de las regiones tienen una coherencia alta en el muy largo plazo (frecuencia 0), con la excepción destacada de EXT y, en menor medida, de BAL, MUR, CLM, AST y CAN. Considerando frecuencias superiores (de 0 a 3 años), en lo que podemos denominar medio plazo, disminuye el número de regiones que muestran los mayores co-movimientos: CAT, CVAL, PVAS, GAL, ARA, NAV y MAD (sus medidas de sincronización mostraron que la mayoría de estas regiones también son las más conectadas con el resto). Sin embargo, los co-movimientos

entre las regiones disminuyen dramáticamente en las frecuencias altas, lo que indica que los ciclos económicos regionales tienen grandes discrepancias en el corto plazo. Esta conclusión se ve confirmada por las funciones de densidad, lo que demuestra que la heterogeneidad en co-movimientos aumenta con la frecuencia. El impacto de la Gran Recesión se percibe claramente en la forma de una mayor coherencia en el largo y medio plazo y menor en el corto. Véase el Gráfico 19 para una comparación de las funciones de densidad en diferentes frecuencias antes y después de la Gran Recesión.

Aunque la coherencia es la medida más utilizada en la literatura de series temporales para analizar los co-movimientos, Croux *et al.* (2001) ponen de manifiesto que no es apropiada como índice de movimientos conjuntos y proponen una modificación, denominada correlación dinámica. A partir de la descomposición espectral de los procesos de  $x_t$  y  $y_t$ ,

$$x_t = \int_{-\pi}^{\pi} e^{i\lambda t} dZ_x(\lambda),$$

$$y_t = \int_{-\pi}^{\pi} ie^{i\lambda t} dZ_y(\lambda),$$

donde  $dZ_x(\lambda)$  y  $dZ_y(\lambda)$  son procesos ortogonales de incremento (complejos), podemos obtener la densidad espectral y la espectral cruzada que tendrían la siguiente expresión:

$$S_x(\lambda) = \text{var}(dZ_x(\lambda)),$$

$$S_y(\lambda) = \text{var}(dZ_y(\lambda)),$$

$$S_{xy}(\lambda) = \text{var}(dZ_x(\lambda), dZ_y(\lambda)),$$

$$S_{yx}(\lambda) = \text{var}(dZ_y(\lambda), dZ_x(\lambda)),$$

A partir de aquí, la correlación dinámica se define como:

$$\rho_{xy}(\lambda) = \frac{c_{xy}}{S_x(\lambda)S_y(\lambda)} \quad (24)$$

donde

$$c_{xy}(\lambda) = \frac{S_{xy}(\lambda)}{\sqrt{S_x(\lambda)S_y(\lambda)}},$$

es el índice de coherencia, que es complejo y, en general, no simétrico y  $c_{xy}(\lambda)$  y  $c_{yx}(\lambda)$  son conjugados. Sin embargo, la coherencia es real y simétrica y Croux *et al.* (2001) señalan que no mide la correlación dinámica, ya que es invariante con respecto a los retardos de los procesos. En otras palabras, estos autores demuestran que la coherencia entre  $x_t$  y  $y_{tk}$  es igual a la de entre  $x_t$  y  $y_t$ , con el simple ejemplo de dos procesos ruido blanco. Mientras que la coherencia es igual a 1 en todas las frecuencias, la correlación dinámica va de 1, en una frecuencia de 0, a -1 en la frecuencia  $\pi$ . Además, la correlación dinámica puede ser descompuesta por bandas de frecuencia, lo que resulta muy útil para el estudio de los movimientos conjuntos del ciclo económico. Por último, se propone un índice multivariante de co-movimientos, denominado *índice de cohesión*, que tiene la expresión de un conjunto de unidades de  $X = [x_{1t}, \dots, x_{mt}]$ :

$$coh_X(\lambda) = \frac{\sum_{i \neq j} w_i w_j \rho_{xy}}{\sum_{i \neq j} w_i w_j} \quad (25)$$

es decir, la media ponderada de las correlaciones dinámicas entre todos los pares de series, asignando a cada serie una ponderación que, en nuestro caso, es el peso medio relativo del PIB de cada región respecto al total nacional entre 2008 y 2012.

El resultado de la aplicación de este índice de cohesión a las regiones españolas

aparece en el Gráfico 20 para diferentes frecuencias. También hemos utilizado esta medida como un índice para construir un mapa multivariante en las frecuencias 0 y  $\pi$ . Las conclusiones son similares a las obtenidas con el índice de coherencia. Mientras que los movimientos conjuntos regionales exhiben una alta cohesión en la frecuencia 0 (a largo plazo), su correlación dinámica disminuye en gran medida en las frecuencias más altas. De hecho, un simple examen de los mapas sugiere una fuerte agrupación de las regiones en la frecuencia de 0, demostrando que los ciclos económicos tienden a converger en el largo plazo. Podemos distinguir claramente dos valores extremos, EXT y MUR, y dos grandes grupos, uno formado por CYL, MAD, AST, LAR y NAV y otro por el resto de regiones. Sin embargo, el mapa que corresponde a una frecuencia mayor, por ejemplo  $\pi$ , muestra un alto grado de dispersión -manteniéndose EXT como el dato más atípico- lo que indica que existen fuertes discrepancias en los ciclos regionales en el corto plazo. Esta diferencia entre el largo y el corto plazo no ha sido suficientemente enfatizada en la literatura, pero tiene una gran importancia cuando se analizan los movimientos conjuntos de los ciclos económicos. Aunque las regiones están muy cohesionadas en la frecuencia 0, con un valor de 0,82, en otras frecuencias más típicas de los ciclos económicos, como 1, 2 y 4 años (que corresponden a  $\pi/6, \pi/12, \pi/24$ ), el índice de cohesión tiene valores de 0,25, 0,51 y 0,67, respectivamente <sup>31</sup>. El impacto de la Gran Recesión puede valorarse sin más que comparar el índice de cohesión antes y después de la misma. Los resultados muestran que mientras en las frecuencias altas (corto plazo) la dispersión es muy elevada, tanto antes como después de la crisis, en la frecuencia 0 la Gran Recesión ha supuesto un ligero incremento de la sincronización -que ya

---

<sup>31</sup>Un patrón similar se encuentra en Croux *et al.* (2001) para los países de la UEM, mientras que las regiones y estados de EE.UU. presentan índices de cohesión más elevados en frecuencias de 1.5, incluso más que en el largo plazo.

era alta-, pasando de un valor del índice de cohesión del 0,78 al ya mencionado 0,82. Este cambio también se percibe en el mapa de regiones en la frecuencia 0 donde EXT sigue siendo un valor atípico. El detalle y comparación de ambos mapas puede consultarse en el Gráfico 21.

### **3.3.3. Algunas pistas para explicar las similitudes y discrepancias de las regiones ante la Gran Recesión**

Como se ha podido comprobar hasta el momento, aunque por su gravedad la Gran Recesión ha terminado por afectar a todas las regiones españolas, la reacción de éstas no ha sido igual, existiendo una mezcla de similitudes y diferencias que vale la pena estudiar con algún detalle. En esta sección se realiza un análisis *cluster* recogiendo distintos tipos de variables: las características cíclicas, las medidas de sincronización, las características estructurales de las regiones y los indicadores de coyuntura durante la Gran Recesión. En todos los casos se ha optado por un análisis tipo *k – means* como el descrito en el apartado anterior.

Las disparidades en los ciclos económicos regionales a menudo se han atribuido a perturbaciones idiosincrásicas o a diferencias en las características estructurales de las regiones. Para comprobar esta hipótesis, hemos seleccionado cinco variables macroeconómicas y estructurales representativas: la renta per cápita, el peso del sector industrial, la tasa de desempleo, la dotación de capital humano y la tasa de apertura exterior. En todos los casos se han tomado datos de los años previos a la crisis<sup>32</sup>. En el mapa que aparece en el Gráfico 22 se presentan los resultados del

---

<sup>32</sup>Las fuentes utilizadas han sido INE para la renta per cápita, el peso del sector industrial en el PIB y la tasa de desempleo; IVIE para las dotaciones de capital humano que se miden como el número de años de escolarización de la población ocupada; y Ministerio de Economía y Competitividad para la tasa de apertura.



análisis *cluster*. Observamos un primer grupo formado por ARA, CAT, MAD, NAV, y PVAS caracterizado por una elevado peso industrial, reducida tasa de desempleo, alta renta per cápita y nivel formativo y elevada apertura exterior; en el extremo opuesto, un segundo *cluster* con AND, BAL, CAN, CLM, CVAL, EXT y MUR que registra el menor peso industrial, la mayor tasa de desempleo, bajos niveles de formación y una apertura comparativamente reducida; y finalmente, un tercer *cluster*, en una posición intermedia, que integraría las regiones de AST, CANT, CYL, GAL y LAR, cuyas características estarían más cerca del primer grupo que del segundo.

La información más específica sobre la crisis toma como referencia los datos del Cuadro 2, en el que aparece la evolución de una serie de indicadores coyunturales como el crecimiento del PIB, la caída de la población ocupada y del número de afiliados a la Seguridad Social, el crecimiento del paro y el índice de producción industrial. Los resultados del análisis *cluster*, que fueron analizados con anterioridad en el apartado 2.3, se ilustran en el mapa que aparece en el Gráfico 23. En él puede distinguirse claramente en azul más oscuro, un grupo de regiones que habrían sobrellevado la Gran Recesión con menor incidencia relativa<sup>33</sup> (AST, CANT, CYL, EXT, GAL, MAD, NAV, PVAS), un segundo grupo con incidencia intermedia (ARA, BAL, CAN, CAT, MUR, LAR) y, por último, un tercer grupo con incidencia muy alta (AND, CLM, CVAL).

Si a las variables coyunturales anteriores añadimos ahora los indicadores de sincronización y las características cíclicas, basadas en todos los casos en la trayectoria del IPI, encontramos también tres grupos de regiones, con AST, EXT y BAL integrando el grupo más alejado de los otros dos. De hecho, en una prueba

---

<sup>33</sup>En los casos de EXT y AST existen diferencias apreciables con relación a las estimaciones de crecimiento de la CRE, que situarían a estas regiones con peores resultados que la media nacional.

realizada únicamente con los indicadores de sincronización y características cíclicas, estas tres últimas regiones junto con MUR aparecen separadas de todas las demás, de modo que puede afirmarse que la crisis tiene perfiles singulares en ellas, diferenciándose claramente del resto.

Finalmente, si reunimos toda la información estructural, la coyuntural y la asociada a las características y sincronización del ciclo, en un solo análisis *cluster*, podemos encontrar cuatro grupos, tal y como aparecen en el mapa del gráfico 24. El primer *cluster*, formado por AST, BAL y EXT se caracterizaría por tener muy baja sincronía con el resto de regiones y España, la mayor probabilidad de entrar en recesión, el menor peso industrial y la tasa de apertura más baja; el impacto de la crisis, tanto atendiendo a las características cíclicas como a los indicadores coyunturales, sería intermedio. El segundo *cluster*, integrado por CAN, CLM, CVAL y MUR presenta baja sincronía, alta probabilidad de entrar en recesión, bajo peso industrial, alta tasa de desempleo previa, bajo nivel de formación y la renta per cápita más baja; en este caso, el impacto de la Gran Recesión sería uno de los más negativos. El tercer *cluster*, que agrupa MAD, NAV y PVAS reúne los mayores índices en sincronía, peso industrial, tasa de apertura y niveles de capital humano y renta per cápita; el impacto de la crisis sería el menor si atendemos a los datos de PIB y ocupación, pero de los peores en cuanto al comportamiento de la industria. Finalmente, el cuarto *cluster*, que engloba AND, ARA, CANT, CYL, CAT, GAL y LAR presenta también, aunque en menor grado que el *cluster* anterior, una elevada sincronización, peso industrial, apertura y nivel formativo, aunque la renta per cápita sería intermedia y el desempleo previo superior (muy afectado por la inclusión de AND). En este caso el impacto de la crisis atendiendo a los indicadores de coyuntura sería relativamente elevado, mientras que de acuerdo con las características

cíclicas el menor de todos los grupos.

De esta forma, parece evidente que hay una clara correlación entre grado de sincronización y las características estructurales. Una región con un alto índice de desempleo, en promedio, se espera que este más aislada del resto, mientras que una región con elvado peso industrial, alta renta per cápita, y mayor capital humano y tasa de apertura estará más sincronizada. Aunque la relación con el impacto de las recesiones en general, y de la Gran Recesión en particular, es algo más compleja, también pueden extraerse algunos hechos estilizados. En el Cuadro 4, que sintetiza la mayor parte de los indicadores usados y sus valores en cada uno de los cuatro *clusters* últimos, se observa que el grupo de regiones con menor incidencia de la Gran Recesión es precisamente el de mayor sincronía, más peso industrial, mayor renta per cápita, mejor dotación de capital humano, mayor apertura exterior y menor tasa de desempleo en el momento previo a la crisis. Y algo parecido, en sentido contrario, se produce en el *cluster* de regiones que sufren el mayor impacto. Sin embargo, si atendemos a las características cíclicas, el primer *cluster* mencionado acusaría las recesiones en el sector industrial con mayor intensidad que el segundo. En todo caso, si pudiéramos contar con información de mayor frecuencia respecto a la evolución del PIB y de sus principales componentes por regiones, se podría matizar mejor los resultados obtenidos con el IPI.

#### **4. Agrupando los ciclos regionales**

Para finalizar, en esta última sección vamos a contemplar el ciclo regional de forma conjunta al objeto de determinar si podemos establecer uno o varios ciclos económicos entre las regiones españolas. Los relativamente altos grados de

sincronía encontrados en análisis previos animan a realizar este nuevo ejercicio. La metodología que vamos usar trata de buscar *clusters* de estados (expansiones-recesiones) de acuerdo con un panel MS. Utilizamos la tasa de crecimiento trimestralizada del *IPI* ciclo-tendencia como variable de referencia. De esta forma, reducimos la alta volatilidad que afecta a las series de *IPI*, acrecentada además a nivel regional. Denotamos por  $y_{it}$  dicha tasa de crecimiento en la región  $i$  y el periodo  $t$ . El siguiente modelo está especificado para encontrar grupos de regiones con similares patrones de ciclo económico:

$$y_{it} = c_K^G + \delta_{1,K}^G y_{i,t-1} + \dots + \delta_{p,K}^G y_{i,t-p} + (I_{kt}-1)(c_K^R + \delta_{1,K}^R y_{i,t-1} + \dots + \delta_{p,K}^R y_{i,t-p}) + \varepsilon_{it} \quad (26)$$

si  $S_i = k$ . Los periodos expansivos se denotan por  $I_{kt} = 1$  con ratio de crecimiento condicional  $c_k^G$  y los periodos de recesión por  $I_{kt} = 0$  con ratio de crecimiento condicional  $c_k^G - c_k^R$ . Consideramos que la dinámica, capturada a partir de los parámetros autorregresivos, es específica para cada estado y cada grupo, esto es,  $\delta_{j,k}^G$  y  $\delta_{j,k}^G - \delta_{j,k}^R$ ,  $j = 1, \dots, p$ . Suponemos que cada grupo de regiones,  $k$ , sigue un proceso MS como el descrito en secciones previas y la estimación se realiza por métodos bayesianos y con un enfoque MCMC (*Markov chain Monte Carlo*)<sup>34</sup>. Como *priors* se han utilizado los siguientes:

- $\eta_1, \dots, \eta_k \sim D(1, \dots, 1)$
- $\sigma^2 \sim G(1, 1)$
- $\xi_{k,j} \sim B(3, 1), j = 1, 2$

<sup>34</sup>Para un mayor detalle de este método de estimación puede consultarse Frühwirth-Schnatter y Kaufmann (2008), quienes también presentan una aplicación empírica con datos de IPI para una muestra de países desarrollados.

- $c_k^G \sim N(0,4)$  y  $c_k^G - c_k^R \sim N(0,4)$
- $\delta_{l,k}^G \sim N(0,1)$
- $\delta_{l,k}^G - \delta_{l,k}^R \sim N(0,1)$
- $l = 1, \dots, p$ , para  $k = 1, \dots, K$ .

donde  $\xi_{k,jj}$  representa la matriz de transición y  $\eta_i$  el tamaño de cada grupo.

De acuerdo con los resultados de la función de verosimilitud el modelo preferido se logra con  $p = 1$  y  $k = 1$  (véase el Cuadro 5). En el Gráfico 27 se presentan los *scatterplots* de los parámetros simulados con las especificaciones alternativas para  $k = 2, 3$  y se observa cómo, efectivamente, la distinción de más de un grupo es muy tenue y no resulta estadísticamente significativa. Sin embargo, si restringimos la muestra hasta 2008 para eliminar el efecto de la Gran Recesión, encontraríamos dos ó incluso tres grupos de regiones con procesos de Markov diferenciados<sup>35</sup>. Por lo tanto, la Gran Recesión habría tenido el efecto de aglutinar los ciclos regionales. El detalle de la estimación se presenta también en el Cuadro 5 donde se distingue claramente un ciclo de crecimiento positivo, con un ratio medio de 0.52 que correspondería a la fase expansiva, frente a otro de crecimiento negativo, correspondiente a la recesión, de -0.85. Los parámetros autorregresivos son positivos y alejados del círculo unidad, y la persistencia de cada estado es de 0.79 y 0.59, respectivamente, para la expansión y recesión. El detalle del ciclo que aparece en el Gráfico 25 muestra el patrón de la Gran Recesión, que como observamos es más volátil que el que estimábamos a nivel nacional, reflejando la heterogeneidad que subyace en los ciclos regionales. Finalmente, el Gráfico 28 muestra la distribución de las regiones

<sup>35</sup>Este resultado estaría en línea con el encontrado por Gadea *et al.* (2012), quienes mostraban la existencia de varios ciclos regionales.

con los ratios de expansión-recesión específicos de cada una de ellas, dada la inferencia *a posteriori*. En él puede observarse que EXT y CAN se comportarían claramente como atípicos, mientras el resto podría agruparse en un solo *cluster*, aunque pueden apreciarse también algunas pequeñas diferencias. Finalmente, el Grafico 29 muestra la volatilidad de la distribución *a posteriori* de los parámetros. AST, EXT y MUR destacan por la elevada varianza de su estimación.

## 5. Conclusiones

En este trabajo se ha abordado con la metodología de análisis de los ciclos económicos el impacto de la Gran Recesión en España desde una perspectiva regional. La investigación se ha realizado utilizando tres enfoques. En primer lugar, se ha localizado la cronología de la crisis a nivel nacional con los datos disponibles hasta el momento actual. A partir de esta información, se han analizado variables económicas clave, tanto de actividad como de empleo, durante ese periodo. Ello ha obligado a realizar diversas estimaciones con objeto de mejorar la calidad y frecuencia de la información de coyuntura regional. En concreto, se ha llevado a cabo una trimestralización de la CRE y una regionalización de la CNTR, a partir de una serie de indicadores de coyuntura regional cuya calidad estadística es suficientemente buena. Ambos métodos conducen a resultados coincidentes en la mayor parte de las regiones, si bien en algunas se registran fuertes discrepancias. Puesto que la regionalización de la CNTR ofrece resultados más cercanos a otros indicadores, se ha optado por tomarla como referencia. El análisis descriptivo de la información regional durante el periodo de la Gran Recesión nacional permite identificar aquellas regiones más afectadas por la crisis. Se aprecia, en general, una importante hetero-

geneidad en las respuestas, pese a lo cual la ordenación de las regiones en cuanto a su nivel de desarrollo o tasa de desempleo no ha cambiado sustancialmente como consecuencia de la Gran Recesión.

En segundo lugar, tras este primer análisis, se ha estimado el ciclo regional a nivel individual, extrayendo los puntos de giro, características de las recesiones y grado de sincronización. Puede afirmarse que, aunque las respuestas cíclicas han sido heterogéneas, el impacto de la Gran Recesión ha supuesto un aumento del grado de sincronía entre regiones, conclusión a la que se llega con diversas medidas de sincronía tanto en el dominio del tiempo como en el de las frecuencias. Un análisis tipo *cluster* que engloba características cíclicas, sincronía, variables estructurales e impacto coyuntural pone de manifiesto que, en general, aquellas regiones con mayor sincronía, renta per cápita inicial más elevada, menor desempleo estructural, mayor nivel de formación y mayor tasa de apertura han soportado mejor el impacto de la crisis, aunque si nos concentramos en el sector industrial, esta conclusión sería matizable.

Finalmente, en tercer lugar, un análisis conjunto del ciclo regional a partir de la estimación de un modelo de panel tipo MS, permite concluir que la Gran Recesión ha llevado a todas las regiones a compartir un mismo modelo con dos estados, expansión-recesión, a diferencia de lo que ocurría anteriormente cuando podíamos identificar más de un grupo de ciclos regionales. La estimación de la cronología de la crisis a partir del panel muestra un perfil más accidentado del que se obtenía con la estimación del ciclo nacional, reflejo de la heterogénea respuesta regional.

En definitiva, respuestas heterogéneas dentro de un impacto común de la Gran Recesión, que han aumentado notablemente el grado de sincronía cíclica entre regiones pero que no han cambiado sustancialmente la geografía económica en Es-

paña. La Gran Recesión ha provocado la convergencia regional, pero las disparidades continúan: convergencia cíclica, por tanto, pero no real.

## 6. Referencias bibliográficas

- ABAD, A. y E.MARTIN-QUILIS (2007), “Software to perform temporal disaggregation of economic time series”, Eurostat, Working Papers and Series.
- ARTIS, M, H.-M. KROLZIG y J. TORO (2004), “The European business cycle ”, *Oxford Economic Papers*, 56, 1-44.
- BERGE, T.J. y O. JORDÁ (2013), “A chronology of turning points in economic activity: Spain, 1850-2011 ”, *SERIES*, en prensa.
- BRY, G. y C. BOSCHAN (1971), *Cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer Programs*. New York, NBER.
- BURNS, A.F. y W. C. MITCHELL (1946). *Measuring Business Cycles*. New York, NBER.
- CAMACHO, M., G. PÉREZ-QUIRÓS, y L. SAIZ (2008), “Do European business cycles look like one?”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 32, 2165-2190.
- CHOW, G. y A. L. LIN (1971), “Best linear unbiased distribution and extrapolation of economic time series by related series”, *The Review of Economics and Statistics*, 53(4): 372-375.
- CROUX, Ch., M. FORNI y L. REICHLIN (2001), “A measure of comovement for economic variables: theory and empirics”, *The Review of Economics and Statistics* 83, 232-241.
- CUEVAS, A., E. MARTÍN-QUILIS y A. ESPASA (2011), “Combining benchmar-



- king and chain-linking for short-term regional forecasting”, Working Paper, Universidad Carlos III, 11-41, Statistics and Econometrics Series 30.
- DI FONZO, T. (2003), “Temporal Disaggregation of Economic Time Series: Towards a Dynamic Extension”, European Commission, Working Papers and Studies.
- FRÜHWIRTH-SCHNATTER, S. y S. KAUFMANN (2008), “Model-Based Clustering of Multiple Time Series”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 26(1), 78-89.
- GADEA, M.D, A. MONTAÑÉS y J.M. SERRANO (2001), “Análisis de Coyuntura, Series temporales y Desagregación de la información: Aplicación al caso de la economía aragonesa”, *IAEST*, 5.
- GADEA, M.D, A. GÓMEZ-LOSCOS y A. MONTAÑÉS (2012), “Cycles inside cycles. Spanish Regional Aggregation”, *SERIES*, 3(4): 423-456.
- GÓMEZ, V. y A. MARAVALL (1996), “Programs TRAMO and SEATS”, Bank of Spain, Working Paper n. 9628.
- GRANGER, C.W.J. y P. NEWBOLD (1986), *Forecasting in Business and Economics*, Emerald Group Publishing Limited.
- HAMILTON, J. D. (1989). “A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle”, *Econometrica*, 57, 357-384.
- HAMILTON, J. D. y M. T. OWYANG (2012), “The propagation of regional recessions”, *The Review of Economics and Statistics*, 94(4), 935-947.
- HARDING, D. y A. PAGAN (2002), “Dissecting the cycle: a methodological investigation”, *Journal of Monetary Economics*, 49(2), 365-381.
- HARDING, D. y A. PAGAN (2006). “Synchronization of cycles”, *Journal of Econometrics*, 132(1), 59-79.

- LEYVA-LEON, D. (2013), *Monitoring Synchronization of Regional Recessions: A Markov-Switching Network Approach*, Universidad de Alicante, Job-Market paper.
- MÖNCH, E. y H. UHLIG (2005), “Towards a Monthly Business Cycle Chronology for the Euro Area”, *Journal of Business Cycle Measurement and Analysis*, 2, 43-69.
- OWYANG, M.T., J. PIGER y H.J. WALL (2005), “Business cycles phases in the U.S. states”, *The Review of Economics and Statistics*, 87(4), 604-616.
- PROIETTI, T. (2004), “Temporal Disaggregation by State Space Methods: Dynamic Regression Methods Revisited”, European Commission, Working Papers and Studies.
- STOCK, J. H. y M. W. WATSON (2008), *The Evolution of National and Regional Factors in U.S. Housing Construction*. In: Bollerslev T, Russell J, Watson M., *Volatility and Time Series Econometrics: Essays in Honor of Robert F. Engle*. Oxford: Oxford University Press.
- STOCK, J. H. y M. W. WATSON (2010), “New Indexes of Monthly GDP”, disponible en [http://www.princeton.edu/~mwatson/mgdp\\_gdi.html](http://www.princeton.edu/~mwatson/mgdp_gdi.html).
- TIMM, N. H. (2002), *Applied Multivariate Analysis*, Springer Text in Statistics, Springer-Verlag, New York.

## 7. Cuadros

**Cuadro 1**  
ESTIMACIÓN DEL MODELO MS PARA ESPAÑA

|                 | $\mu_1$         | $\mu_2$          | $\sigma$        | $p$             | $q$             |
|-----------------|-----------------|------------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| 1995,1 – 2011,2 | 0,88<br>(0,052) | -0,29<br>(0,108) | 0,14<br>(0,025) | 0,99<br>(0,002) | 0,97<br>(0,004) |
| 2000,1 – 2013,1 | 0,83<br>(0,064) | -0,36<br>(0,082) | 0,13<br>(0,027) | 0,98<br>(0,001) | 0,98<br>(0,001) |

*Notas:* Hemos estimado un modelo MS con 2 estados y varianzas constante donde  $\tilde{Y}_r = \mu_1 + \varepsilon_r$  para el estado 1  $\tilde{Y}_r = \mu_2 + \varepsilon_r$  para el estado 2, de forma que  $\mu_1$  es la media de crecimiento en expansión y  $\mu_2$  la media de crecimiento en recesión, y siendo  $\tilde{Y}_r$  la primera diferencia logarítmica del PIB. En paréntesis se presentan los errores estándar.

**Cuadro 2**  
IMPACTO REGIONAL DE LA GRAN RECESIÓN

|      | CRE_trim |        | CNTR_reg |        | Ocupados |        | Parados |        | Afiliados |        | IPI   |       |
|------|----------|--------|----------|--------|----------|--------|---------|--------|-----------|--------|-------|-------|
|      | medio    | total  | medio    | total  | medio    | total  | medio   | total  | medio     | total  | medio | total |
| AND  | -1,46    | -9,12  | -1,37    | -20,63 | 18,64    | 138,46 | -2,70   | -15,76 | -7,62     | -34,78 |       |       |
| ARA  | -1,07    | -7,10  | -1,01    | -13,24 | 22,77    | 211,41 | -2,67   | -16,43 | -7,17     | -31,08 |       |       |
| AST  | -1,65    | -11,17 | -0,85    | -19,95 | 17,34    | 212,72 | -2,61   | -16,53 | -4,85     | -25,42 |       |       |
| BAL  | -0,70    | -4,65  | -0,98    | -9,65  | 25,36    | 176,24 | -2,74   | -13,94 | -8,38     | -38,48 |       |       |
| CAN  | -0,71    | -4,66  | -1,24    | -15,50 | 22,40    | 132,15 | -3,68   | -18,42 | -4,06     | -18,94 |       |       |
| CANT | -1,02    | -7,00  | -0,52    | -17,12 | 17,70    | 119,05 | -2,42   | -15,57 | -2,39     | -12,86 |       |       |
| CYL  | -0,74    | -6,03  | -0,79    | -16,09 | 17,67    | 144,01 | -2,38   | -14,73 | -5,70     | -26,26 |       |       |
| CLM  | -1,70    | -11,75 | -1,41    | -20,82 | 25,42    | 211,83 | -3,89   | -22,87 | -5,68     | -26,67 |       |       |
| CAT  | -0,89    | -5,99  | -1,17    | -21,10 | 21,00    | 195,97 | -2,94   | -16,42 | -4,60     | -20,31 |       |       |
| CVAL | -1,81    | -9,51  | -1,69    | -21,14 | 20,76    | 159,10 | -4,40   | -22,72 | -5,69     | -28,22 |       |       |
| EXT  | -1,24    | -8,66  | -0,65    | -19,71 | 16,53    | 155,49 | -1,83   | -12,68 | -2,44     | -14,67 |       |       |
| GAL  | -0,76    | -5,79  | -0,92    | -16,85 | 17,67    | 154,79 | -2,68   | -15,74 | -5,58     | -22,61 |       |       |
| MAD  | -0,62    | -4,92  | -0,72    | -12,79 | 19,66    | 136,70 | -2,11   | -12,86 | -7,28     | -35,68 |       |       |
| MUR  | -1,29    | -10,13 | -1,28    | -20,47 | 25,08    | 155,36 | -3,53   | -18,83 | -5,25     | -25,52 |       |       |
| NAV  | -0,48    | -5,31  | -0,66    | -14,10 | 21,85    | 210,32 | -2,13   | -13,82 | -5,75     | -29,56 |       |       |
| PVAS | -0,62    | -5,72  | -0,61    | -15,46 | 16,67    | 171,47 | -1,58   | -10,54 | -6,36     | -30,29 |       |       |
| LAR  | -1,13    | -10,87 | -1,11    | -19,53 | 22,83    | 149,43 | -2,71   | -14,66 | -5,75     | -27,10 |       |       |
| CEU  | -0,00    | -2,33  | -        | -      | -        | -      | -       | -      | -         | -      |       |       |
| MEL  | -0,33    | -3,73  | -        | -      | -        | -      | -       | -      | -         | -      |       |       |
| CYM  | -        | -      | -        | -      | -        | -      | -       | -      | -         | -      |       |       |
| ESP  | -1,03    | -6,97  | -1,07    | -7,80  | 15,28    | 137,29 | -0,83   | 6,67   | -         | -      |       |       |
|      |          |        |          |        | 19,37    | 153,55 | -2,77   | -16,00 | -5,91     | -27,72 |       |       |

Notas: El valor medio se refiere a la tasa media de crecimiento interanual de cada trimestre o mes desde 2008.2 hasta el momento actual. El valor total se refiere a la tasa de crecimiento entre el momento actual y 2008.2.

**Cuadro 3**

## INDICADORES DE COYUNTURA POR CLUSTERS

|           | PIB  | Ocupados | Parados | Afiliados | IPI  |
|-----------|------|----------|---------|-----------|------|
| CLUSTER 1 | -1,3 | -4,1     | 21,7    | -3,2      | -6,0 |
| CLUSTER 2 | -1,1 | -3,1     | 22,7    | -3,0      | -6,0 |
| CLUSTER 3 | -0,8 | -3,1     | 18,5    | -2,5      | -5,0 |

Notas: El cluster 1 esta formado por AND, CLM, CVAL, el 2 por ARA, BAL, CAN, CAT, MUR, LAR y el 3 por AST, CANT, CYL, EXT, GAL, MAD, NAV, PVAS.

**Cuadro 4**

## LAS REGIONES Y LA GR

|                        | CLUSTER 1 | CLUSTER 2 | CLUSTER 3 | CLUSTER 4 |
|------------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| SINCRONIZACIÓN         | 0,67      | 0,51      | 0,75      | 0,72      |
| ACUMULACIÓN RECESIONES | -181,68   | -208,49   | -290,5    | -171,83   |
| PESO INDUSTRIAL        | 14,77     | 9,92      | 23,14     | 18,94     |
| PARO                   | 14,89     | 15,72     | 11,87     | 14,66     |
| RENTA PER CÁPITA       | 10,712,46 | 11,143,63 | 13,277,92 | 11,354,43 |
| CAPITAL HUMANO         | 9,18      | 9,18      | 10,44     | 9,36      |
| APERTURA               | 0,14      | 0,09      | 0,26      | 0,19      |
| EFFECTO GR             | 7,40      | 6,23      | 6,19      | 6,55      |

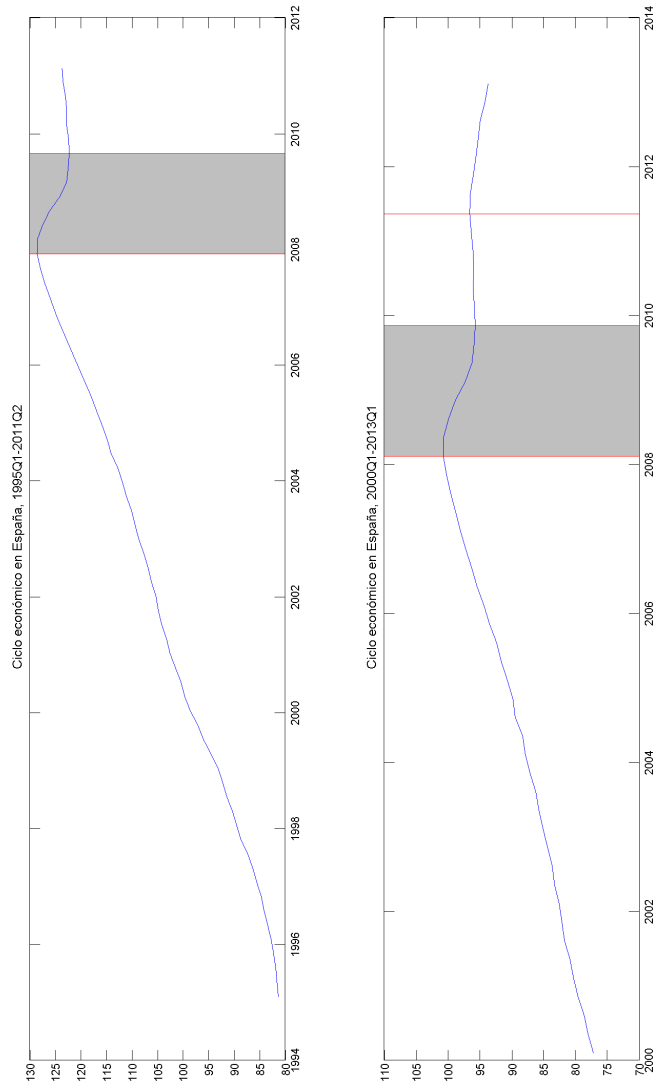
Notas: El cluster 1 esta formado por CAN, CLM, CVAL, MUR, el 2 por AST, BAL, EXT, el 3 por MAD, NAV, PVAS y el cuarto por AND, ARA, CANT, CYL, CAT, GAL, LAR.

**Cuadro 5**ESTIMACIÓN *a posteriori* DE LOS PARÁMETROS, K=1, P=1

|                                      | $I_{S_{i,t}} = 1$  |                   |                         | $I_{S_{i,t}} = 0$                     |                  |  |
|--------------------------------------|--------------------|-------------------|-------------------------|---------------------------------------|------------------|--|
| $c_{S_i}^G$                          | $\delta_{1,S_i}^G$ | $\xi_{11}^{S_i}$  | $c_{S_i}^G - c_{S_i}^R$ | $\delta_{1,S_i}^G - \delta_{1,S_i}^R$ | $\xi_{00}^{S_i}$ |  |
| 0,52                                 | 0,51               | 0,79              | -0,85                   | 0,72                                  | 0,59             |  |
| (0,05)                               | (0,02)             | (0,67, 0,91)      | (0,08)                  | (0,03)                                | (0,41, 0,76)     |  |
| FUNCIÓN DE VEROSIMILITUD LOGARÍTMICA |                    |                   |                         |                                       |                  |  |
|                                      | K=1                | K=2               |                         | K=3                                   |                  |  |
|                                      | $-2,3926x10^{-3}$  | $-2,3977x10^{-3}$ |                         | $-2,4026x10^{-3}$                     |                  |  |

Notas: Ha sido estimado el siguiente modelo  $y_{it} = c_K^G + \delta_{1,K}^G y_{i,t-1} + \dots + \delta_{p,K}^G y_{i,t-p} + (I_{Kt-1})(c_K^R + \delta_{1,K}^R y_{i,t-1} + \dots + \delta_{p,K}^R y_{i,t-p}) + \varepsilon_{it}$ .

## 8. Gráficos



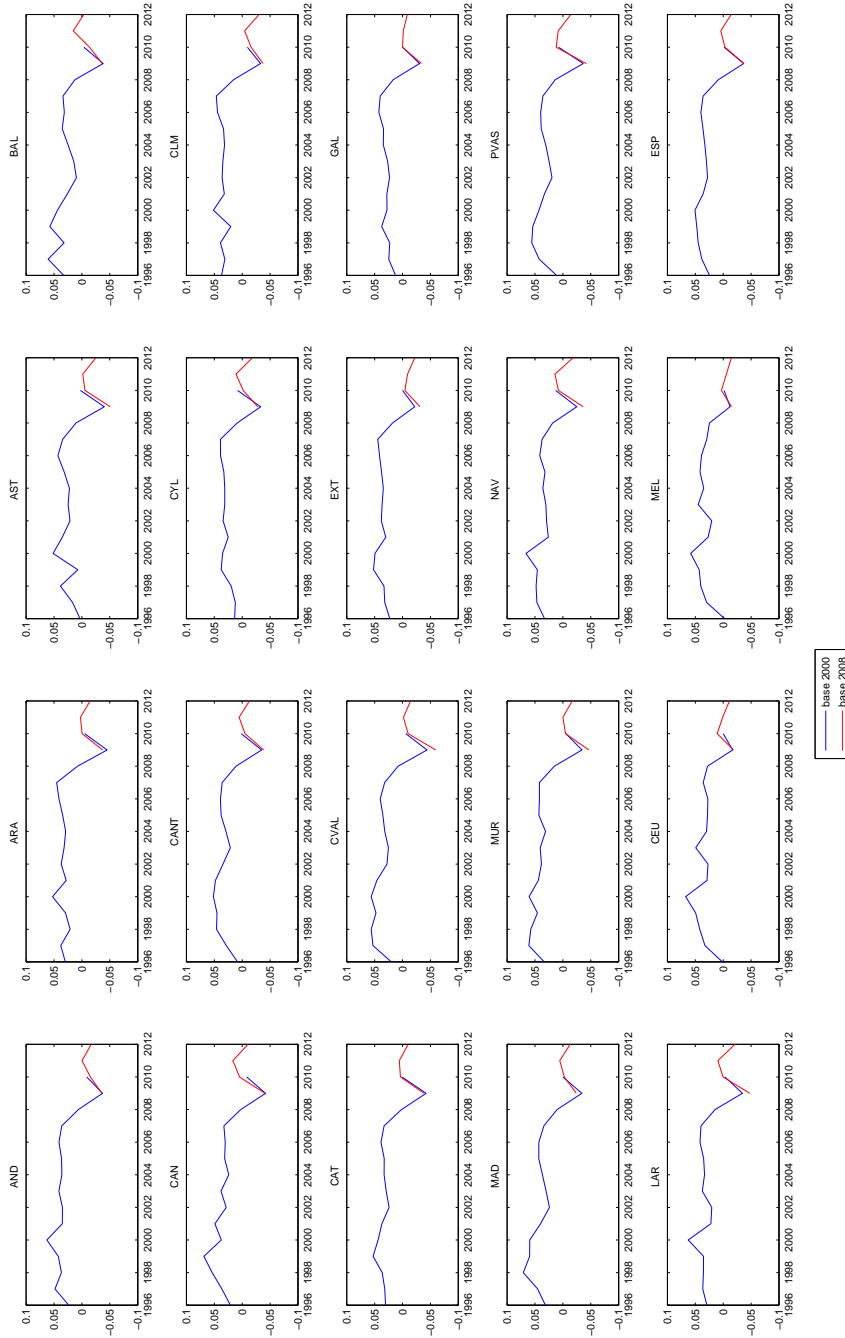
En este gráfico se representan los puntos de giro del ciclo español de acuerdo con el algoritmo Bry-Boschan para las dos últimas series de la CNTR.

**GRÁFICO 1. El ciclo económico reciente en España (metodología Bry-Boschan)**



En este gráfico se representa la probabilidad de estar en recesión de acuerdo con la estimación de modelo Markov-Switching para las dos últimas series de la CNTR.

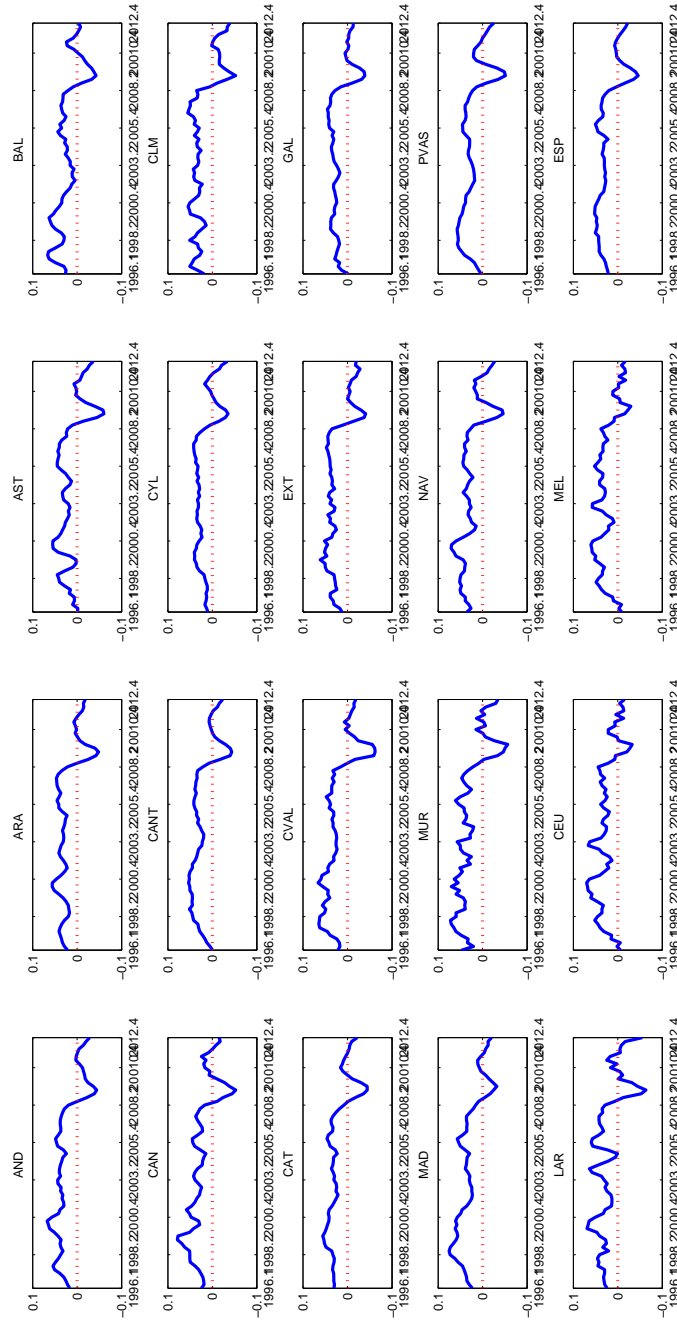
**GRÁFICO 2. El ciclo económico reciente en España (metodología Markov-Switching)**



Este gráfico representa la tasa de crecimiento anual enlazando las dos series más recientes de contabilidad regional, CRE-1995-2010 y CRE-2008-2012.

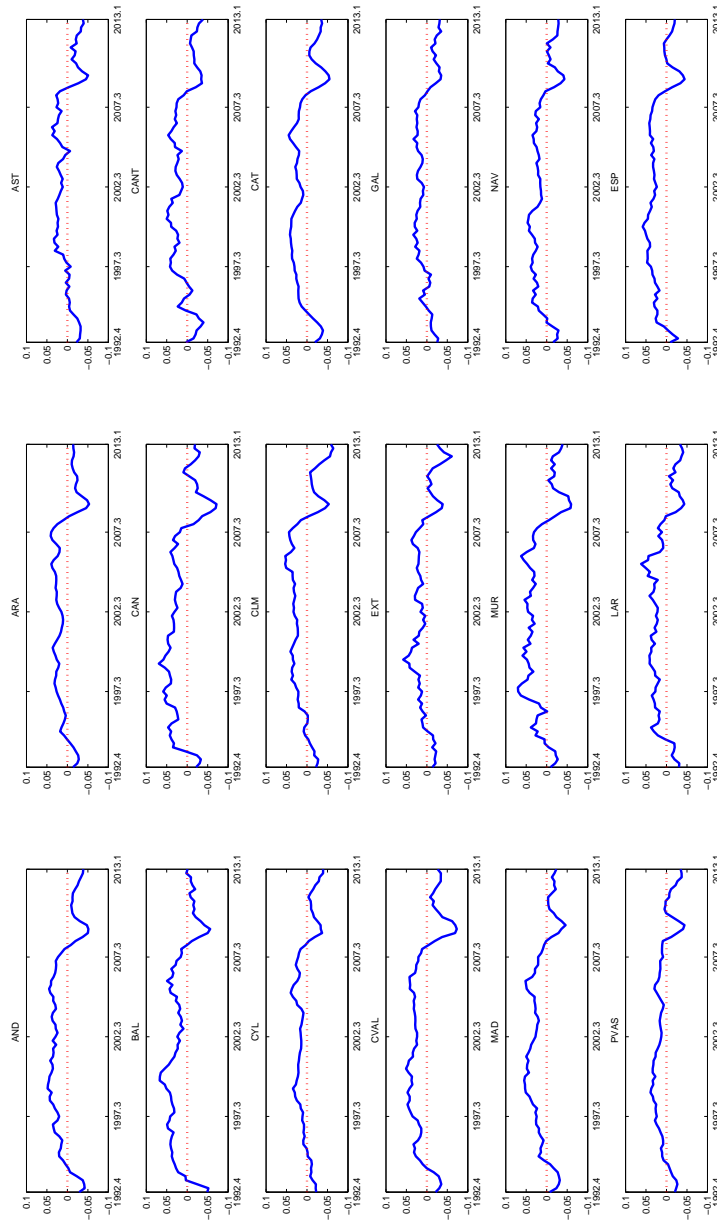
GRÁFICO 3. El ciclo económico regional reciente a partir del PIB





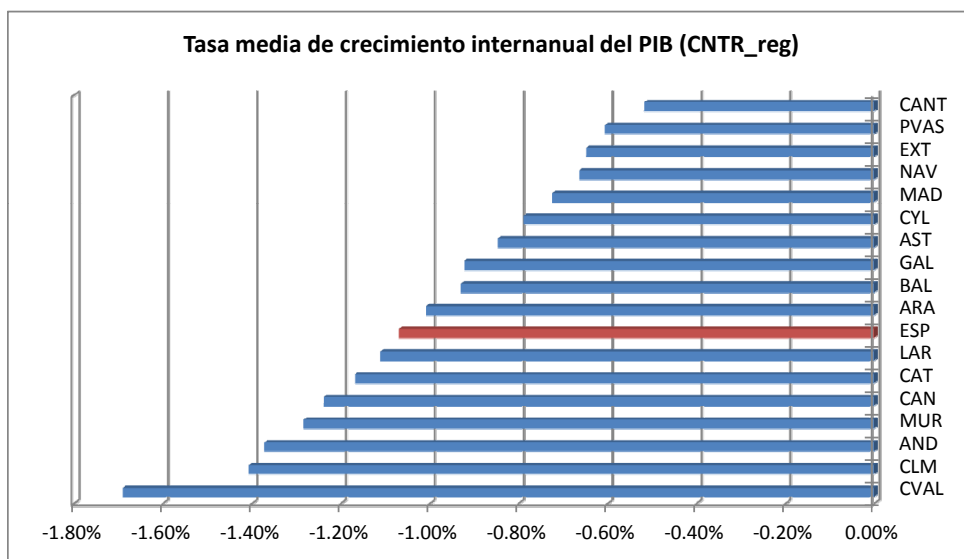
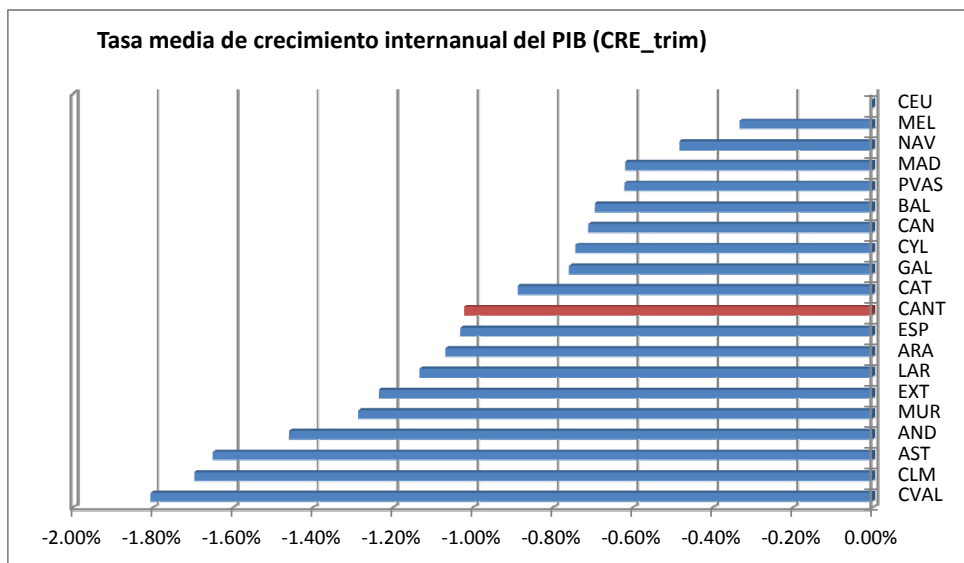
Este gráfico representa el PIB trimestralizado (metodología Chow-Lin).

GRÁFICO 4. El ciclo económico regional trimestralizado



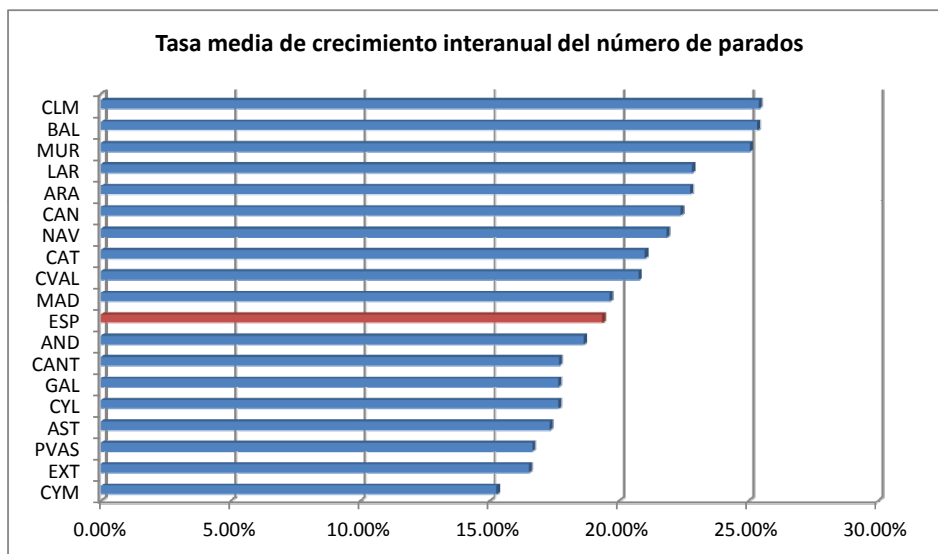
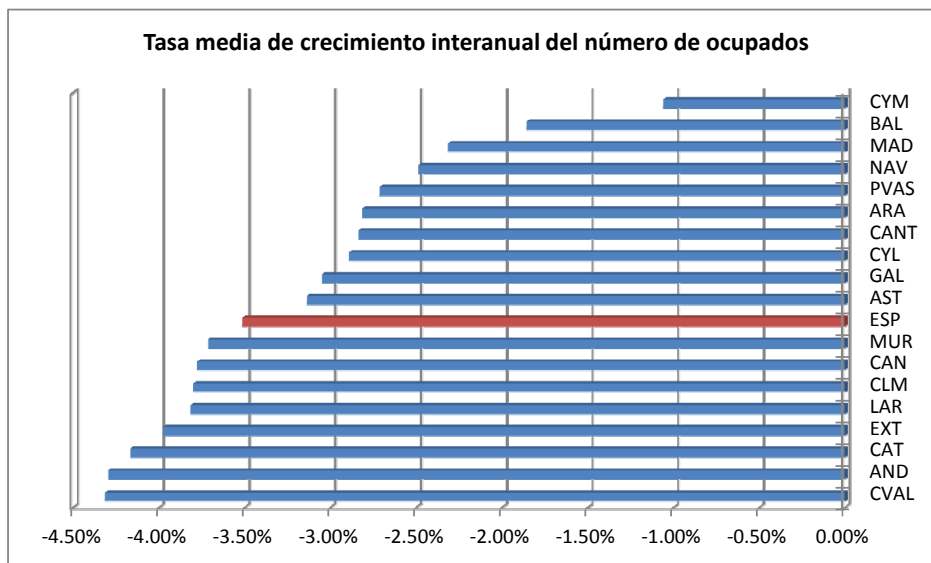
Este gráfico representa el PIB trimestral regionalizado (metodología Granger-Newbold).

GRÁFICO 5. El ciclo económico trimestral regionalizado



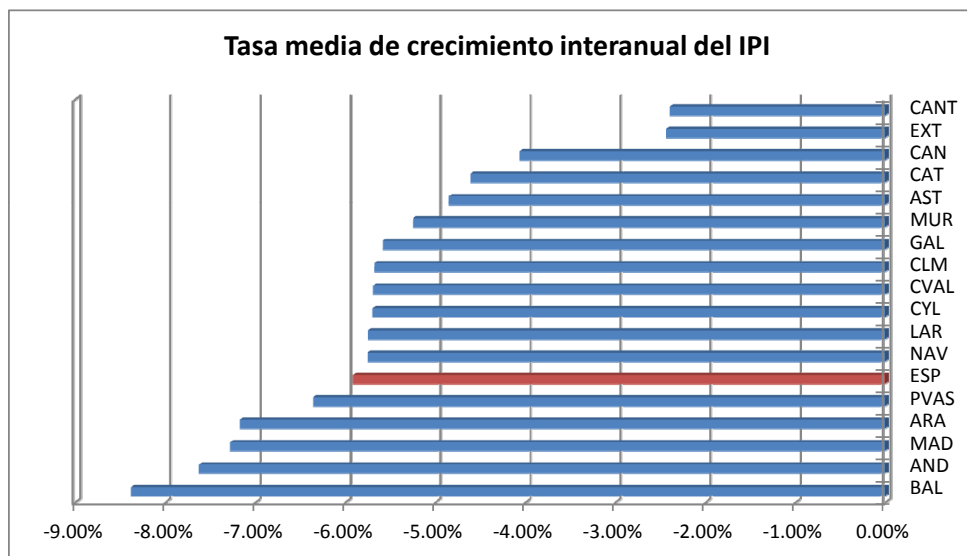
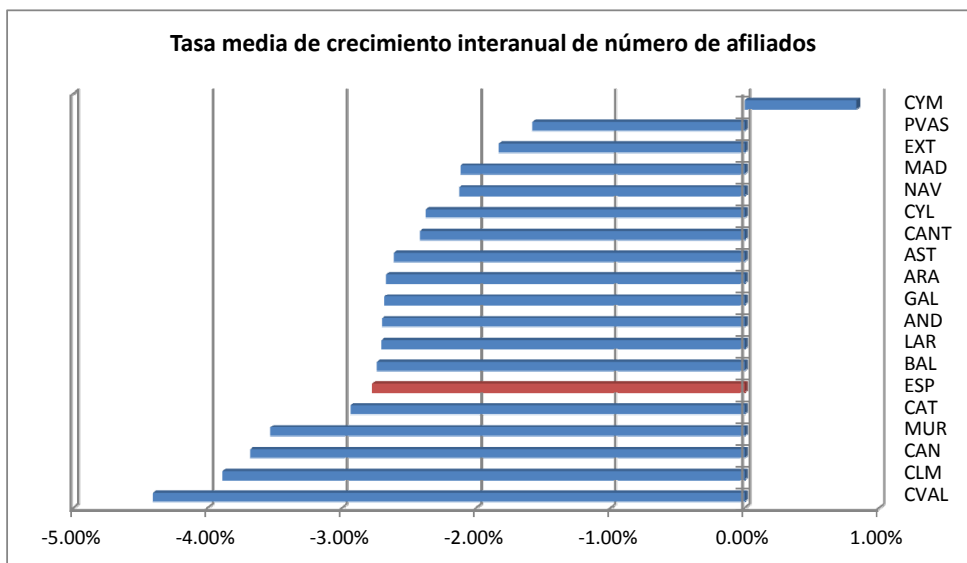
Este gráfico ordena las regiones de acuerdo con el crecimiento medio interanual durante la GR con datos de CRE trimestralizada y CNTR regionalizada.

GRÁFICO 6. El PIB regional durante la GR



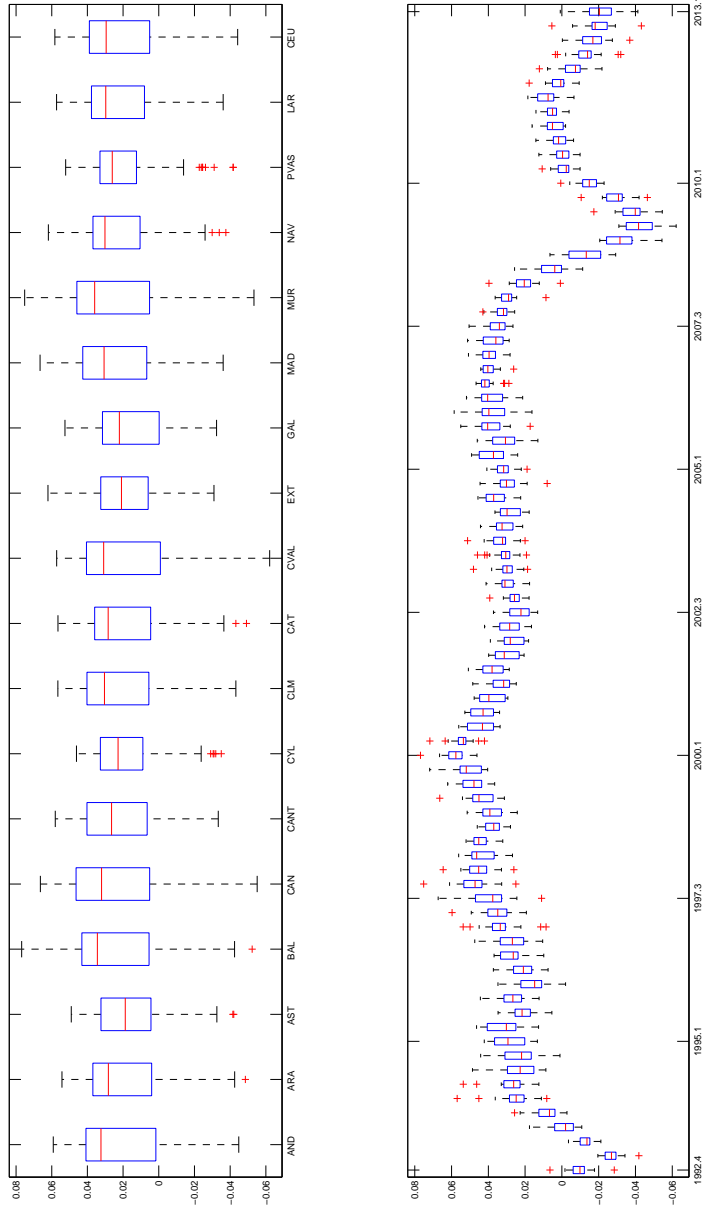
Este gráfico ordena las regiones de acuerdo con el crecimiento medio interanual durante la GR con datos de la EPA de ocupados y parados.

GRÁFICO 7. El mercado de trabajo regional durante la GR



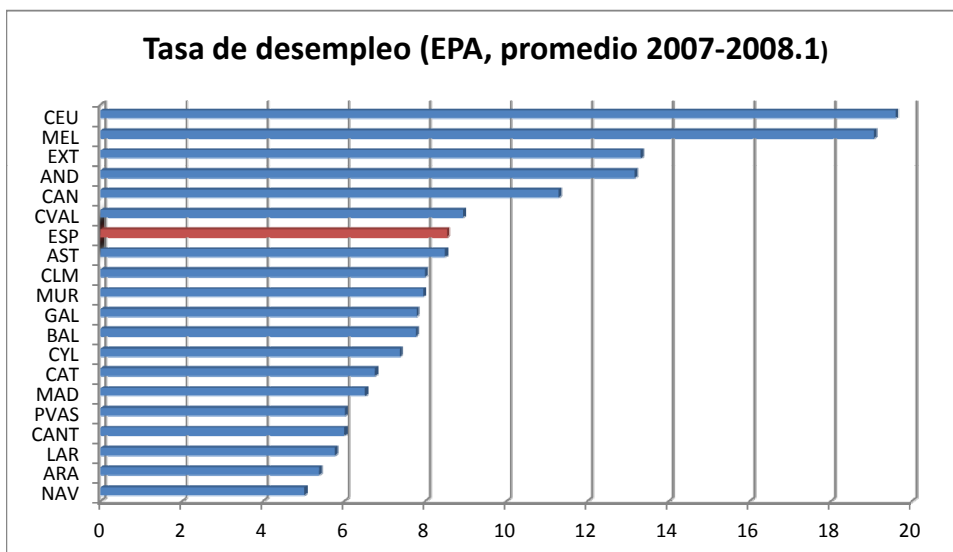
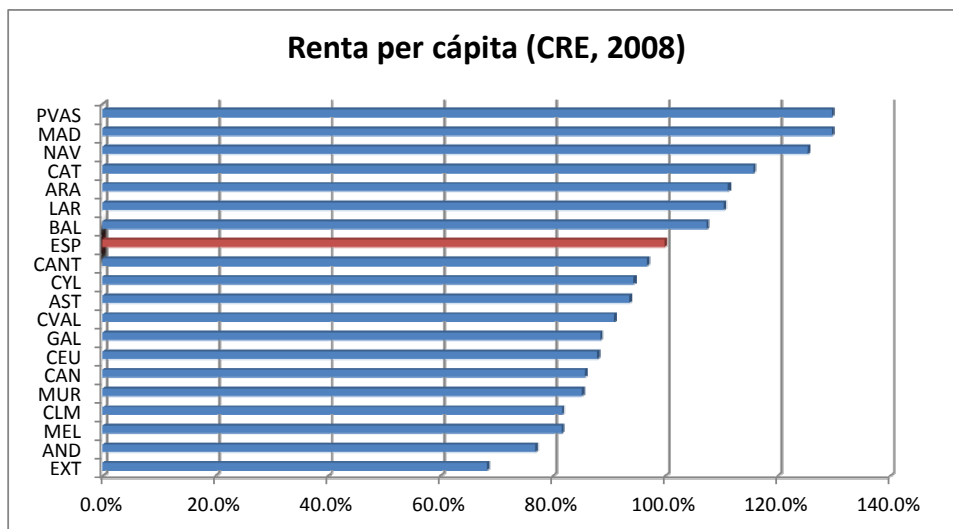
Este gráfico ordena las regiones de acuerdo con el crecimiento medio interanual durante la GR con datos de afiliados e IPI.

GRÁFICO 8. Indicadores de coyuntura regional durante la GR



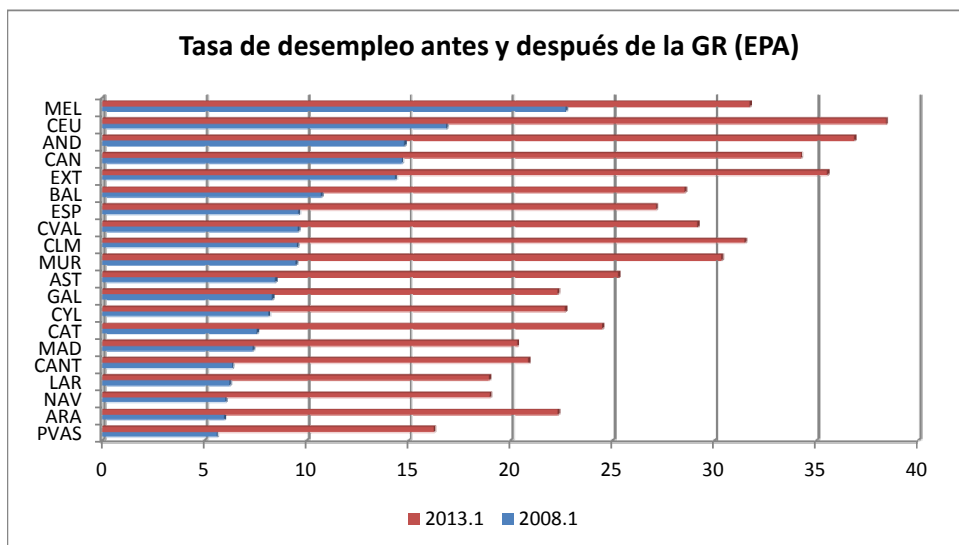
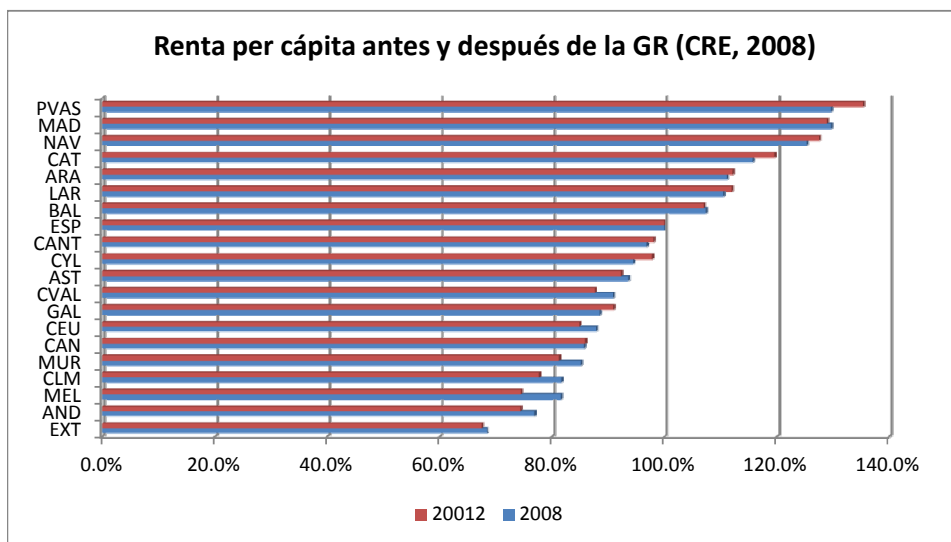
Este gráfico presenta el box-plot realizado por regiones y años de los datos de CNTR desde 1992 hasta el momento actual. La caja muestra la mediana y los percentiles 25 y 75; fuera de la caja los valores mínimo y máximo y valores atípicos; el tamaño de la caja es una medida gráfica de la dispersión

GRÁFICO 9. Box-plot por años y regiones de la CNTR regionalizada



Este gráfico ordena las regiones de acuerdo con los datos de renta per cápita y tasa de desempleo en el momento previo a la GR.

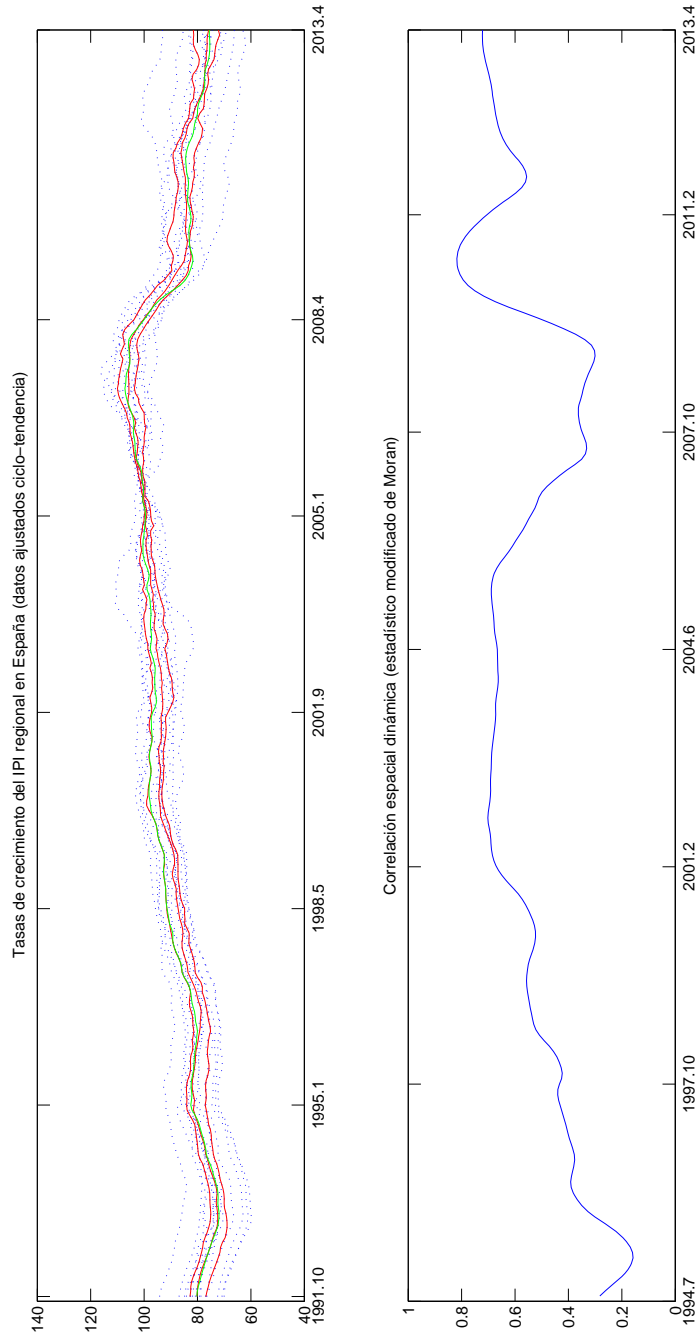
GRÁFICO 10A. Las regiones españolas en el momento previo a la crisis



Este gráfico ordena las regiones de acuerdo con los datos de renta per cápita y tasa de desempleo en el momento posterior a la GR.

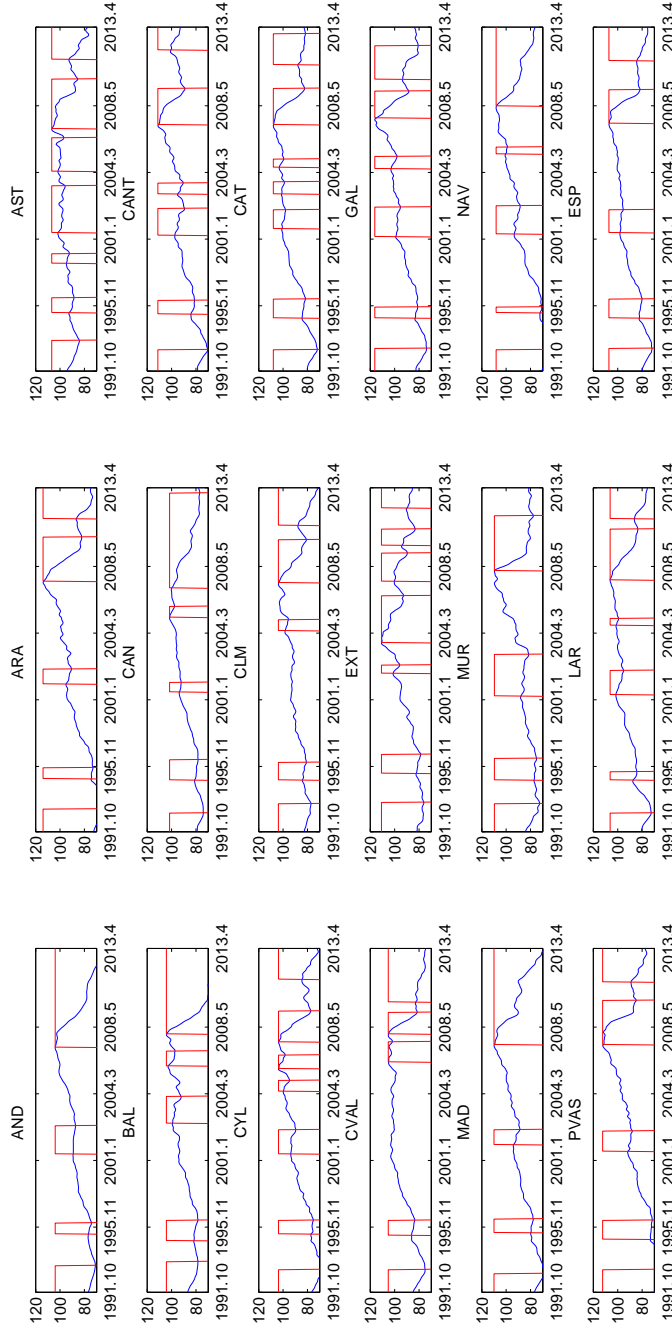
GRÁFICO 10B. Las regiones españolas tras la crisis





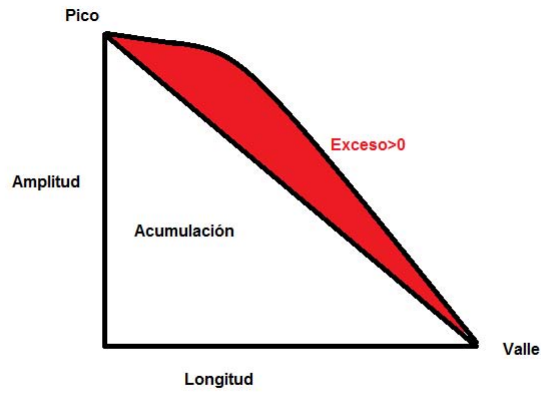
Este gráfico presenta la evolución del IPI en cada una de las regiones y de sus co-movimientos.

**GRÁFICO 11. Evolución del IPI**

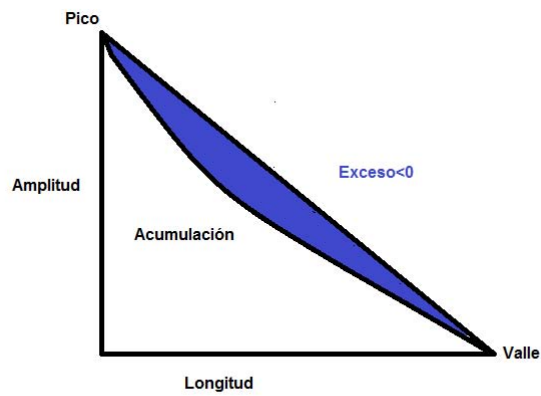


Este gráfico presenta la cronología de puntos de giro y fases cíclicas de las regiones usando el IPI como variable de referencia.

**GRÁFICO 12. El ciclo económico regional (metodología Bry-Boschan)**

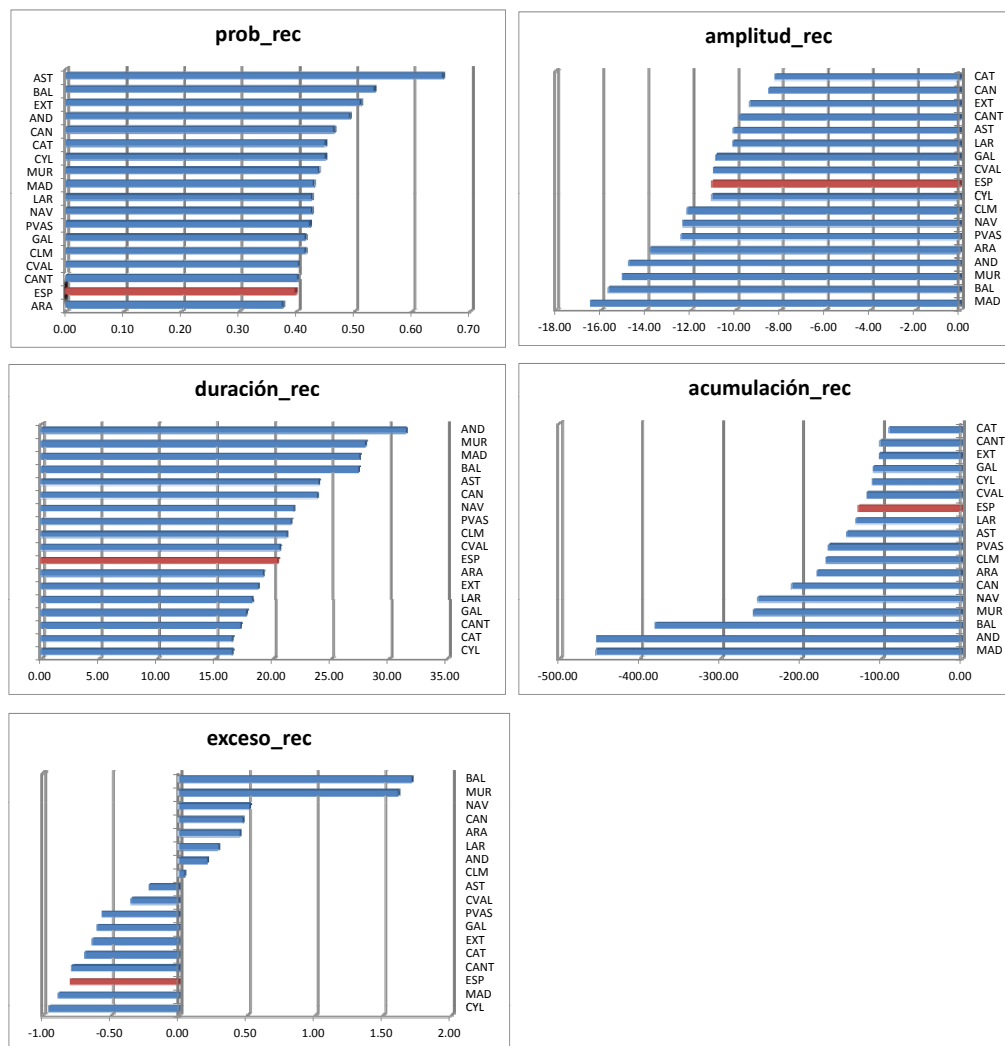


(a) Recesión cóncava



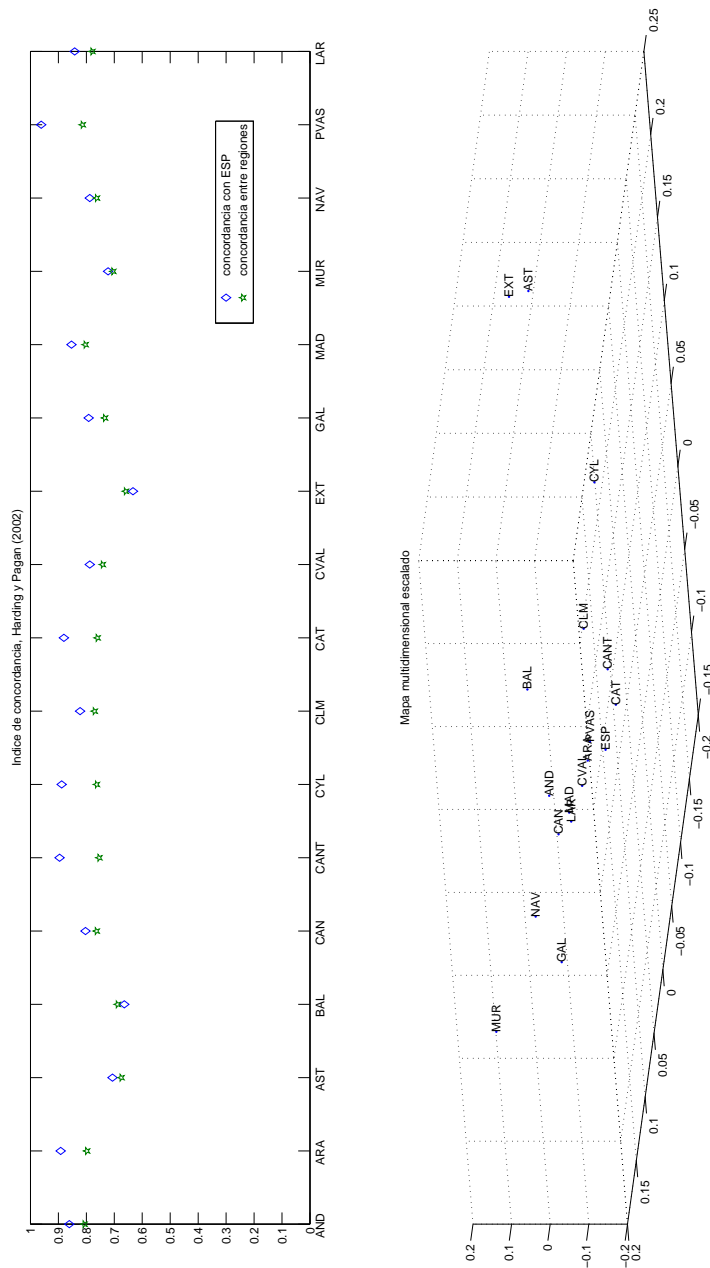
(b) Recesión convexa

ESQUEMA 1. Características cíclicas de una recesión



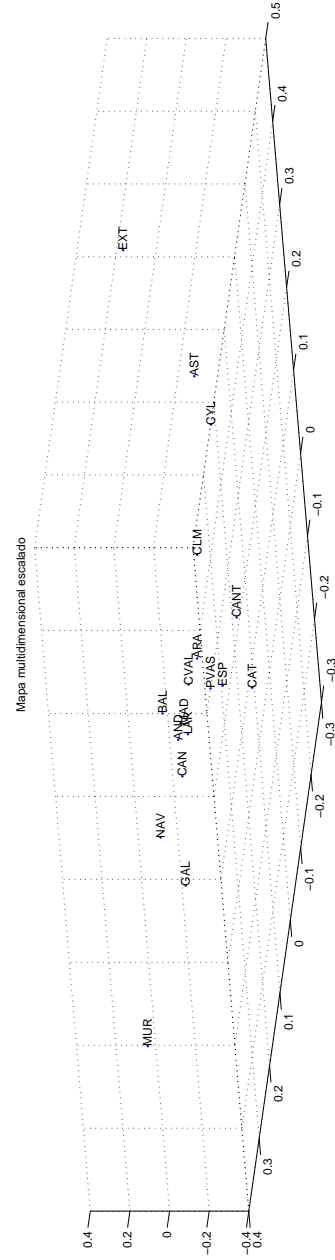
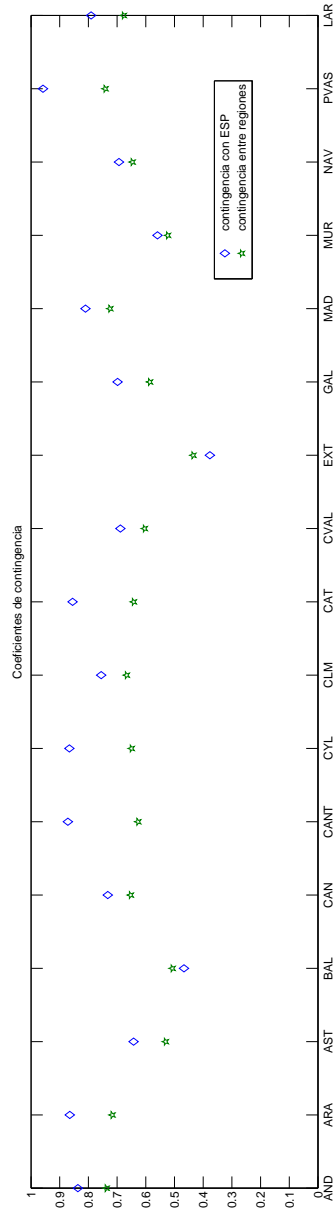
Este gráfico ordena las regiones de acuerdo con las diferentes características cíclicas.

GRÁFICO 13. Las características de las recesiones (metodología Harding-Pagan)



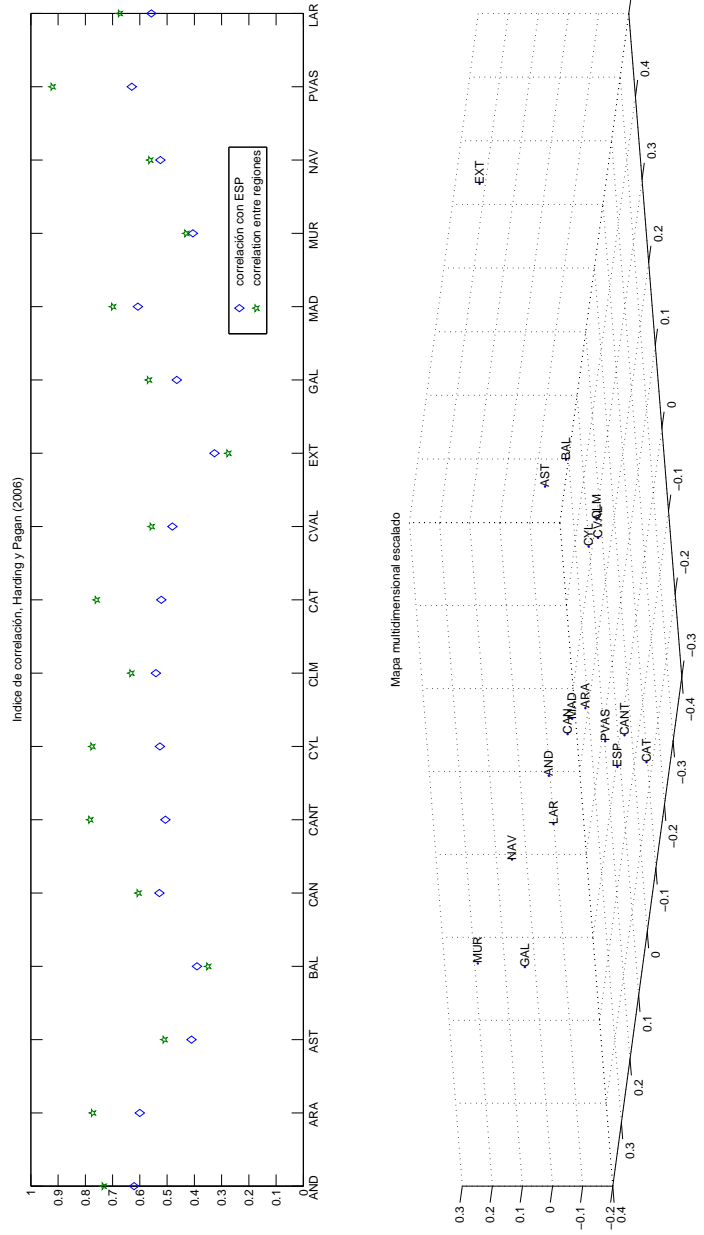
Este gráfico presenta la media del Índice de concordancia regional y con respecto a España y el mapa de las regiones de acuerdo con este indicador de sincronía.

GRÁFICO 14. Índice de concordancia



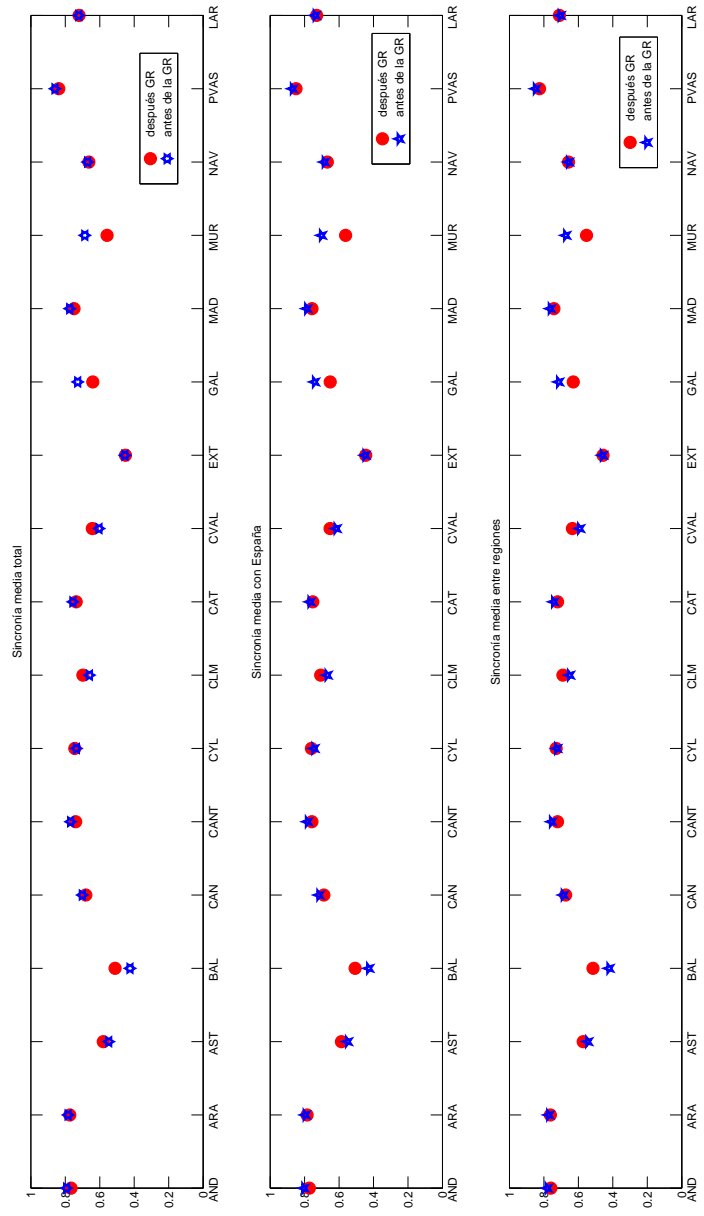
Este gráfico presenta la media del Índice de contingencia regional y con respecto a España y el mapa de las regiones de acuerdo con este indicador de sincronía.

GRÁFICO 15. Índice de contingencia



Este gráfico presenta la media del Índice de correlación regional y con respecto a España y el mapa de las regiones de acuerdo con este indicador de sincronía.

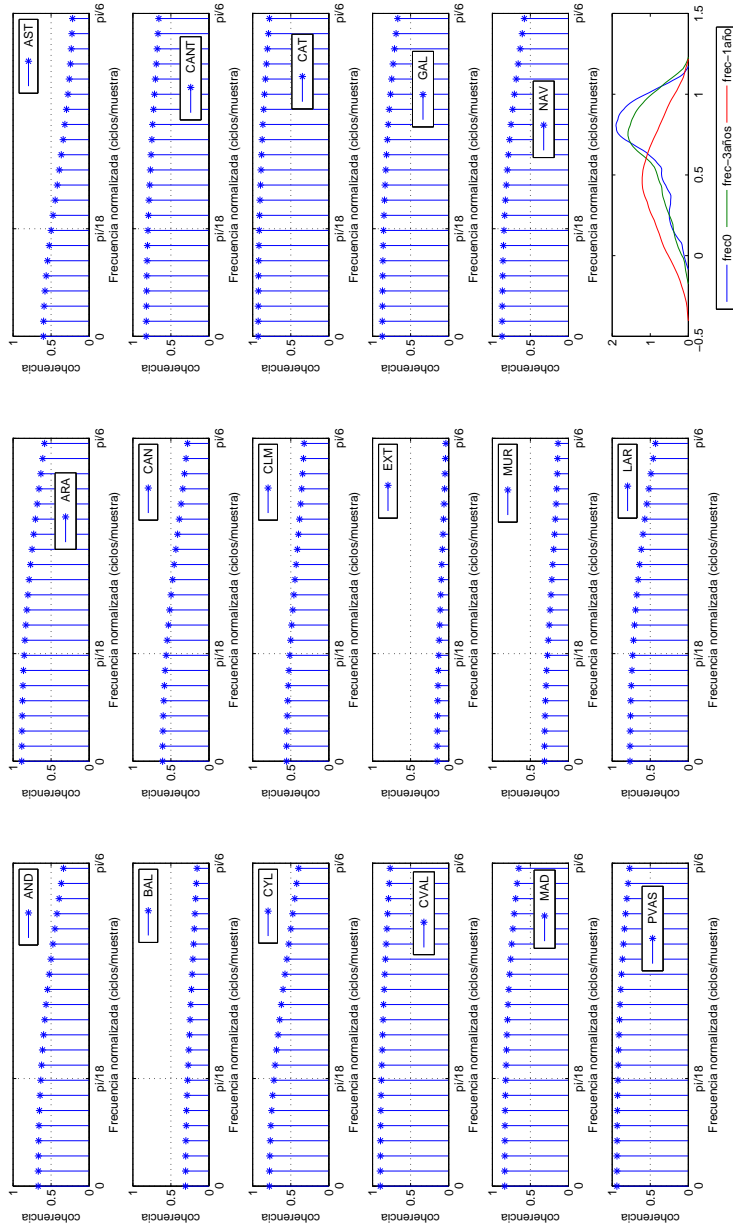
GRÁFICO 16. Índice de correlación



Este gráfico compara la sincronía antes y después de la GR a partir de un índice sintético de las anteriores medidas.

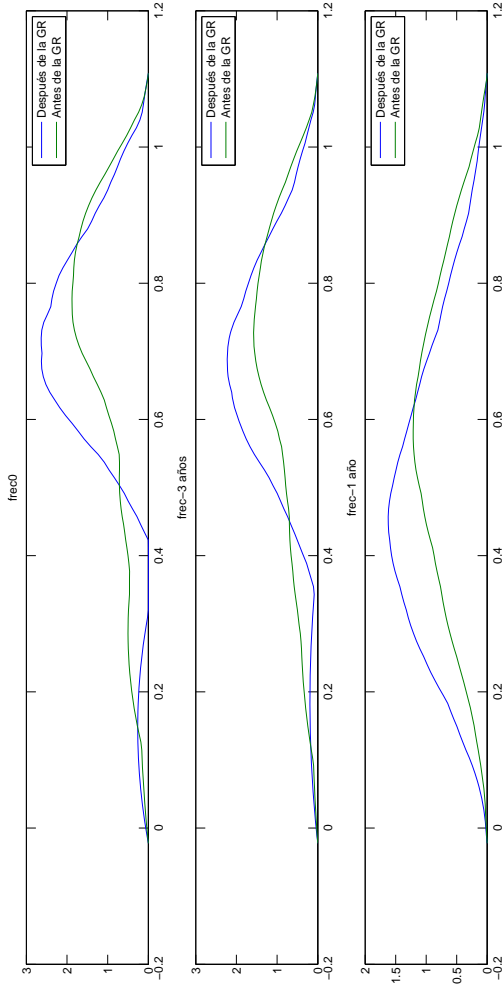
GRÁFICO 17. Sincronía antes y después de la GR





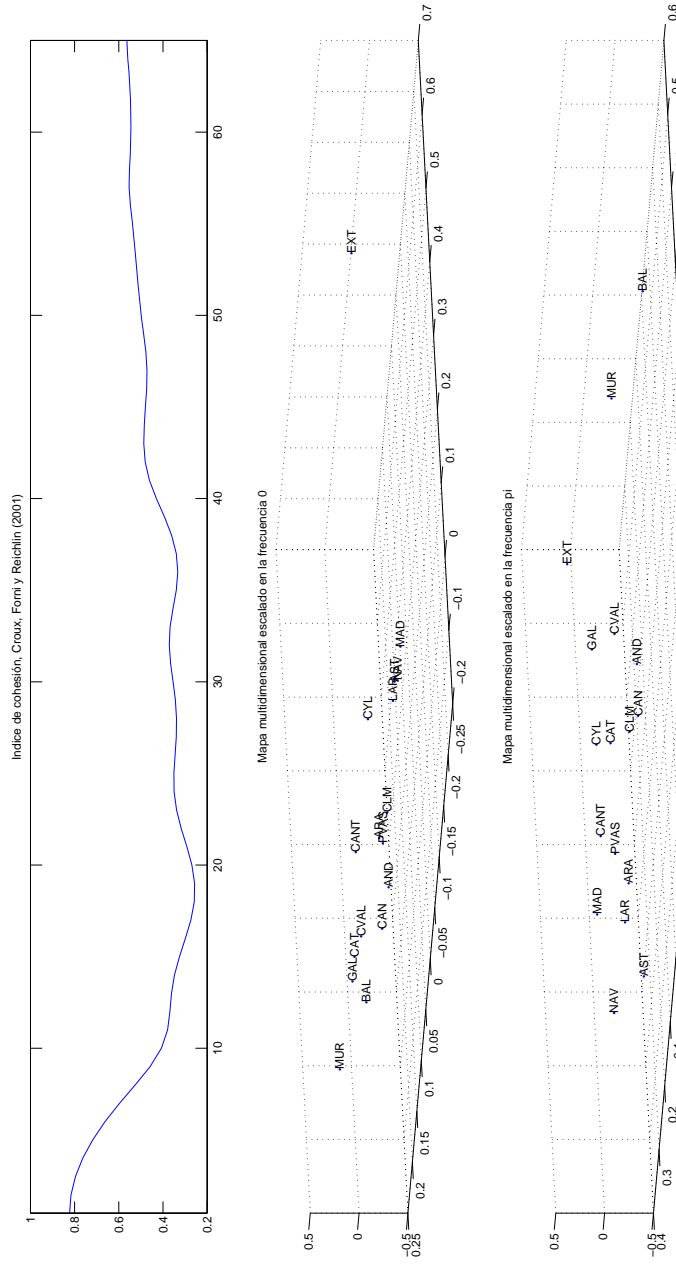
Este gráfico presenta el indicador de coherencia en diferentes frecuencias para cada región y un kernel de la densidad por regiones para 3 frecuencias seleccionadas.

GRÁFICO 18. Análisis de coherencia



Este gráfico compara la evolución de la coherencia en diferentes frecuencias antes y después de la GR.

**GRÁFICO 19. Análisis de coherencia comparado antes y después de la GR**



Evolución del índice de cohesión y mapa de las regiones en el corto y largo plazo.

### GRÁFICO 20. Índice de Cohesión

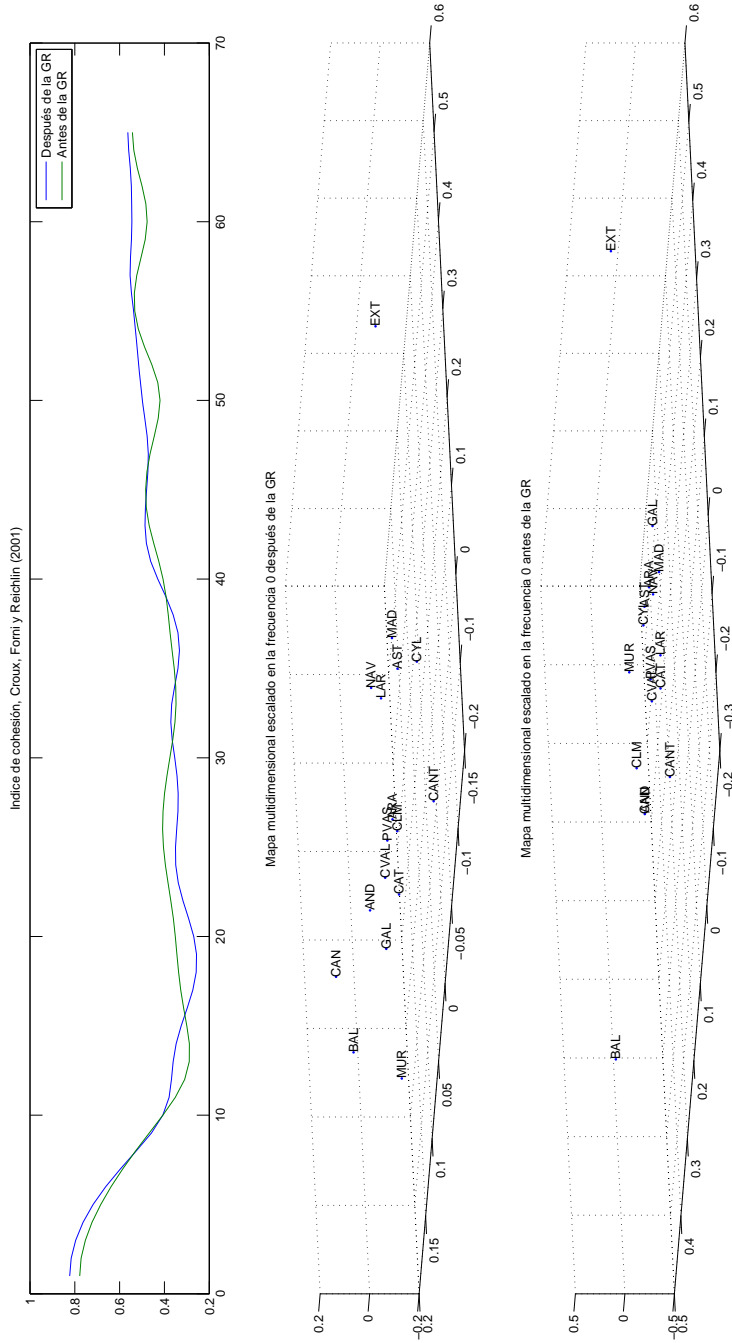
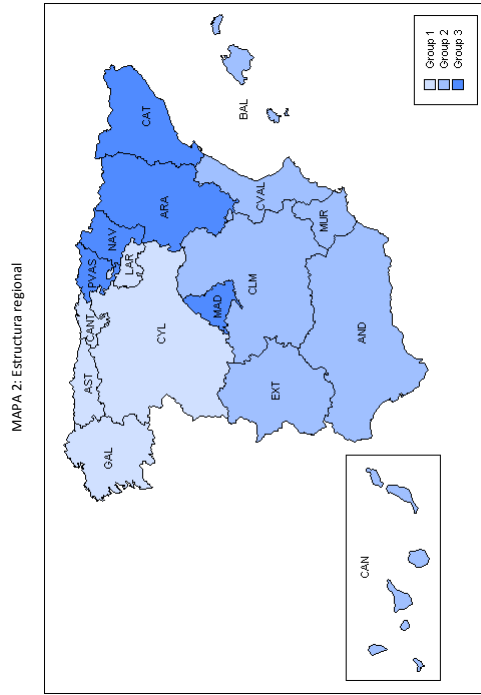


GRÁFICO 21. Índice de Cohesión antes y después de la GR

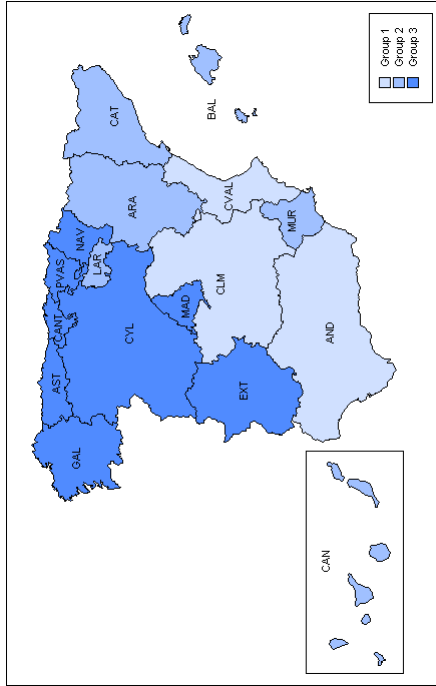
Comparación del índice de cohesión de las regiones antes y después de la GR en la frecuencia 0.



Este gráfico presenta los resultados del análisis *cluster k-medias* de las regiones a partir de los datos de las características estructurales.

**GRÁFICO 22. Clusters a partir de las características estructurales regionales**

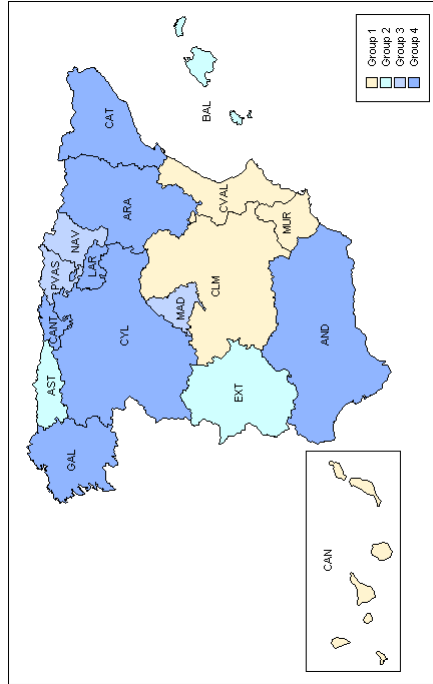
MAPA 4: Indicadores de coyuntura durante la GR



Este gráfico presenta los resultados del análisis *cluster k-medias* de las regiones a partir de los datos de los indicadores coyunturales.

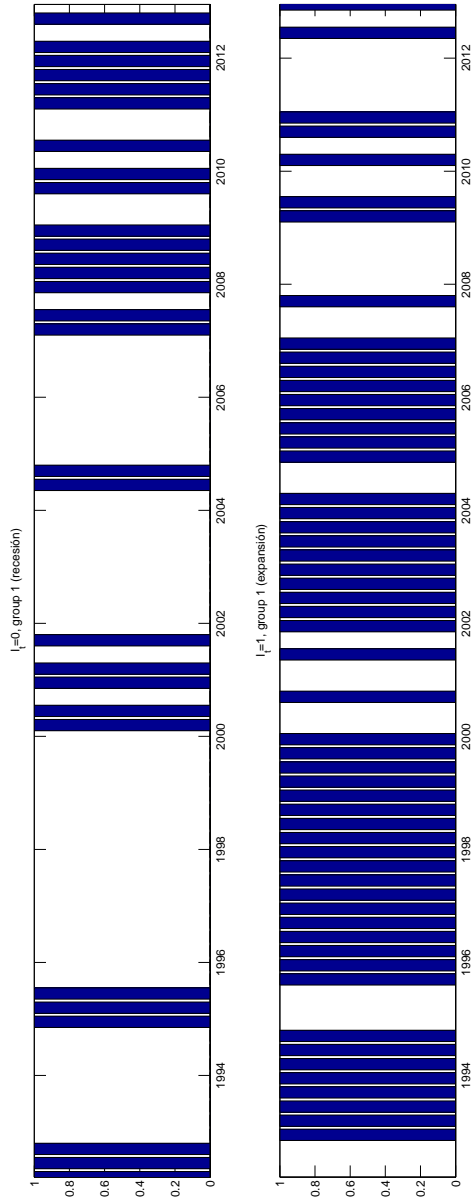
**GRÁFICO 23. Clusters a partir de los indicadores coyunturales durante la GR**

MAPA 5: Resumen de todos los factores durante la GR



Este gráfico presenta los resultados del análisis *cluster k-medias* de las regiones a partir de los datos de las características cíclicas, grado de sincronización, variables estructurales y respuesta a la GR.

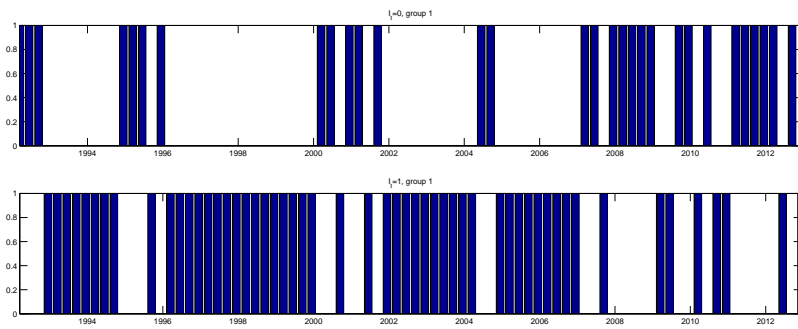
### GRÁFICO 24. Clusters a partir de todas las características de la GR



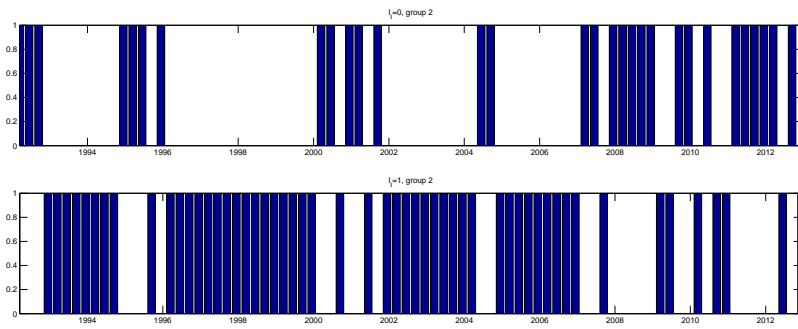
Este gráfico representa el ciclo económico regional, recesiones y expansiones con un solo cluster a partir del modelo MCMC.

**GRÁFICO 25. Ciclo económico regional con K=1**



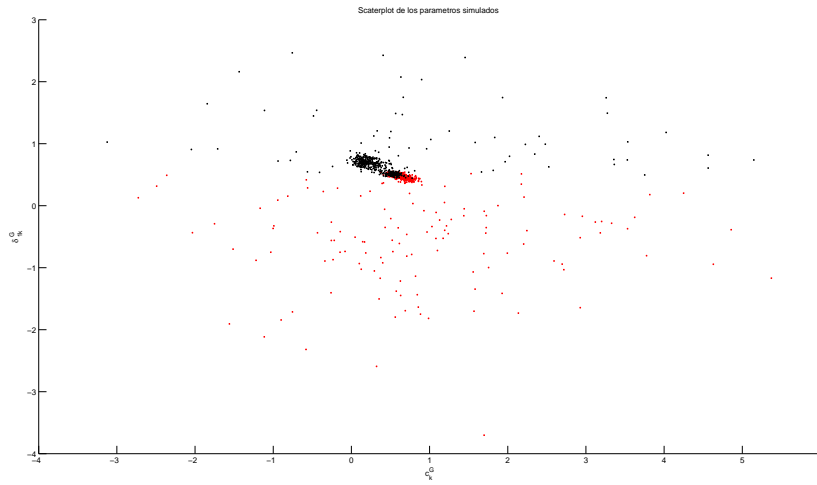


(a) Grupo 1

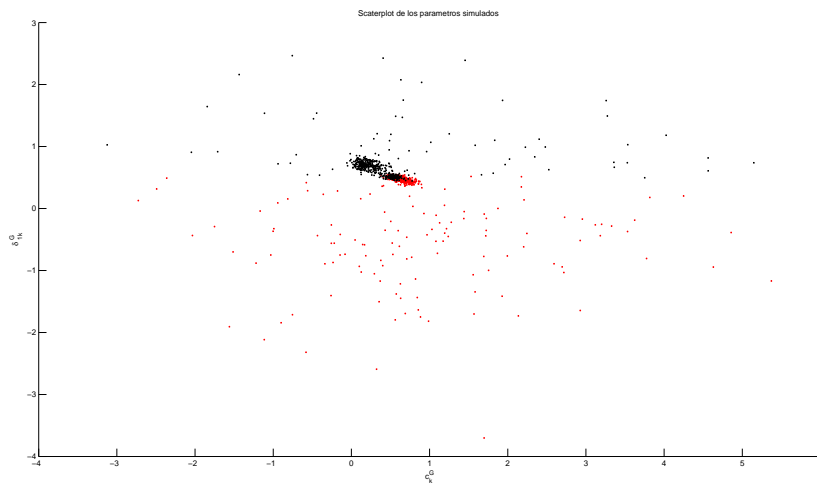


(b) Grupo 2

GRÁFICO 26. Ciclo económico regional con  $K=2$

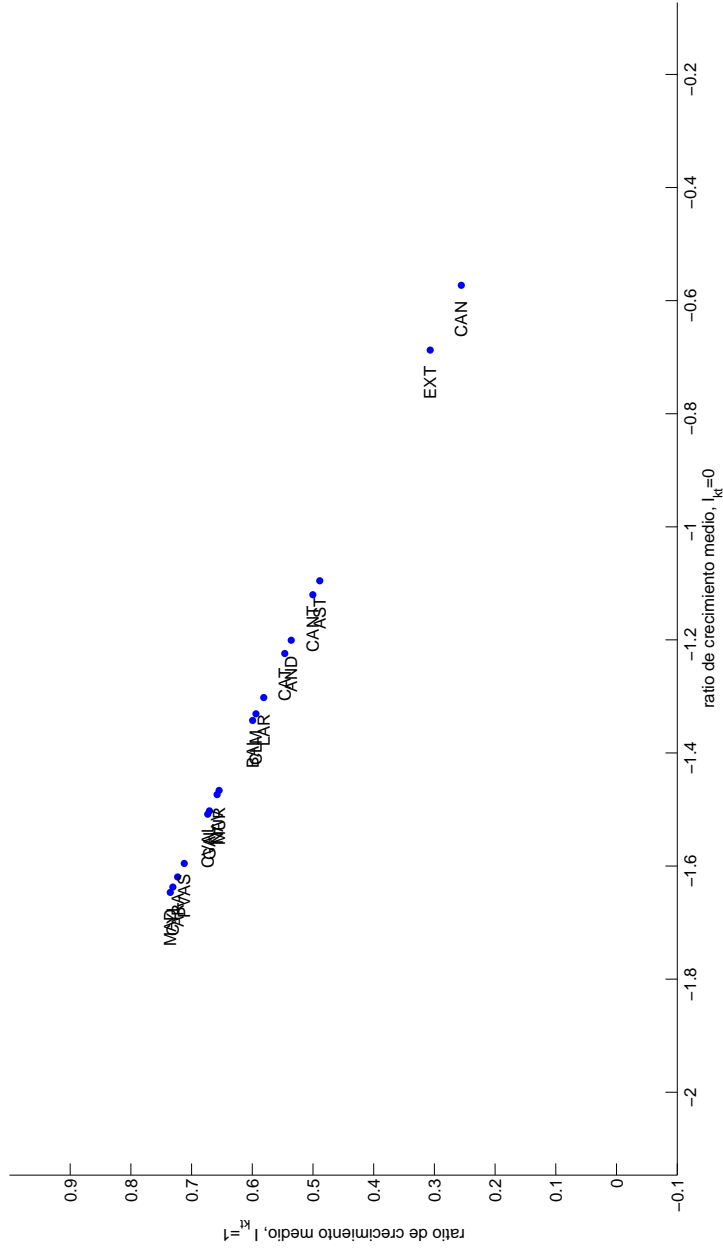


(a)  $K=2$



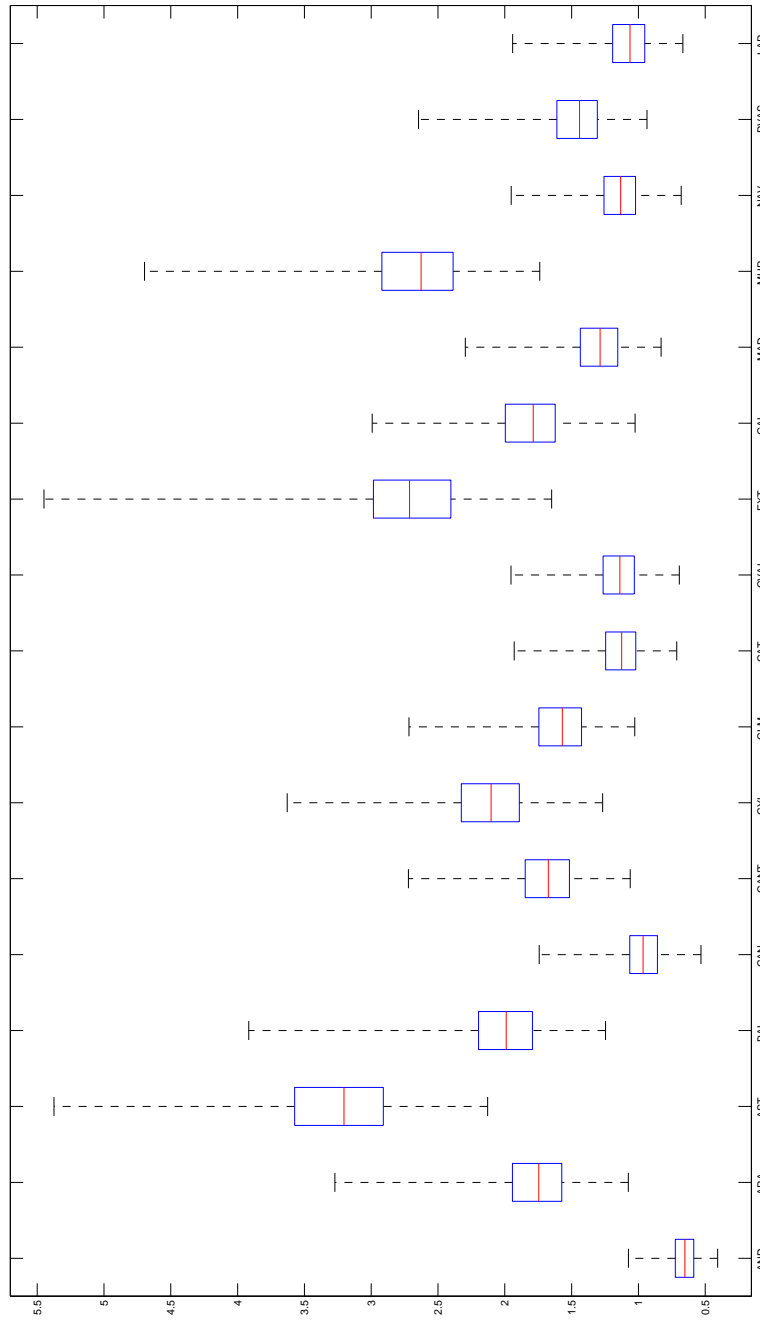
(b)  $K=3$

GRÁFICO 27. Scatterplot



Este gráfico representa la distribución de las regiones a partir de la estimación *a posteriori* de los parámetros.

GRÁFICO 28. Distribución regional con  $K=1$



Este gráfico representa la volatilidad de la distribución *a posteriori* de los parámetros.

**GRÁFICO 29. Varianza de la distribución *a posteriori***