

# UNA APROXIMACIÓN AL MECANISMO DE PROPAGACIÓN ESPACIAL DEL CICLO DEL EMPLEO EN ESPAÑA

José Ramón Cancelo de la Torre  
Pilar Uriz Tomé

*Universidad de A Coruña*

En este trabajo analizamos el ciclo del empleo español desde una perspectiva regional, con el fin último de aproximar el mecanismo de propagación del ciclo del empleo en el espacio. Comenzamos aplicando la metodología habitualmente empleada en la literatura sobre el ciclo económico para obtener los llamados hechos estilizados. A continuación proponemos una medida alternativa de comovimiento basada en el contraste de causalidad de Granger, a partir de la cual derivamos una posible explicación de cómo un shock cíclico agregado se va propagando entre las distintas regiones españolas.

*Palabras clave:* economía regional, ciclo del empleo, causalidad de Granger, regiones españolas.

## 1. INTRODUCCIÓN

A lo largo de los años la economía regional se ha ido consolidando como la rama de la economía que estudia la localización de la actividad económica en el espacio, y lo ha hecho tanto con un enfoque puramente estático, describiendo y explicando la situación en un determinado momento de tiempo, como desde una perspectiva de largo plazo, comparando grandes períodos de tiempo y describiendo las tendencias generales de cambio.

Por otra parte, en los últimos años hemos asistido a un auge de los estudios teóricos y aplicados sobre el ciclo económico. Aun a costa de simplificar demasiado la discusión, la idea básica que subyace en toda la literatura es que se produce un shock que se propaga a toda la economía, de manera que todas las variables se desvían transitoriamente de su tendencia de largo plazo: desde un punto de vista teórico, se debate sobre el origen del shock y el mecanismo de propagación; desde una perspectiva más estadística, la cuestión es cómo estimar el componente cíclico subyacente a los datos observa-

dos; con un enfoque más aplicado, se han investigado las relaciones entre las variables macroeconómicas básicas de una economía, y se han hecho comparaciones internacionales e interindustriales.

Nuestro objetivo en este trabajo es aplicar la teoría del ciclo al ámbito regional, con el fin de cerrar la brecha que está presente tanto en la economía regional como en la teoría del ciclo: en aquélla, se sabe poco de la dinámica interregional a corto y medio plazo; en ésta, apenas hay estudios sobre la propagación del ciclo en el espacio entre economías que compartan la misma política económica, legislación, costumbres, etc. Para ello vamos a analizar la evolución del empleo en las diecisiete comunidades autónomas españolas en el período 1977-1997. Nuestro análisis se plantea en dos niveles:

1) Desde el punto de vista estricto de aplicación de técnicas cuantitativas, calculamos las tasas de variación interanual del empleo, describimos sus principales características, y aplicamos contrastes de causalidad de Granger para descubrir qué regiones causan a otras. Como tal, el estudio ya se justifica en la medida en que, para una región dada, podamos decir qué otras regiones aportan información relevante para mejorar la predicción de la evolución del empleo respecto a la predicción que se obtendría con modelos univariantes.

2) Considerando que la tasa de variación interanual es una aproximación al componente cíclico del empleo regional e interpretando los contrastes de causalidad como estadísticos de comovimiento, tratamos de averiguar si existe un patrón de comportamiento que explique la forma en que el ciclo se va propagando entre las distintas regiones españolas.

El trabajo se organiza como sigue: en la sección segunda justificamos el uso de la tasa interanual de variación como una aproximación a la señal cíclica de una serie temporal. La sección tercera explica el tratamiento previo de los datos y presenta los resultados que se obtienen cuando se aplica la metodología habitualmente utilizada para derivar los llamados hechos estilizados del ciclo. La sección cuarta argumenta la interpretación de los contrastes de causalidad de Granger como estadísticos de comovimiento. En base a los resultados de estos contrastes de causalidad, la sección quinta propone una descripción de cómo un shock cíclico se propaga por las distintas regiones españolas. Por último la sección seis resume las principales conclusiones.

## 2. LA TASA DE VARIACIÓN INTERANUAL COMO SEÑAL CÍCLICA

Uno de los temas que ha recibido más atención en la literatura económica de los últimos años es la aproximación operativa al concepto de ciclo económico, y en particular la forma de aislar su contribución a los valores observados de series económicas concretas. Partiendo de la conocida descomposición de una serie temporal en sus componentes no observables tendencia, ciclo, estacional e irregular, se han propuesto multitud de procedimientos para extraer los valores del componente cíclico subyacente en el agregado, sin que ninguno haya conseguido una aceptación generalizada.

Lejos de entrar en la discusión y comparación de procedimientos sofisticados para extraer el ciclo, en este trabajo vamos a utilizar como estimación del componente cíclico la tasa de variación interanual aproximada por la diferencia estacional de la serie en logaritmos. En series trimestrales esto equivale a definir

$$c_t = \Delta_4 \ln X_t = \frac{X_t - X_{t-4}}{X_{t-4}}$$

donde  $X_t$  representa el empleo en el trimestre  $t$ . El uso de esta tasa como señal cíclica se puede justificar, entre otros, por los siguientes motivos:

1) Desde el punto de vista de la teoría de filtros lineales, la diferencia estacional se puede interpretar como un filtro de extracción del ciclo tal y como éste se define de forma usual en la literatura de series temporales, aunque no sea un filtro óptimo bajo ninguno de los criterios que la literatura considera. En el caso concreto de la diferencia de orden 4, tiene ganancia mayor que la unidad para las oscilaciones de período entre seis y veintitrés trimestres (las asociadas al componente cíclico), y nula para las de período infinito (tendencia), cuatro (la oscilación estacional básica) y dos (su armónico) trimestres. Además su ganancia es menor que la unidad en la banda ( $2\pi/6, \pi$ ), por lo que también atenúa parte de las oscilaciones irregulares presentes en la serie original. Por todo ello no es de extrañar que en base a éstas y otras características algunos autores han propuesto usar la tasa interanual como la señal cíclica básica para analizar el ciclo en un contexto multivariante en el seno de modelos econométricos (Quilis, 1995).

2) También en el marco de la literatura sobre extracción del ciclo, la mayor parte de las propuestas no proporcionan una solución satisfactoria al tratamiento de las raíces unitarias estacionales, que sin embargo frecuentemente están presentes en series temporales económicas: es el caso por ejemplo de un procedimiento tan empleado como el filtro de Hodrick-Prescott, que requiere que la serie se haya desestacionalizado previamente. Pero la desestacionalización no es neutral, ya que distorsiona las relaciones dinámicas entre variables (recuérdese el ya clásico artículo de Wallis sobre los efectos del X-11, Wallis 1974) y con ello el análisis de comovimientos. Por su parte, la diferencia estacional proporciona una manera de tener en cuenta esta característica de los datos que es a la vez sencilla, eficaz y con pleno contenido económico.

3) Los propios filtros de extracción del ciclo modifican las relaciones dinámicas entre variables, y hay cierta evidencia en la literatura de que alguna de las conclusiones basadas en las correlaciones cruzadas entre componentes cíclicos no son propias de los datos originales sino que están inducidas por el procedimiento de extracción del ciclo (Cogley y Nason, 1995).

4) Desde una perspectiva radicalmente distinta, la tasa de variación interanual es una medida natural del crecimiento de una variable económica, y por lo tanto de pleno interés en sí misma con independencia de que se asocie o no con uno de los componentes no observados de la serie temporal (Espasa y Cancelo, 1993). En consecuencia los resultados que se obtengan son informativos incluso cuando no se compartan las hipótesis sobre las que se asienta toda la literatura moderna sobre el ciclo económico.

### 3. ESTADÍSTICOS UNIVARIANTES DE LAS TASAS DE EMPLEO REGIONALES Y COMPARACIÓN CON EL AGREGADO ESPAÑOL

En esta sección presentamos las principales características de las tasas de variación interanual del empleo para cada una de las diecisiete comunidades autónomas españolas y para el conjunto del estado. Los datos originales son la serie trimestral de ocupados totales de la Encuesta de Población Activa para el período comprendido entre el primer trimestre de 1977 y el primero de 1997; la fuente original es el Instituto Nacional de Estadística aunque nosotros hemos tomado los datos de la Subdirección General de Previsión y Coyuntura del Ministerio de Economía y Hacienda.

En los últimos años la literatura ha acuñado la expresión *hechos estilizados* para resumir las conclusiones que se derivan del cálculo de dos tipos de estadísticos:

— Las volatilidades relativas, obtenidas como el cociente entre las desviaciones típicas de las distintas series consideradas y la desviación típica de una serie de referencia; una volatilidad relativa superior (inferior) a uno indica que las fluctuaciones cíclicas de esta variable tienen una amplitud mayor (menor) que las de la variable que actúa como referencia.

— Los coeficientes de correlación cruzados, que miden los llamados comovimientos. A partir de estos coeficientes se trata de averiguar si la variable en cuestión es: a) procíclica, contracíclica o acíclica respecto a la serie de referencia; además, en el caso de que exista relación cíclica, si: b) la relación es fuerte o débil; y c) si la variable en cuestión tiene un ciclo que adelanta, coincide o retrasa el de la variable que actúa como referencia.

Ahora bien, tanto las desviaciones típicas como los coeficientes de correlación son muy sensibles a la presencia de valores anómalos. En el caso concreto de las series de ocupación de la EPA, se sabe que pueden estar afectadas por acontecimientos anómalos, tanto de carácter permanente (básicamente cambios metodológicos en la elaboración de la encuesta) como transitorios, lo que recomienda llevar a cabo un análisis exploratorio de las series originales. Hemos usado el programa TRAMO (Gómez y Maravall, 1996) en su versión automática para detectar valores anómalos y hemos corregido las series de todas aquellas anomalías con un t-ratio en valor absoluto superior a tres, de manera que en lo que sigue las tasas de variación interanuales están calculadas a partir de las series de empleo corregidas: el cuadro 1 recoge, para cada comunidad, las correcciones realizadas.

Por otra parte, a la hora de describir las principales características de las tasas de variación regionales hemos añadido a los estadísticos habituales — volatilidad relativa y correlaciones cruzadas — una medida de la generación/destrucción de empleo a lo largo del período: para ello hemos calculado para cada región la media simple de todos los valores de las tasas interanuales de variación para los veinte años considerados. Obsérvese que cuando se define el ciclo como desviación de la tendencia de largo plazo, como suele ser la práctica habitual en la literatura, por definición esta media vale cero, pero esto no tiene porqué darse en nuestro caso: medias significativamente positivas (negativas) revelan que para esta región se ha producido una creación (destrucción) neta de empleo en los veinte años considerados.

**Cuadro 1**  
**VALORES ANÓMALOS CORREGIDOS EN LAS SERIES**  
**DE EMPLEO REGIONALES**

CCAA	ANÓMALOS			
	Tipo	Fecha	Valor	t-ratio
ANDA	LS	80/I	-0'0345	-3'23
	AO	85/I	0'0308	3'41
	AO	88/I	0'0307	3'40
	LS	92/IV	-0'0463	-4'34
ARAG	-	-	-	-
ASTU	AO	96/II	-0'0362	-4'05
BALE	LS	90/II	-0'0588	-3'56
	LS	92/II	-0'0801	-4'83
CANA	TC	93/I	-0'0618	-4'73
CANT	AO	88/III	0'0429	3'66
CATA	AO	83/I	-0'0192	-3'32
	LS	89/I	0'0324	3'97
	TC	95/I	0'0234	3'18
CLEO	-	-	-	-
CMAN	-	-	-	-
CVAL	-	-	-	-
EXTR	LS	84/I	-0'0724	-3'53
GALI	LS	88/III	0'0295	3'69
	LS	95/II	0'0283	3'44
	AO	95/IV	-0'0222	-4'08
MADR	-	-	-	-
MURC	-	-	-	-
NAVA	LS	93/I	-0'0601	-4'03
PVAS	AO	85/III	-0'0332	-4'45
	TC	88/III	-0'0309	-3'37
	LS	89/II	0'0345	3'51
	LS	92/IV	-0'0427	-4'45
RIOJ	TC	79/IV	0'0616	3'86
	LS	84/I	-0'0612	-3'56
ESPA	AO	83/I	-0'0077	-3'98

NOTA: AO indica anómalo aditivo, LS cambio permanente y TC cambio transitorio con parámetro de amortiguamiento 0'7, la opción por defecto del programa TRAMO. El valor es el efecto del anómalo sobre el logaritmo del empleo.

En todo caso sigue siendo cierto que la media así calculada es un estadístico muestral con un cierto margen de error, y en consecuencia es preciso ponerlo en relación con una medida de la variabilidad del proceso de creación del empleo para poder extraer conclusiones más generales. El procedimiento habitual en estos casos es contrastar la significatividad de la media a partir de un contraste basado en el estadístico  $t$ ; nótese sin embargo que este estadístico sólo tiene una distribución  $t$  de Student cuando las observaciones constituyen una muestra aleatoria simple, supuesto que ciertamente no cumplen los datos que estamos considerando. En todo caso, usaremos el estadístico  $t$  como un criterio para clasificar las regiones en el grupo de creadoras netas de empleo ( $t$ -ratio de la media mayor que dos), entre las que han experimentado pérdidas netas de empleo ( $t$ -ratio menor que  $-2$ ), o en el de las que se han mantenido ( $t$ -ratio entre  $-2$  y  $2$ ). De nuevo, recalcar una vez más que el estadístico  $t$  se está usando aquí como un criterio de clasificación y no como un contraste formal de significatividad de la tasa media.

El cuadro 2 muestra los estadísticos resumen de las tasas interanuales corregidas de intervenciones. De aquí se desprenden las siguientes conclusiones:

**Cuadro 2**  
**ESTADÍSTICOS RESUMEN DE LAS TASAS DE VARIACIÓN**  
**DEL EMPLEO REGIONAL**

CCAA	Media	$t$ -ratio	Desv. típica	Volatilidad relativa
ANDA	0'0084	2'42	0'0304	1'20
ARAG	-0'0030	-0'85	0'0307	1'21
ASTU	-0'0137	-4'66	0'0258	1'02
BALE	0'0169	3'89	0'0381	1'50
CANA	0'0118	2'92	0'0354	1'39
CANT	-0'0089	-2'16	0'0361	1'42
CATA	-0'0005	-0'15	0'0310	1'22
CLEO	-0'0069	-2'41	0'0250	0'98
CMAN	-0'0032	-0'89	0'0318	1'25
CVAL	0'0025	0'70	0'0314	1'24
EXTR	-0'0048	-1'11	0'0383	1'51
GALI	-0'0182	-9'76	0'0164	0'65
MADR	0'0059	1'42	0'0366	1'44
MURC	0'0042	0'95	0'0387	1'52
NAVA	0'0068	2'04	0'0294	1'16
PVAS	-0'0048	-1'88	0'0223	0'88
RIOJ	-0'0009	-0'22	0'0350	1'38
ESPA	-0'0004	-0'14	0'0254	1'00

NOTA: El  $t$ -ratio no tiene la interpretación habitual ya que el estadístico no sigue una distribución  $t$  de Student con datos dependientes; la volatilidad relativa se calcula como el cociente entre la desviación típica regional y la española.

1) Las comunidades con un t-ratio de la media superior de 2 y por lo tanto clasificados como generadoras de empleo son Andalucía, Baleares, Canarias y Navarra; con un t-ratio inferior a  $-2$  están Asturias, Cantabria, Castilla y León y Galicia.

2) Si se mide la volatilidad del ciclo por la desviación típica de las tasas interanuales, 14 de las 17 comunidades son más volátiles que el conjunto del estado. Esto, en combinación con el resultado anterior, pone claramente de manifiesto que la agregación espacial enmascara comportamientos diferentes entre las regiones: si interpretamos la tasa media del período como una estimación del crecimiento anual del empleo a largo plazo, no solamente tenemos distintas trayectorias de largo plazo sino que también la volatilidad alrededor de cada trayectoria es diferente.

3) Las regiones con menor volatilidad son Galicia, País Vasco y Castilla y León, todas con una desviación típica más pequeña que la de España. En el otro extremo están Murcia (con una desviación típica que es el 152% de la española), Extremadura (151%) y Baleares (150%).

4) Existe una relación directamente proporcional entre capacidad de generar empleo y volatilidad, en el sentido de que regiones con tasas de crecimiento del empleo por encima de la media tienden a ser más volátiles: el coeficiente de correlación entre la tasa media del período y la desviación típica de las tasas es 0,63.

Pasando a los comovimientos de cada comunidad con el agregado estatal, el cuadro 3 recoge los correlogramas cruzados de la tasa de variación española con cada una de las tasas regionales. Se puede apreciar que en general la variación del empleo en la mayor parte de las regiones está muy correlacionada con la del conjunto del estado, lo que aporta clara evidencia de que existe un ciclo común que comparten todas las regiones; sin embargo, este cuadro también es compatible con el hecho de que el ciclo no se distribuye por igual entre todas ellas, ni en su calendario ni en su intensidad.

En términos de intensidad de la relación cíclica, medida por el coeficiente de correlación máximo, las regiones que más se desvían del ciclo común son Baleares y Canarias, por sus características específicas de sobre conocidas; Murcia y Extremadura, con una dinámica especial en la generación de empleo; y Galicia, la comunidad que presenta la mayor destrucción de empleo de todas las españolas. En todo caso, y como cabría esperar, el hecho de que las economías regionales estén tan integradas se traduce en ciclos muy relacionados según los criterios habitualmente manejados en la literatura (Dolado y otros 1993, Fiorito y Kollintzas 1994): en ésta se suele considerar que la relación cíclica es fuerte cuando el coeficiente de correlación cruzado máximo en valor absoluto es mayor que 0,5, lo que ocurre para 15 de las 17 comunidades autónomas españolas.

El cuadro 3 también proporciona una primera indicación de la sincronía del ciclo: si clasificamos las regiones en adelantadas, coincidentes o retrasadas en función del retardo al que corresponde el mayor coeficiente de correlación, se puede comprobar que la casi totalidad de las regiones son coincidentes, con las excepciones de Galicia, Navarra y La Rioja, que serían adelantadas y Asturias, Cantabria, Castilla y León y Extremadura, que serían retardadas.

**Cuadro 3**  
**CORRELOGRAMAS CRUZADOS ENTRE LAS TASAS REGIONALES Y LA TASA ESPAÑOLA**

	t-4	t-3	t-2	t-1	t	t+1	t+2	t+3	t+4
ANDA	0'63	0'70	0'77	0'82	0'87	0'83	0'78	0'73	0'67
ARAG	0'43	0'55	0'66	0'77	0'81	0'79	0'71	0'57	0'44
ASTU	0'27	0'39	0'49	0'57	0'65	0'69	0'74	0'73	0'68
BALE	0'50	0'56	0'60	0'62	0'65	0'63	0'57	0'51	0'43
CANA	0'47	0'52	0'58	0'62	0'64	0'59	0'51	0'42	0'34
CANT	0'14	0'15	0'17	0'18	0'20	0'21	0'22	0'26	0'29
CATA	0'66	0'76	0'84	0'90	0'93	0'89	0'82	0'73	0'63
CLEO	0'34	0'48	0'61	0'73	0'81	0'83	0'80	0'74	0'65
CMAN	0'39	0'50	0'60	0'67	0'70	0'67	0'62	0'58	0'53
CVAL	0'65	0'75	0'82	0'86	0'88	0'83	0'75	0'64	0'51
EXTR	0'28	0'34	0'40	0'47	0'55	0'60	0'64	0'65	0'61
GALI	0'23	0'27	0'30	0'32	0'30	0'29	0'25	0'20	0'17
MADR	0'40	0'52	0'62	0'71	0'76	0'75	0'70	0'59	0'45
MURC	0'55	0'53	0'54	0'56	0'59	0'56	0'52	0'46	0'40
NAVA	0'55	0'62	0'67	0'70	0'65	0'56	0'47	0'40	0'37
PVAS	0'51	0'58	0'65	0'72	0'79	0'78	0'75	0'71	0'66
RIOJ	0'60	0'68	0'73	0'75	0'73	0'69	0'63	0'56	0'49

NOTA: La columna t-k recoge las correlaciones de las tasas regionales en t-k con la tasa española en t.



De todas formas la elección del agregado español como serie de referencia no facilita el seguimiento de cómo el ciclo se va propagando en el espacio, sino más bien al contrario. Así, por citar sólo un par de problemas relacionados con esta elección, las economías regionales no tienen todas el mismo peso en el conjunto estatal, lo que tiende a sobrevalorar el parecido con la referencia de las regiones mayores y a infravalorar el de las regiones más pequeñas. Más grave que lo anterior, si las regiones tienen ciclos con distinta amplitud y no plenamente coincidentes el agregado es un promedio que enmascara esa falta de sincronización, y por lo tanto hace más difícil detectar adelantos o retardos; así, no es casual que 11 de las 17 regiones tengan el coeficiente de correlación cruzado máximo en el retardo cero.

De hecho, la misma idea de tener que tomar una serie de referencia alrededor de la cual girarían las demás no parece satisfactoria. A diferencia de lo que ocurre en las aplicaciones usualmente consideradas en la literatura en las que el PIB es la referencia natural, aquí no sólo no se sabe cuál es la región que tira de las demás, sino que incluso puede ocurrir que el cambio de fase cíclica arranque o se bifurque en dos caminos distintos. Por lo tanto interesa no ceñirse a una única perspectiva sino abordar el estudio desde diversos puntos de vista sin dar preferencia a ninguno en particular, lo que haremos en las próximas secciones.

#### 4. EL CONTRASTE DE CAUSALIDAD DE GRANGER COMO MEDIDA DE COMOVIMIENTO

Para evitar el tener que tomar una serie de referencia, en este trabajo proponemos aplicar el concepto de causalidad de Granger al estudio de los comovimientos de diferentes series temporales. Como es bien sabido, el objetivo de los estadísticos de comovimiento es determinar qué variables —regiones en nuestra aplicación— adelantan a las demás, en el sentido de que reflejan antes los cambios de fase del ciclo y por lo tanto aportan información de interés para seguir, y sobre todo predecir, el comportamiento cíclico del resto. Pues bien, el concepto de causalidad de Granger proporciona un método para determinar si una serie temporal aporta información relevante para predecir la evolución futura de otra, y en ese sentido puede servir, convenientemente reformulado e interpretado, para el problema que estamos considerando.

Formalmente, sea  $X_t$  la tasa de variación del empleo en la región A en el momento  $t$  e  $Y_t$  la misma variable para la región B, donde recuérdese que la tasa de variación interanual es una aproximación a la señal cíclica subyacente. Se dice que  $X$  causa a  $Y$  en el sentido de Granger si

$$E(Y_t | Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots) = E(Y_t | Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, X_{t-1}, X_{t-2}, \dots)$$

y por lo tanto el pasado de  $X$  contiene información relevante para predecir  $Y$  que no figura en el pasado de la propia  $Y$ . Ahora bien, en nuestro contexto la presencia de causalidad se puede interpretar en términos de que existe un ciclo común para el empleo en el conjunto del estado que no se propaga de manera instantánea en todo el territorio, sino que se va manifestando en las diversas regiones con distintos retardos. En ese sentido, una forma de interpretar el resultado de que  $X$  causa a  $Y$  es que el cambio de fase cíclica ya

afectó a la región A pero todavía no a la región B: los valores pasados de la variación del empleo en B no reflejan estos cambios en el ciclo general y los valores pasados de la variación del empleo en A, que sí los recogen, son útiles para predecir lo que hará próximamente la región B.

En todo caso, debemos señalar que la aplicación de este concepto de causalidad no va a permitir obtener de forma automática una ordenación de regiones en función de lo que tardan en responder a un cambio general en la fase cíclica, ya que:

— Para que la ordenación sea clara es necesario que la causalidad sea unidireccional, es decir, que X cause a Y pero que Y no cause a X. En series muy relacionadas entre sí, como es el caso de las que tenemos aquí a juzgar por los correlogramas cruzados del cuadro 3, será bastante normal obtener causalidad bidireccional.

— Se trata de ordenar 17 regiones en función de su comportamiento cíclico a lo largo de 20 años: son muchas regiones, de tamaños muy desiguales y durante un intervalo temporal en el que se produjeron diversos cambios estructurales que incidieron de forma muy desigual en el espacio.

En consecuencia, lo máximo a que podemos aspirar es a una ordenación tentativa, que tenga una interpretación económica sensata y que se adapte razonablemente bien a los datos.

Pasando ya a la forma de implementar el análisis en la práctica, el contraste de causalidad de Granger se reduce a un contraste conjunto de la significatividad de los retardos de X en una expresión del tipo

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k_1} \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{k_2} \beta_i X_{t-i} + \varepsilon_t$$

para valores adecuados de  $k_1$  y  $k_2$ . En este trabajo hemos tomado  $k_1 = k_2 = 4$  y utilizado el contraste F habitual, cuyo estadístico viene dado por

$$F = \frac{(SCE_R - SCE_{SR})/4}{SCE_{SR}/T - 9}$$

donde  $SCE_{SR}$  es la suma de cuadrados de los errores del modelo sin restringir que incluye los retardos de X,  $SCE_R$  la del modelo restringido bajo la hipótesis nula de no significatividad de los retardos de X, y T el número de observaciones efectivas que en nuestro caso es igual a 73. En sentido estricto este estadístico no sigue la distribución F de Snedecor habitual, ya que en modelos dinámicos apenas hay resultados sobre las distribuciones para muestras pequeñas; sin embargo, siguiendo la práctica habitual en la literatura supondremos que el estadístico F se distribuye como una F de Snedecor con 4 grados de libertad en el numerador y  $T - 9$  en el denominador, como una aproximación al contraste asintótico.

El cuadro 4 recoge los valores del estadístico F para todos los posibles pares de regiones: tomando por ejemplo el valor 6,01, es significativo al 1%, lo que indica que (la tasa de variación del empleo en) Andalucía causa a (la tasa de variación del empleo en) Aragón en el sentido de Granger; desde el punto de vista cíclico, si se toma Aragón como serie de referencia Andalucía

**Cuadro 4**  
**CONTRASTES DE CAUSALIDAD DE GRANGER ENTRE PARES DE REGIONES**

	ANDA	ARAG	ASTU	BALE	CANA	CANT	CATA	CLEO	CMAN	CVAL	EXTR	GALI	MADR	MURC	NAVA	PVAS	RIOJ
ANDA	—	6'01	4'46	3'07	5'50	3'26	7'58	5'47	2'32	3'59	2'91	4'00	5'88	6'10	5'40	5'18	6'48
ARAG	0'88	—	5'49	2'22	1'74	2'18	1'31	1'90	2'09	0'88	4'24	4'41	3'52	2'61	1'43	2'32	2'08
ASTU	1'24	2'22	—	1'14	3'61	2'29	2'48	2'64	2'28	0'20	2'30	3'28	2'75	0'78	1'95	1'65	1'17
BALE	1'99	1'93	4'49	—	1'14	5'28	0'81	0'90	1'48	1'15	1'39	6'01	2'15	1'50	3'77	1'45	0'86
CANA	2'21	3'57	5'23	3'25	—	2'65	2'02	3'14	0'71	4'18	1'26	2'95	2'76	2'75	1'01	2'69	1'71
CANT	0'49	1'00	2'78	1'03	1'16	—	1'17	2'00	0'48	1'77	1'66	4'88	1'50	1'10	1'70	0'36	0'39
CATA	2'02	6'02	5'26	3'44	1'93	1'92	—	3'59	2'78	4'93	4'23	2'73	9'24	3'84	3'24	1'28	6'56
CLEO	0'92	4'17	5'31	1'88	2'28	2'50	1'53	—	1'23	1'05	4'53	3'23	2'12	1'43	2'18	1'63	0'94
CMAN	3'29	4'28	2'27	2'45	3'06	2'34	1'29	1'83	—	0'59	3'08	4'05	4'88	2'42	0'73	4'71	2'08
CVAL	2'03	6'68	8'70	3'29	4'51	3'60	1'48	4'44	2'30	—	2'32	3'13	9'28	3'31	4'19	1'91	2'85
EXTR	0'41	0'81	3'75	1'40	1'18	4'07	1'27	0'95	3'85	0'42	—	2'80	4'63	2'41	0'71	2'19	1'46
GALI	2'01	1'83	1'50	0'78	1'07	6'10	1'08	0'84	1'31	1'26	1'88	—	2'19	0'20	1'28	0'60	0'91
MADR	0'98	1'92	3'29	1'87	1'81	1'06	0'37	3'68	2'98	0'38	10'50	3'17	—	1'93	2'11	1'74	1'38
MURC	2'25	3'77	4'08	2'86	1'80	2'48	1'67	2'59	2'96	4'30	1'70	2'94	4'33	—	5'78	1'87	2'12
NAVA	3'03	7'95	4'84	4'20	1'64	3'56	1'59	1'66	1'69	3'17	1'48	4'51	7'42	3'60	—	3'83	1'79
PVAS	0'70	3'23	3'12	5'26	2'00	4'06	3'10	1'74	2'63	4'20	2'12	2'31	5'07	3'73	4'71	—	2'50
RIOJ	2'32	8'01	4'16	2'03	4'81	2'49	2'89	3'98	2'65	2'18	4'13	2'59	4'31	3'16	2'61	1'85	—

NOTA: En cada casilla se contrasta si la región de la fila causa a la región de la columna; valor crítico al 5% (1%) 2'51 (3,62).

sería una región adelantada en la medida en que la variación del empleo andaluz observada en el pasado contiene información sobre la situación actual del ciclo en Aragón que no estaba en los valores anteriores del propio empleo aragonés. El resto del cuadro se interpreta de forma análoga.

Tal y como se puede apreciar en el mencionado cuadro 4 hay muchos estadísticos significativos, lo que refleja sobre todo la existencia de relaciones dinámicas entre las distintas regiones españolas: si las elevadas correlaciones de las tasas de variación regionales del cuadro 3 indicaban que el ciclo se manifiesta en todas las regiones, los resultados de este cuadro 4 apuntan a que no lo hace a la vez y de la misma manera en todos los rincones del estado.

## 5. LA PROPAGACIÓN DEL CICLO DEL EMPLEO EN ESPAÑA

Así como por una parte los resultados del cuadro 4 apoyan la tesis de que los ciclos del empleo en las distintas regiones españolas no están perfectamente sincronizados, por otra la forma concreta en que se propaga el ciclo apenas se vislumbra. El patrón de difusión espacial sólo comienza a aparecer cuando imponemos dos restricciones adicionales:

1) Considerar un nivel de significación del 1% en los contrastes de causalidad, lo que implica quedarse sólo con los casos en los que se produce una mejora muy significativa en la predicción cuando se incorpora la información de la otra región.

2) Limitarse en un primer momento a relaciones unidireccionales, es decir, a pares de regiones donde X causa a Y pero Y no causa a X.

A partir de aquí es posible detectar un patrón más claro de comportamiento. En todo caso, ni con estas restricciones se revela un marco plenamente cerrado y coherente, ni nosotros las hemos aplicado al pie de la letra a lo largo del análisis. La propuesta final que resulta lógicamente tiene ciertos puntos débiles y algunas interpretaciones que son subjetivas, pero en conjunto parece dibujar un mecanismo de propagación bastante sensato desde el punto de vista de la realidad económica del estado de las autonomías y a la vez es plenamente compatible con la información contenida en los datos.

A efectos de interpretar los resultados, supongamos que la economía española sufre un shock agregado que implica un cambio en la fase cíclica del empleo. La difusión de este shock entre las distintas comunidades autónomas se podría caracterizar de la siguiente manera:

1) La primera región en reflejar un cambio en la fase del ciclo es Andalucía: no hay ninguna región que cause a Andalucía con un nivel de significación del 1%, mientras que Andalucía causa a todas las regiones de España excepto Castilla-La Mancha.

2) En un segundo momento reaccionan el bloque País Vasco, Navarra y La Rioja por una parte, y Cataluña por otra. No está claro si todas estas regiones reaccionan a la vez y de forma independiente como consecuencia del tirón de Andalucía, o si Cataluña también recibe influencias del País Vasco. En todo caso, el gran referente es siempre Andalucía.

3) Centrándose en el bloque formado por el País Vasco, Navarra y La Rioja, podemos decir que:

— País Vasco: recibe la influencia directa de Andalucía y la transmite hacia el Mediterráneo (Comunidad Valenciana, Murcia, Baleares, y en menor medida a la propia Cataluña) y Cantabria. Tiene además una relación doble muy fuerte con Navarra, fácilmente explicable por la estrecha relación entre las dos economías.

— Navarra: todas las regiones que causan a Navarra son también causadas por ella, lo que hace especialmente difícil entender su posición en el conjunto. Es de las regiones que reaccionan en un primer momento, pero no está claro si lo hace prácticamente a la vez que Andalucía o incluso algo después que el País Vasco y Cataluña. Por su parte propaga el ciclo hacia el valle del Ebro (Aragón) y la cornisa cantábrica (Cantabria, Asturias y Galicia).

— La Rioja: su impulso básico no viene del País Vasco o de Navarra sino de la propia Andalucía y de Cataluña (aunque con esta última tiene una relación de causalidad bidireccional). De aquí el ciclo pasa al interior de la península: Aragón, Castilla y León y Madrid, llegando hasta Asturias por el norte y a Extremadura por el sur.

4) Cataluña recoge el impulso directo de Andalucía y en menor medida del País Vasco, para transmitirlo con especial intensidad a toda la costa mediterránea (Valencia, Murcia y en menor medida Baleares), el valle del Ebro (Aragón, La Rioja e incluso Navarra), el interior (especialmente Madrid y Extremadura) y el noroeste (sobre todo a Asturias).

5) En una tercera etapa están Murcia y la Comunidad Valenciana, que muestran el mismo cuadro general y además están muy interrelacionadas entre sí: aunque la evidencia empírica no es absolutamente concluyente, los sentidos de las relaciones de causalidad de Murcia y Valencia apuntan a que primero se cierra el arco mediterráneo y sólo después el ciclo penetra en la meseta. Si no fuera por la posición de Aragón, en esta etapa podríamos separar la península en dos partes perfectamente delimitadas: las que ya reaccionaron al shock cíclico, que se extenderían desde el País Vasco, cruzando por el valle del Ebro hacia Cataluña y recorriendo las costas mediterránea y atlántica hasta llegar a la frontera portuguesa; y la parte de la península que tarda más en reaccionar, formada por todas las regiones interiores (excepto Navarra y La Rioja) y las cantábricas (sin incluir el País Vasco).

6) En lo que ya sería una cuarta etapa reacciona Madrid, que es la primera región de la meseta en hacerlo. Las regiones con relaciones de causalidad unidireccionales hacia Madrid muy significativas son Cataluña, Comunidad Valenciana, Murcia, Andalucía, País Vasco, Navarra y La Rioja; desde Madrid sólo hay relaciones unidireccionales fuertes con Castilla y León y Extremadura. El cuadro se difumina un poco si incluimos relaciones dobles o relaciones significativas al 5%, pero a grandes rasgos la situación de Madrid como puerta de paso del ciclo hacia el centro y el noroeste parece bastante clara.

7) Ordenar las demás regiones del interior es difícil, ya que a estas alturas del proceso están recibiendo distintos estímulos superpuestos:

— Castilla y León: parece recibir el shock cíclico desde la costa mediterránea, Madrid, La Rioja e incluso Asturias, y lo propaga a Extremadura, Aragón y Galicia.

— Aragón: es adelantada por todas las regiones que la rodean y Andalucía; causa a Madrid (un resultado que no encaja bien en el esquema general), Extremadura, Asturias y Galicia.

— Extremadura: la región que claramente adelanta el empleo extremeño es Madrid, a la que podemos añadir, ya a un segundo nivel, Cataluña, Aragón, La Rioja y Castilla y León; por su parte causa a Asturias y Cantabria y en menor medida a Castilla-La Mancha (relación doble) y Galicia.

— Castilla-La Mancha: es una región con un comportamiento muy atípico y la única para la que, al menos a grandes rasgos, no tenemos clara su posición en el esquema. Es causada por Extremadura, que como hemos visto es de las últimas en reaccionar; pero por otra causa a Andalucía (aunque el estadístico no es significativo al 1%) y al País Vasco (con el que tiene una relación doble).

8) Finalmente el ciclo llega a Galicia, Asturias y Cantabria; aunque no forman un grupo completamente homogéneo, básicamente las tres se caracterizan por estar causadas por regiones que ya reaccionan con retraso (Castilla y León, Extremadura, Aragón), y por no causar a regiones de fuera de la cornisa cantábrica: si bien esto último no es exactamente cierto para Asturias, en todos los casos se trata de relaciones dobles mucho más fuertes cuando la causalidad es hacia Asturias que cuando es desde Asturias. Obsérvese que la no causalidad clara hacia otras regiones es reveladora, ya que está indicando que la información que pudieran aportar a la predicción de la variación del empleo de cualquier otra región ya está incluida en los valores pasados de ésta. El caso de Galicia es muy ilustrativo, ya que es el extremo opuesto de Andalucía: está causada por quince comunidades autónomas (todas menos el País Vasco) y sólo causa a Cantabria.

9) Por último, los archipiélagos se sitúan en etapas intermedias. A grandes rasgos podríamos colocar a Canarias con la Comunidad Valenciana y Murcia, es decir, de manera que recibe el shock cíclico justo antes de que éste se adentre en el interior de la península. Por su parte Baleares se situaría a la par de Castilla y León, por buscar una referencia: está causada por el País Vasco, Navarra (con relación doble), toda la costa mediterránea desde Cataluña a Andalucía, Canarias y Madrid, y sólo causa a Navarra (la ya mencionada relación doble) y a la cornisa cantábrica (sin el País Vasco).

De forma resumida, la propagación espacial del ciclo del empleo en el estado español durante los veinte últimos años se puede esquematizar de la siguiente manera:

Si existe un punto de arranque único, éste es Andalucía. En una segunda etapa aparecen dos polos: País Vasco-Navarra-La Rioja, aunque no tienen un comportamiento uniforme, y Cataluña. A continuación el ciclo llega a la Comunidad Valenciana, Murcia y Canarias. Sólo se adentra en la meseta en lo que ya sería la cuarta etapa, en la que llega a Madrid. En una quinta etapa afecta a las demás regiones del interior: parece claro que las dos Castillas,

Extremadura y Aragón no reaccionan de forma simultánea, aunque tampoco hay un patrón claro en los estadísticos que implique una ordenación temporal inequívoca; Baleares también recibiría el shock cíclico en esta etapa. Por último, la sexta etapa vería reaccionar a Cantabria, Asturias y Galicia, las últimas comunidades en reflejar el cambio de fase cíclica.

## 6. CONCLUSIONES

En este trabajo hemos analizado el ciclo del empleo español desde una perspectiva regional aplicando la metodología habitualmente empleada en la literatura sobre el ciclo económico para derivar los llamados hechos estilizados. También hemos propuesto una medida alternativa de comovimiento basada en el contraste de causalidad de Granger: si la señal cíclica de una región causa a la de otra en el sentido de Granger, esto puede deberse a que el cambio de fase cíclica ya se ha manifestado en la primera pero no en la segunda. Por último, a partir de aquí derivamos una posible explicación de cómo un shock cíclico agregado se va propagando entre las distintas regiones españolas.

Si bien los resultados obtenidos abren lo que parece ser una línea de investigación prometedora, todavía quedan aspectos de importancia por tratar, entre los cuales podemos citar:

1) Como se dijo en su momento, el período analizado es lo suficientemente amplio como para que se hayan producido cambios estructurales importantes, lo que deja abierta la cuestión de la estabilidad del mecanismo de propagación propuesto.

2) Implícitamente hemos supuesto que se producía un shock agregado y estudiado su propagación en el espacio, sin hacer ninguna referencia a cómo surgía este shock; sin embargo, cabe esperar que shocks con distintos orígenes, por ejemplo un shock del sector exterior y un shock fiscal causado por un programa de inversión en infraestructuras, se propaguen de distinta manera. Tampoco está claro que los shocks agregados expliquen toda la complejidad de los ciclos regionales, sino que habría que investigar en qué medida coexisten ciclos estatales que afectan, aunque de forma desigual, a todas las regiones, con ciclos más específicamente regionales o de grupos de regiones.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Cogley, T. y Nason, J. M. (1995): «Effects of the Hodrick-Prescott filter on trend and difference stationary time series; implications for business cycle research», *Journal of Economic Dynamics and Control*, 19, pp. 253-278.
- Dolado, J. J.; Sebastián, M. y Vallés, J. (1993): «Cyclical patterns of the spanish economy», *Investigaciones Económicas*, XVII, pp. 445-473.
- Espasa, A. y Cancelo, J. R. (1993): «Tasas de crecimiento y la velocidad subyacente en la evolución de un fenómeno económico», en Espasa, A. y Cancelo, J. R. (eds), *Métodos cuantitativos para el análisis de la coyuntura económica*, Alianza, Madrid, pp. 325-399.

- Fiorito, R. y Kollintzas, T. (1994): «Stylized facts of business cycles in the G7 from a real business cycle perspective», *European Economic Review*, 38, pp. 235-269.
- Gómez, V. y Maravall, A. (1996): «Programs TRAMO and SEATS», Documento de Trabajo 9628, Servicio de Estudios del Banco de España.
- Quilis, E. M. (1995): «Apuntes de extracción de la señal en series económicas», Documento interno, Instituto Nacional de Estadística.
- Wallis, K. F. (1974): «Seasonal Adjustment and relations between variables», *Journal of the American Statistical Association*, 69, pp. 18-32.

#### ABSTRACT

In this paper we analyse the Spanish employment cycle from a regional perspective, with the final aim in mind of approaching the spatial propagation mechanism of the employment cycle. We begin by applying the method normally used in the literature on the economic cycle in order to obtain the so-called stylised facts. We then propose an alternative measure of *co-movement* based on the contrast between Granger's causality, from which we derive a possible explanation of how an aggregate shock cycle begins to spread among the various Spanish regions.

*Key words:* regional economy, employment cycle, Granger's causality, Spanish regions.