
Teoría de la cointegración y su aplicación al análisis de las magnitudes de la economía andaluza

M. ARTÍS ORTUÑO, M. CLAR LÓPEZ,
T. DEL BARRIO CASTRO, E. LÓPEZ-BAZO y
J. SURIÑACH CARALAT

1. Introducción.

En los últimos años, la teoría de la cointegración ha despertado un fuerte interés en múltiples enfoques de la modelización económica aplicada al ámbito regional. En este artículo se pretende, por un lado, presentar las características básicas de dicha técnica econométrica y, por otro, concretar algunas de sus aplicaciones al campo regional, en general, y al andaluz en particular.

Los modelos especificados siguiendo la teoría de la cointegración se utilizan tanto para el análisis de las relaciones entre variables económicas, como para la predicción de magnitudes de interés, o la simulación de políticas alternativas, el análisis de la convergencia entre diferentes economías (países o regiones), la construcción de modelos econométricos regionales, etc.

La teoría de la cointegración ha supuesto un cambio en la estrategia de modelización dinámica de variables económicas, poniendo de manifiesto las posibles limitaciones de la modelización de series temporales basada en los modelos de Función de Transferencia y proporcionando una explicación a los casos de relaciones espúreas entre series temporales. En concreto, se propone

especificar un modelo llamado de Mecanismo de Corrección del Error (MCE) en el que se plantea una relación de equilibrio a largo plazo entre las variables, permitiendo a su vez la existencia de desajustes a corto plazo mediante la introducción de términos dinámicos.

Dos conceptos básicos son los de integrabilidad y cointegración. El primero, trata de determinar el número de veces que debe aplicarse el operador diferencia a fin de conseguir series estacionarias. El segundo, permite relacionar variables no estacionarias en una combinación lineal entre ellas que sí lo es, mostrando las relaciones estructurales de equilibrio marcadas por la Teoría Económica.

El concepto de cointegración permite discriminar las relaciones existentes realmente a largo plazo de aquéllas espúreas, posibilitando especificar relaciones de equilibrio entre variables económicas junto con relaciones a corto (a través del modelo de MCE).

Una vez presentados los conceptos básicos de dicha técnica (apartado 2), en el tercero se mostrarán algunas de sus aplicaciones genéricas en el análisis regional. Por último, en el apartado 4 se mostrará alguna evidencia de su utilidad para la economía andaluza.

2. Conceptos básicos de la teoría de la cointegración¹.

2.1. Estacionariedad e integrabilidad.

Es difícil sintetizar en unas pocas líneas los elementos teóricos característicos de la citada técnica. Es por ello que en este apartado se definirán sólo aquéllos más sobresalientes.

En el origen de la utilización de dicha técnica econométrica está el tratar de solucionar los problemas de especificación, estimación y contraste derivados de la no estacionariedad de muchas de las series económicas. Considerando una serie temporal como la realización de un proceso estocástico, diremos que éste es estacionario en sentido débil si presenta momentos de primer (media) y segundo orden (varianza y covarianzas) finitos e independientes del tiempo².

Una serie temporal puede ser no estacionaria al presentar un valor esperado no constante debido a que, por ejemplo, depende del tiempo (es decir, con una tendencia determinista) y/o porque su varianza depende del mismo (tendencia estocástica, en varianza). Las consecuencias de estar frente a unas u otras son distintas, por lo que su tratamiento también lo será.

1. Si la no estacionariedad es consecuencia de la acumulación de un efecto constante a lo largo del tiempo, la tendencia será determinista y para convertirla en estacionaria se deberá capturar dicha tendencia en la especificación (mediante variables ficticias, tendencias polinómicas, ... pero no diferenciando la variable). En este caso, la inferencia estándar es aplicable bajo los supuestos básicos clásicos.
2. Si la no estacionariedad es consecuencia de la acumulación de t términos aleatorios e independientes, la

tendencia será estocástica y la solución será diferenciar la serie tantas veces como sea necesario para eliminar el efecto de los shocks aleatorios. Uno de los casos más frecuentes de tendencias en varianza es aquella en que el polinomio autorregresivo del proceso presenta una o más raíces unitarias³.

Una cuestión de gran importancia para el desarrollo de este tipo de análisis es que las tendencias estocásticas son propiedades dominantes, en el sentido que cualquier combinación lineal de dos o más variables en la que una de ellas presente tendencias estocásticas, en general, también las presentará. La existencia de algunas excepciones a esta regla general permite, como se verá posteriormente, definir el concepto de cointegración.

Por otra parte, en caso de tendencias estocásticas, las distribuciones utilizadas en la inferencia estándar no son aplicables y algunos estadísticos (contrastes de la t , F , etc) convergen a distribuciones no degeneradas (hacia una variable aleatoria en lugar de hacerlo a un escalar).

Engle y Granger (1987) definieron el concepto de integrabilidad como: "se dice que una serie es integrada de orden d , y lo simbolizaremos por $X_t \sim I(d)$, cuando no presente ningún componente determinista y, después de ser diferenciada d veces, resulte una representación ARMA estacionaria e invertible"⁴:

$$X_t \sim I(d) \text{ si } (1-L)^d X_t \sim I(0)$$

En general, las series económicas son $I(0)$ o $I(1)$ y, en ocasiones $I(2)$. En el cuadro 1 se presentan las diferencias básicas entre las dos primeras. Dichas diferencias, así como los postulados de la Teoría Económica y la propia evidencia empírica existente (que muestra un elevado número de variables económicas no estacionarias) resaltan la necesidad de proceder al estudio del orden de integrabilidad de las mismas.

El no considerar la presencia de tendencias estocásticas conduce en muchas ocasiones a dar por válidas relacio-

1. Para una referencia en castellano de los mismos, veáse Suriñach et al. (1995).

2. Formalmente: $E[X(t)] = E[X(t+h)] = \mu_1 < \infty$

$E[X(t)^2] = E[X(t+h)^2] = \mu_2 < \infty$

$E[X(t)X(t+h)] = E[X(t+h)X(t+h)] = \mu_{11} < \infty$

con μ_1, μ_2, μ_{11} , constantes a lo largo del tiempo.

3. Por ejemplo, el proceso de camino aleatorio $X_t - \phi X_{t-1} = \varepsilon_t$ con $\phi = 1$ y ε_t , ruido blanco.

4. Así, una variable ruido blanco es $I(0)$, mientras que un camino aleatorio es $I(1)$.

nes espúreas (no de causalidad sino de casualidad). La solución adoptada desde la aproximación clásica de diferenciar las series no es del todo adecuada al eliminar toda la información sobre las posibles relaciones de largo plazo recogidas en los niveles de las variables.

Por su parte, el adoptar como solución el intentar recoger la tendencia estocástica a través de otra determinista conduce a resultados inconsistentes, como demuestran formalmente Durlauf y Phillips (1988). El estadístico Durbin-Watson es útil para detectar ambas especificaciones erróneas.

Cuadro 1. Características de una serie $I(0)$ e $I(1)$

	$x_t \sim I(0)$	$x_t \sim I(1)$
<i>Media</i>	Constante a lo largo del tiempo. Oscila alrededor de su media con una amplitud aproximadamente constante, tendiendo a ella cuando se desvía.	No constante a lo largo del tiempo. Oscila ampliamente alrededor de su media y no tiende a ella cuando se desvía.
<i>Varianza</i>	Finita e independiente del tiempo.	Depende del tiempo: si $t \rightarrow \infty$, la varianza $\rightarrow \infty$.
<i>Efecto de los shocks aleatorios</i>	Transitorio: la serie tiene memoria limitada.	Permanente: la serie tiene memoria ilimitada.
<i>Tendencias</i>	Ni determinista ni estocástica.	Estocástica.
<i>Coefficientes de correlación simples</i>	Decrecimiento exponencial a medida que aumentan los retardos de tiempo dado que la serie no presenta ningún componente permanente.	No decaen exponencialmente. Esto es consecuencia de la presencia de efectos permanentes que hacen que siempre haya relación con lo sucedido en el pasado.

2.2. Contrastes de integrabilidad.

En los últimos años se han desarrollado distintos contrastes para determinar el orden de integrabilidad de una serie temporal, que complementan a los procedimientos más clásicos como son los del examen gráfico y de los correlogramas (FAS y FAP) de la serie⁵. Aquí únicamente enunciaremos brevemente dos de los más utilizados habitualmente.

El primer contraste es el de Sargan y Bhargava (1983) asociado al estadístico DW de la regresión entre la variable de la cual se quiere contrastar si presenta raíces unitarias y, como exógenas, una constante y el término de perturbación aleatorio. En este caso, este último presentará el mismo comportamiento que la serie objeto de estudio. Si el estadístico DW es significativamente distinto de cero⁶, la serie sería estacionaria. Si no, implicaría que, como mínimo, hay una raíz unitaria.

5. Éstos últimos procedimientos no presentan la formalidad requerida y sus resultados pueden, en muchos casos, ser interpretados discrecionalmente.

6. Los valores críticos para realizar el contraste se pueden encontrar en Sargan y Bhargava (1983).

El otro contraste es el de Dickey y Fuller (1979). Los autores consideran los siguientes tres procesos generadores de datos (PGD):

$$\Delta X_t = \gamma X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.1)$$

$$\Delta X_t = \mu + \gamma X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.2)$$

$$\Delta X_t = \mu + \beta t + \gamma X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.3)$$

donde Δ es el operador diferencia, t una tendencia lineal y γ es igual a $\rho - 1$, siendo ρ el parámetro asociado a un esquema $AR(1)$ de X_t . La hipótesis nula a contrastar es $H_0: \gamma = 0$ frente a la $H_a: \gamma < 0$. Si no se rechaza la H_0 significa que la serie presenta una raíz unitaria.

Los modelos (1.1) a (1.3), bajo la H_0 , son caminos aleatorios, por lo que los estadísticos de contraste no siguen asintóticamente una distribución normal sino que son funciones de procesos brownianos. En consecuencia, los valores críticos a utilizar para contrastar la $H_0: \gamma = 0$ no pueden ser los proporcionados por la t de Student. En Fuller (1976) figuran valores críticos para unos cuantos tamaños muestrales obtenidos mediante simulación. Posteriormente, Mackinnon (1991) proporciona superficies de respuesta para los estadísticos del contraste, lo que permite disponer de valores críticos para cualquier tamaño muestral. Si γ es lo suficientemente negativo, querrá decir que la serie es estacionaria; en cambio, si está cercano a cero, será indicativo de una raíz unitaria.

El contraste de Dickey y Fuller (DF) supone que el término de perturbación de las regresiones auxiliares se comporta según un ruido blanco. Si presentase algún esquema de autocorrelación, los valores críticos no serían los correctos y la inferencia no sería válida. Para resolver el problema, los citados autores proponen el test de DFA (ampliado) que consiste en incorporar en las regresiones auxiliares tantos retardos de la variable endógena como sean necesarios para capturar el esquema de autocorrelación que presenten los residuos⁷.

$$\Delta X_t = \mu + \beta t + \gamma X_{t-1} + \sum_{j=1}^s \delta_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t$$

Los valores críticos de t_γ se pueden obtener a partir de Mackinnon (1991).

Una alternativa al test de DFA es la solución no paramétrica propuesta por Phillips (1987) y Phillips y Perron (1988), en la que se transforman los estadísticos del test de DF para hacerlos compatibles con la presencia de autocorrelación y heteroscedasticidad en el término de perturbación.

Cabe señalar que en la literatura se han propuesto otros tests para determinar el orden de integrabilidad de una serie temporal; así por ejemplo podemos citar entre otros los contrastes de variables instrumentales de Hall (1989), el de Schmidt y Phillips (1992) y el de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (1992).

En general, todos los contrastes de integrabilidad presentan una baja potencia cuando en el modelo hay un esquema $AR(p)$ o $MA(p)$ con alguna raíz cercana a la unidad. Asimismo, debe considerarse la influencia que ejercen las tendencias deterministas existentes en el análisis de integrabilidad de las series⁸.

Por último, señalar que en procesos estacionales deberá realizarse también el análisis de integrabilidad para las frecuencias estacionales de aquéllos⁹. El concepto de integrabilidad estacional propuesto por Engle et al. (1988) establece que una variable es integrada de órdenes d_0 y d_s , y se denota mediante $SI(d_0, d_s)$, si al aplicarle $(1 - L)^{d_0} S_s(L)^{d_s}$ se transforma en estacionaria.

Entre los contrastes de raíces unitarias estacionales propuestos en la literatura se encuentran los de Hasza y Fuller (1982), Dickey et al. (1984), Hylleberg et al. (1990) y Beaulieu y Miron (1993).

2.3. Relaciones de cointegración.

Una vez determinado el orden de integrabilidad de las variables, debe estudiarse la posible existencia de relaciones de cointegración entre ellas. La importancia de determinar si dos (o más) variables están cointegradas radica en que si lo están, existirá una relación de equilibrio a largo plazo entre ellas que supone que las desvia-

7. En concreto, Said y Dickey (1984) proponen que, como máximo, el número de retardos sea igual a la raíz cúbica del tamaño muestral.

8. Véase Rappoport y Reichlin (1989) y Perron (1990).

9. Véase Sansó (1996) y Surinach et al. (1995).

ciones respecto dicho equilibrio serán transitorias (de corto plazo). Es decir, se trata de buscar relaciones estacionarias entre variables que no lo son, y que constituyen precisamente las excepciones a la regla general señalada anteriormente de que una combinación lineal de variables no estacionarias presenta también dicha característica. Ello adquiere especial relevancia económica dado que desde el campo teórico se suelen formular relaciones de equilibrio, o de estado estacionario, entre variables no estacionarias (piénsese por ejemplo en la habitual relación entre consumo y renta agregados).

Engle y Granger (1987) introducen el concepto de cointegración: dadas N variables, se dice que están cointegradas si todas las variables son integrables de orden d ($d > 0$) y si existe una combinación lineal entre ellas que es $I(d-b)$, donde $b > 0$. Al vector que da lugar a esta combinación lineal entre variables $I(d)$, de un orden de integridad menor, se denomina vector de cointegración¹⁰.

Un procedimiento para contrastar la hipótesis nula que las variables no están cointegradas frente a la alternativa que sí hay una relación estable a largo plazo entre ellas es el procedimiento de estimación bietápico de Engle y Granger (1987). Dicho procedimiento consiste en lo siguiente:

1. En una primera etapa estimar por MCO los coeficientes del vector de cointegración (la regresión en niveles entre las variables de las cuales se quiere estudiar si están cointegradas) y contrastar si los residuos estimados de dicha regresión son $I(1)$ frente a $I(0)$ ¹¹.
2. En caso de que los residuos sean estacionarios introducirlos en el MCE y estimar conjuntamente con la dinámica.

Una alternativa al método anterior¹² de estimación y contraste se basa en el llamado teorema de Representación de Granger¹³ mediante el cual si dos o más variables están cointegradas (siendo $d=b=1$), entonces admiten una representación en términos de MCE y viceversa.

Basándose en este teorema, Kremers et al. (1992) proponen contrastar si un conjunto de variables están cointegradas, estudiando la significación individual del parámetro de corrección del error del MCE. Si es significativo, las variables están cointegradas¹⁴. En el caso particular de dos variables y_t y x_t con esta última exógena débil, ambas $I(1)$, el MCE sería:

$$\Delta y_t = \sum_{j=1}^p \psi_j \Delta y_{t-j} + \sum_{i=1}^p \lambda_i \Delta y_{t-i} + \delta z_{t-1} + \varepsilon_t$$

donde z_{t-1} representa el residuo de la relación estática (de cointegración) entre las variables en el período anterior. Sobre esta expresión puede señalarse:

1. No hay peligro de estimar una relación espúrea, al ser todas las variables $I(0)$, bajo el supuesto de cointegración, al ser entonces z_{t-1} estacionario.
2. El parámetro δ de corrección del error mide la velocidad con la que se corrigen los desequilibrios existentes entre las variables en el período t .
3. En el MCE se combina la dinámica a corto y largo plazo. Las variables a corto están expresadas en diferencias, mientras que las de largo plazo lo están en niveles y retardadas un período.

Si en la estimación del MCE el parámetro de velocidad del ajuste, δ , no es significativo, será reflejo de que no se corri-

10. El caso más habitual es que $d=b=1$, caso en que las variables serán $I(1)$ y su combinación lineal será estacionaria.

11. Engle y Granger proponen para ello siete tests estadísticos entre los que se encuentran los de Sargan y Bhargava, de DF y de DFA. La estrategia para aplicar estos tests es la misma que la enunciada en el apartado 2.2, pero ahora sobre los residuos de la relación de cointegración.

12. Cabe señalar que existen otros métodos propuestos en la literatura para determinar los posibles vectores cointegradores existentes entre un conjunto de variables. Así por ejemplo podemos citar los procedimientos de estimación mediante componentes principales de Stock y Watson (1988), la estimación por correlaciones canónicas de Bossaerts (1988) o la de variables instrumentales de Phillips y Hansen (1990).

En cualquier caso, Gonzalo (1994) comparó mediante experimentos de Monte Carlo cinco métodos de estimación de vectores cointegradores. Quizá la principal conclusión a la que llegó es que el procedimiento máximoverosímil de Johansen, que se presenta más adelante, es el que proporciona mejores resultados en términos de propiedades de los estimadores.

13. Véase Granger (1981) y Engle y Granger (1987).

14. Los valores críticos con los que se ha de contrastar la significación del citado parámetro no son los estándar de la t de Student, debido a que bajo la H_0 de no cointegración, el estimador no sigue ninguna distribución estándar. Los valores críticos adecuados están tabulados para el caso de dos variables en la relación de cointegración en Banerjee et al. (1986) y en Banerjee et al (1993) para casos entre dos y cinco variables.

gen las desviaciones del equilibrio lo que implica que las variables no están cointegradas.

Para estimar estos modelos puede adoptarse una doble estrategia. La primera consiste en estimar la relación de cointegración por MCO y posteriormente estimar el MCE, introduciendo los residuos de la relación de cointegración estimada, retardados un período (segunda etapa del proceso bietápico de Engle y Granger, 1987). La segunda es estimar directamente por MCNL el modelo de MCE, aunque como se ha comentado anteriormente la inferencia sobre los parámetros δ no es la estándar. Una interesante característica de esta última aproximación es que en ella no se impone la restricción de factores comunes, como sí se hace en el contraste de cointegración a través del DF en el procedimiento bietápico.

Respecto a la primera, los rasgos básicos de la estimación MCO de la regresión de cointegración son:

1. Es una estimación superconsistente, en el sentido que los parámetros convergen al valor poblacional a una velocidad superior (al aumentar la muestra) que las estimaciones con variables estacionarias.
2. La consistencia de los estimadores no se ve alterada si los regresores están correlacionados con el término de perturbación.
3. La estimación es sesgada, sobre todo en muestras pequeñas y tampoco es completamente eficiente al no considerar el resto de información disponible (todo el MCE).
4. Los t-estadísticos de los parámetros del vector de cointegración están sesgados y son inconsistentes, lo que impide hacer la inferencia de modo tradicional.

Kremers et al. (1992) y Banerjee et al. (1993) muestran que la estimación del MCE y el contraste de significación del parámetro δ es un test más potente que los tests propuestos por Engle y Granger (1987) para contrastar la existencia de una relación de cointegración (y que se basan en los residuos de la regresión estática).

Otro método para determinar la posible existencia de relaciones de cointegración es el procedimiento máximo verosímil de Johansen (1988). Dicho método, que se basa en la representación vectorial autorregresiva (VAR) del PGD, supone que un vector X_t formado por N variables (todas ellas integrables de orden uno) ha sido generado por el PGD VAR(p):

$$X_t = \sum_{j=1}^p \Pi_j X_{t-j} + \varepsilon_t$$

donde $\varepsilon \sim N(0, \Sigma)$ y Π_j es una matriz de orden $N \times N$ de parámetros. En tal caso, el esquema VAR(p) anterior se puede escribir como:

$$\Delta X_t = \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \Delta X_{t-j} + \Pi X_{t-p} + \varepsilon_t$$

siendo $\Gamma_j = -I + \Pi_1 + \dots + \Pi_j$, $j=1, 2, \dots, p-1$ y $\Pi = -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_p)^{15}$.

Para que la expresión anterior esté equilibrada es necesario que ΠX_{t-p} sea $I(0)$. Esto significa que la matriz Π recoge las relaciones de cointegración entre las N variables. Johansen (1988) demostró que si el rango de Π coincide con el número de variables consideradas en el vector X_t entonces dichas variables son $I(0)$; si es cero no existe ninguna relación de cointegración entre las variables; y si está comprendido entre 0 y N existen tantos vectores cointegradores como rango tenga la matriz. En cualquier caso, el número de vectores de cointegración existentes debe determinarse secuencialmente, es decir, en primer lugar se contrasta la hipótesis nula que no hay ningún vector cointegrador (o lo que es lo mismo que el rango de Π es cero: $H_0: r=0$) frente a la alternativa que hay uno ($H_a: r=1$). Si se rechaza la hipótesis nula se contrasta si existe un vector cointegrador frente a la alternativa que hay dos y así sucesivamente. El proceso secuencial finalizará o bien cuando no sea posible rechazar la hipótesis nula $H_0: r=r_0$ (en cuyo caso el número de vectores cointegradores es r_0) o bien cuando se acepte la hipótesis alternativa $H_a: r=N$ (lo cual significará que la matriz Π es de rango pleno y por tanto que las variables consideradas son $I(0)$)¹⁶. Esta aproximación es más general al contrastar y estimar todos los posibles vectores de cointegración y no impo-

15. La representación del esquema VAR de Johansen anterior también es un MCE.

16. Como es sabido entre N variables puede haber hasta $N-1$ vectores de cointegración. En consecuencia, el procedimiento de Johansen presenta la ventaja frente al de Engle y Granger que permite determinar todos los vectores de cointegración existentes entre más de dos variables.

ner a priori ninguna restricción sobre la exogeneidad de las variables.

3. Aplicaciones de la Teoría de la Cointegración al análisis regional. Aspectos generales.

Como se ha señalado en la introducción, existe una amplia gama de aplicaciones de la teoría de la cointegración al análisis regional. Quizá una de las más relevantes sea la que engloba a los macromodelos construidos con el fin de simular y, sobre todo, predecir las principales macromagnitudes de la economía regional (o nacional). Entre ellos, pueden citarse el Modelo de Investigación y Simulación de la Economía Española (MOISEES)¹⁷; el modelo MECALINK para la economía canaria; el AITANA-LINK para la comunidad valenciana; el CATALUNYA para la citada comunidad autónoma y el de la comunidad de Aragón¹⁸.

De todos modos, y en términos generales de análisis económico, el hecho de que muchas variables macroeconómicas sean, en términos corrientes, $I(2)$ y en términos constantes $I(1)$, conduce a que se requiera del análisis de la integrabilidad y cointegración entre ellas para especificar relaciones económicas no espúreas.

Asimismo, la utilidad de la teoría de la cointegración para discriminar entre verdaderas relaciones frente de relaciones espúreas, permite proceder a contrastar la bondad, para una determinada área, de los postulados de la Teoría Económica.

Otra vertiente en la que se ha utilizado la teoría de la cointegración es en el análisis de la convergencia entre

distintas economías, tanto en términos nominales (inflación, tipos de interés, tipos de cambio,...) como reales (producto per cápita, productividad, desempleo,...). En este sentido, la convergencia estocástica implicaría analizar la situación a largo plazo de cada economía bien respecto a la media del sistema considerado bien respecto a cada una de las restantes. Conviene asimismo destacar que esta es una de las aproximaciones propuestas en la literatura reciente para este tipo de análisis.

Sin ánimo de exhaustividad ni de egocentrismo, a continuación mostramos algunas de las aplicaciones concretas más próximas realizadas con la teoría de la cointegración por parte de investigadores del grupo de Análisis Cuantitativo Regional de la Universidad de Barcelona al que pertenecemos, con el fin de mostrar las utilidades de dicha teoría de la cointegración en el ámbito económico regional:

1. Construcción de un modelo econométrico de predicción y simulación de las macromagnitudes de Cataluña. En el mismo se incluyen variables endógenas de VAB a precios de mercado (desagregación de ocho sectores), consumo privado, formación bruta de capital fijo, índice de precios de consumo, sector exterior, etc. En primer lugar se analiza el orden de integrabilidad de las variables regionales y nacionales implicadas; en segundo lugar, se estudia si existen relaciones de cointegración entre ellas y, cuando es posible, se especifica un modelo de MCE¹⁹. Éstos, muestran las variables que mantienen una relación a largo plazo con el consumo, o el VAB sectorial, la FBCF, ... frente a aquéllas con efectos transitorios.
2. Contraste de la existencia de tendencias comunes en la evolución del empleo regional a largo plazo entre cada una de las CC.AA. y el agregado nacional²⁰.

17. Este modelo es de ámbito nacional. Para un mayor detalle del mismo véase Molinas et al (1990).

18. Dichos modelos regionales han sido elaborados, respectivamente, por profesores de las universidades de Las Palmas y La Laguna (Canarias), Valencia, Barcelona y Zaragoza. Para un mayor detalle de los mismos, véase González y Boza (1992), Rodríguez et al. (1994), Serrano (1995) o Serrano y Cabrer (1995); Artís et al. (1996a) y Trivez y Mur (1994).

19. Véase Artís et al. (1996a).

20. Para un mayor detalle, véase Suriñach et al. (1995). Adicionalmente, otra aplicación concreta puede encontrarse en el epígrafe 4.2 del presente artículo.

21. Véase, también, Suriñach et al. (1995). Andalucía presenta una tendencia estocástica común con la inflación española alimentaria aunque no puede asegurarse que se haya dado un proceso de convergencia respecto la media nacional al presentar Andalucía variaciones de precios por debajo de las nacionales.

3. Convergencia en tasas de inflación del componente alimentario del IPC en las CC.AA., siguiendo la misma metodología que en (2)²¹. Contraste de hipótesis de Paridad del Poder de Compra (Purchasing Power Parity, PPP) o hipótesis de convergencia entre tasas de inflación entre diferentes áreas geográficas en el marco de un sistema de integración monetaria²².

4. Aplicaciones a la comunidad autónoma andaluza.

En este apartado se mostrarán dos aplicaciones de la teoría de la cointegración a la economía andaluza. La primera estará destinada a presentar el análisis de integrabilidad y, en su caso, de cointegración asociado al VAB de los cuatro grandes sectores económicos. La segunda aplicación intentará analizar la integración que tiene la economía andaluza con respecto al arco mediterráneo.

4.1. Análisis de integrabilidad del Valor Añadido Bruto sectorial de la economía andaluza.

El análisis se desarrollará para los cuatro grandes de sectores de actividad: Agricultura, Industria, Construcción y Servicios. Para cada una de las series se aplicarán, para determinar su orden de integrabilidad, los tests de Sargan y Bhargava (1983), Dickey y Fuller (1979) y Dickey y Fuller ampliado (1981).

Las series regionales con las que se va a trabajar han sido tomadas de la base de datos del Proyecto Hispalink, y están expresadas a precios de mercado y en pesetas constantes de 1986. El período muestral disponible abarca desde el año 1972 hasta 1991.

VAB agrícola.

El análisis gráfico de la evolución temporal de la serie en niveles y en primeras diferencias (gráficos 1 y 2) parece

indicar que es necesario diferenciar la serie para transformarla en estacionaria.

Asimismo, el test de Sargan y Bhargava aplicado sobre la variable en niveles (cuadro 2) muestra que no es estacionaria dado que no es posible rechazar la hipótesis nula del contraste (el valor crítico tabulado por Sargan y Bhargava para un nivel de significación del 5% y un tamaño muestral de veintiuna observaciones²³ es 1.069). Si la conclusión anterior fuese correcta, la primera diferencia de la serie debería ser estacionaria. Sin embargo, al aplicar el test de Sargan y Bhargava a la serie $\Delta \ln VAAN86_t$ se obtiene un estadístico DW y un coeficiente de autocorrelación simple de primer orden característicos de un término de perturbación autocorrelacionado según un esquema media móvil de orden uno no invertible lo cual es síntoma de sobrediferenciación de la serie. La aparente contradicción es consecuencia de uno de los principales inconvenientes que presenta el test aplicado y que en este caso se pone de relieve, esto es, que ante una serie no estacionaria no discrimina correctamente cuál es el momento causante de la no estacionariedad, es decir, no discrimina adecuadamente entre tendencias deterministas y estocásticas.

Al aplicar los tests DF o DFA (según si el término de perturbación de la regresión del test DF no presenta autocorrelación o sí la presenta) los resultados obtenidos (cuadro 2) muestran que la serie no presenta tendencias estocásticas por lo que no debe ser diferenciada: tanto en el caso de $d=2$ como en el de $d=1$ el estadístico t_γ toma un valor (-5.05 y -4.66 respectivamente) que cae en la zona de rechazo de la hipótesis nula (los valores críticos tabulados por Mackinnon (1991) son, para un nivel de significación del 5%, -3.712 y -3.692).

Por otro lado, si se analiza la evolución de la desviación estándar de la serie ante sucesivas diferenciaciones (cuadro 3) se observa que la reducción que se produce al tomar primeras diferencias de la serie es muy pequeña. Este resultado viene a ratificar la conclusión que apuntan los tests DF y DFA.

Todo lo anterior permite concluir que el VAB del sector primario de la economía andaluza es integrable de

22. Véase Sansó (1995) y Sansó et al. (1995).

23. Sargan y Bhargava únicamente tabularon los valores críticos para determinados tamaños muestrales: 11, 21, 31 51 y 101 observaciones. En nuestro caso hemos tomado el valor crítico correspondiente a veintiuna observaciones por ser el que más se aproxima al tamaño muestral con el que trabajamos.

orden cero (no presenta tendencias estocásticas si bien no es estacionaria dado que presenta tendencias deterministas).

VAB industrial.

En este caso tanto el test de Sargan y Bhargava como el de DF (cuadro 2), como el comportamiento de la desviación estándar de la serie ante sucesivas diferenciaciones (cuadro 3), y el análisis gráfico de la serie en niveles y en primeras diferencias (gráficos 3 y 4) muestran que la serie es $I(1)$.

En el caso del test de DF para $d=1$ se ha mantenido la constante en la regresión auxiliar a pesar de no ser significativa puesto que la evolución de la serie no es coherente con un PGD sin deriva. En concreto, si se elimina la constante, se obtienen los siguientes resultados:

$$\Delta \ln \widehat{VIAN86}_i = 0.003 \ln \widehat{VIAN86}_{i-1} \quad T = 1974-91$$

$$(2.729)$$

$$DW = 2.10 \quad \tau_1 = -1.9614 (5\%)$$

Como se puede observar el valor estimado para el parámetro γ es positivo lo cual es indicativo de un proceso explosivo, poco verosímil desde un punto de vista económico y que no sería más que el reflejo de la necesidad de introducir una deriva (término constante) que pudiese recoger el comportamiento creciente de la variable.

VAB construcción.

El análisis realizado para el Valor Añadido Bruto en Construcción de la economía andaluza pone de manifiesto que se trata de una serie que presenta tendencias estocásticas por lo que es necesario diferenciarla.

Sin embargo, cuando inicialmente se contrasta la hipótesis $d=2^4$ se rechaza la H_0 para un nivel de significación del 5% (cuadro 2), pero no para uno del 1% (en este caso el valor crítico es -4.6193). Ello podría hacer pen-

sar que el orden de integrabilidad correcto fuese dos. Sin embargo, al observar el gráfico de la serie (gráfico 5) se observa que en el año 1984 tuvo lugar un cambio estructural. Como demostraron Rappoport y Reichlin (1989) y Perron (1990) un cambio estructural no tratado adecuadamente puede generar una raíz unitaria espúrea.

Con el fin de confirmar el orden de integrabilidad correcto de la serie objeto de estudio se lleva a cabo, siguiendo a Andrés et al. (1990), un estudio de tendencias deterministas segmentadas en la media del PGD. La expresión que permite contrastar la hipótesis nula $d=2$ frente a la alternativa de $d=1$ con tendencias segmentadas es, en nuestro caso, la siguiente:

$$\Delta^2 \ln \widehat{VCAN86}_i = \alpha + \gamma \Delta \ln \widehat{VCAN86}_{i-1} + \delta_1 E84_{t-2} + \delta_2 E84_{t-1} + \varepsilon_t$$

siendo $E84$ una variable ficticia de tipo escalón y $D84$ la anterior variable diferenciada una vez (o lo que es lo mismo, una variable ficticia de tipo impulso) referidas al año 1984. Los resultados obtenidos al estimar dicha regresión son:

$$\Delta^2 \ln \widehat{VCAN86}_i = -0.011 - 1.097 \Delta \ln \widehat{VCAN86}_{i-1} + 0.149 E84_{t-2} + 0.114 E84_{t-1}$$

$$(-0.466) \quad (-3.563) \quad (2.604) \quad (1.139)$$

$$DW = 2.08 \quad Q(4) = 3.11 \quad \hat{\rho}_1 = -0.134$$

Dado que no existen valores críticos tabulados con los que comparar τ_γ , para tomar una decisión respecto a rechazar o no rechazar la hipótesis nula el análisis se ha de basar en el valor estimado para el parámetro γ . En nuestro caso, dicho valor (-1.097) lleva claramente a rechazar la hipótesis de dos raíces unitarias.

La anterior conclusión viene ratificada por el hecho que la desviación estándar de la serie en segundas diferencias aumenta respecto a la que presentaba con una única diferencia (cuadro 3) y también porque al aplicar el test de Sargan y Bhargava a la serie diferenciada dos veces se obtiene un valor para el estadístico DW de

24. Tal y como mostraron Dickey y Pantula (1987) a partir de la realización de diversas simulaciones de Monte Carlo la estrategia más adecuada para determinar el orden de integrabilidad de una serie temporal consiste en partir del orden más elevado posible que pueda presentar dicha serie y en caso de rechazar la hipótesis nula contrastar si la serie es integrable de orden inmediatamente inferior. En este sentido los autores proponen empezar la secuencia de contrastes contrastando como máximo $d=3$ dado que en muestras finitas la potencia de los tests de raíces unitarias aplicados disminuye si se consideran un número excesivo de raíces unitarias. Sin embargo, teniendo en cuenta que, como muestran trabajos empíricos anteriores en donde se trabaja con variables similares a las tratadas en el presente artículo (véase por ejemplo Artís et al. (1996a), Rodríguez et al. (1994), Serrano (1995), Serrano y Cabrer (1995) o Trévez y Mur (1994), se inicia la secuencia de contrastes en $d=2$.

2.68 y para el primer coeficiente de autocorrelación simple de los residuos estimados de la regresión del test de -0.389 . Estos dos valores indican que el término de perturbación presenta un esquema MA(1) no invertible por lo que la serie en dos diferencias está sobrediferenciada.

VAB servicios.

El test de DFA (cuadro 2) para contrastar la presencia de dos raíces unitarias frente la existencia de una única diferencia lleva a no rechazar la hipótesis nula. Sin embargo, el análisis de la evolución gráfica de la serie pone en alerta sobre la fiabilidad de la conclusión anterior dado que se observa claramente un cambio estructural en el año 1978 y otro en el 1980. Además, si realmente la serie necesitase dos diferencias al aplicar el test de Sargan y Bhargava sobre la serie diferenciada dos veces se debería obtener un estadístico DW en la regre-

sión del test cercano a dos y unos residuos estimados que se comportasen según un ruido blanco. Sin embargo, los resultados obtenidos al aplicar dicho test son:

$$\Delta^2 \ln VSA \hat{N}86_t = -0.001 + \varepsilon_t$$

$$(-0.1268)$$

$$DW = 2.86 \quad \hat{\rho}_1 = -0.438 \quad Q(4) = 7.54$$

Como se puede observar, tanto el estadístico DW como el primer coeficiente de autocorrelación simple de los residuos estimados ponen de manifiesto que la variable endógena de la regresión está sobrediferenciada. Asimismo, el análisis de la desviación estándar ante sucesivas diferenciaciones de la serie muestra que una diferencia es lo adecuado. Por último, si se aplica el test de Rappoport y Reichlin (1989) para contrastar la hipótesis $d=2$ frente a la alternativa que la serie es $I(1)$ con tendencias deterministas segmentadas en la media se obtienen los siguientes resultados:

Gráfico 1. $L_n VAAN86_t$

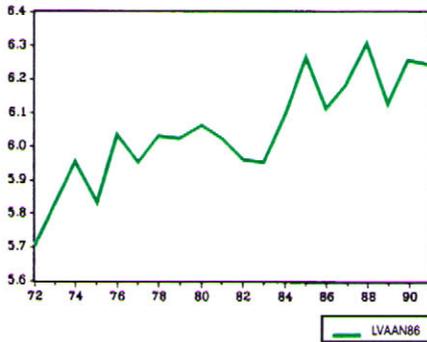


Gráfico 2. Primera diferencia $L_n VAAN86_t$

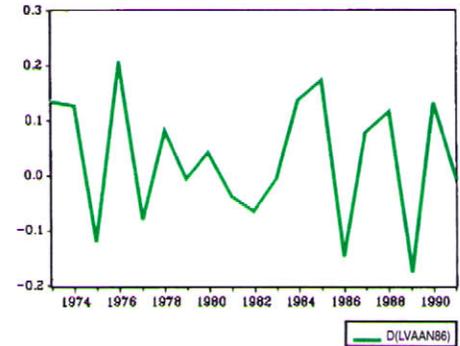


Gráfico 3. $L_n VIAN86_t$

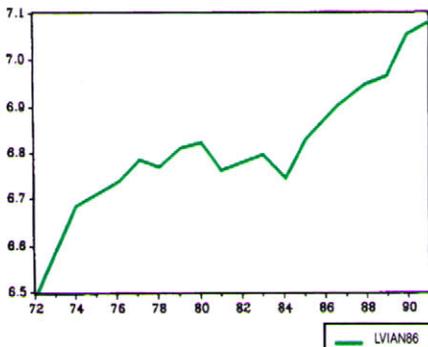


Gráfico 4. Primera diferencia $L_n VIAN86_t$

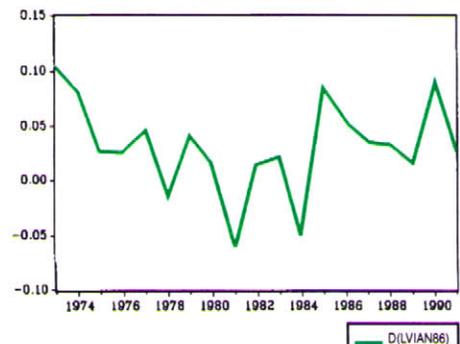
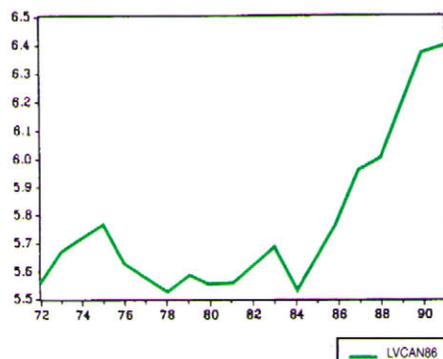
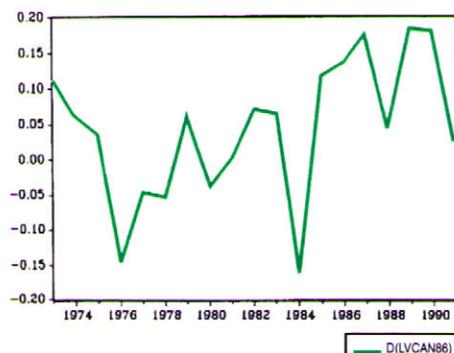
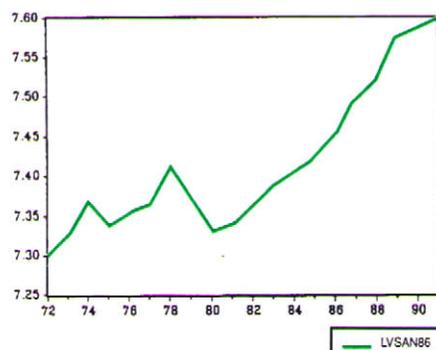
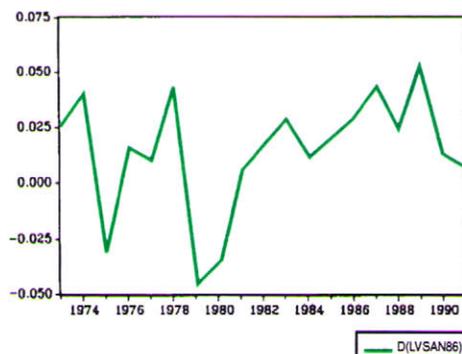


Gráfico 5. $L_nVCAN86_t$ Gráfico 6. Primera diferencia $L_nVCAN86_t$ Gráfico 7. $L_nVSAN86_t$ Gráfico 8. Primera diferencia $L_nVSAN86_t$ 

$$\Delta^2 \ln \widehat{VAN86}_t = 0.019 - 1.225 \Delta \ln VSAN86_{t-1} + 0.075 E80_{t-2} + \\ (1.93) \quad (-4.06) \quad (2.46) \\ + 0.043 D80_{t-1} - 0.063 E78_{t-2} - 0.054 D78_{t-1} \\ (1.44) \quad (-2.19) \quad (-2.19)$$

$$DW = 2.00 \quad Q(4) = 1.84 \quad \hat{\rho}_1 = -0.120$$

El análisis de estos resultados confirma que la segunda raíz detectada con el test DFA es espúrea. Por consiguiente, la serie de Valor Añadido Bruto del sector Servicios de la economía andaluza es integrable de orden uno.

Relaciones de cointegración.

El análisis realizado pone de manifiesto que las variables de VAB de la economía andaluza correspondientes a los

sectores de Construcción, Industria y Servicios cumplen la condición necesaria para estar cointegradas con otras variables también I(1).

En la literatura sobre modelización regional existe una opinión generalizada sobre cómo debería formularse lo que se podría llamar modelo regional tipo: las variables de VAB sectoriales regionales dependen de sus homólogas nacionales y de un conjunto de variables que caracterizan el comportamiento de la actividad económica del sector en cuestión en la región²⁵.

Siguiendo dicha idea, se han analizado las posibles relaciones de cointegración para cada una de las variables de VAB sectorial que potencialmente podían estar cointe-

25. En algunos casos la falta de información estadística sobre la economía andaluza ha obligado a utilizar como *proxy* de las variables regionales también a variables nacionales.

Cuadro. 2. Resultados de los contrastes de Sargan y Bhargava, Dickey y Fuller ampliado para determinar el orden de integrabilidad de las variables de VAB sectoriales de la economía andaluza.

Sector	Sargan-Bhargava ¹					Dickey y Fuller y Dickey y Fuller ampliado ²																				
	$\Delta \ln V^* \text{ANS86}_t^2$	DW^3	$Q(4)$	ρ_1^4	$\ln V^* \text{ANS86}_t^2$	Mod^b	$\hat{\rho}_t$	τ_T	τ_1^c	t_a^d	l_b	l_6^e	l_6^f	DW^5	T^6											
A	19	2.91	5.07	-0.48	20	0.53	14.6	0.56	(T,1)	-2.1	-5.05	-3.712	0.9	-0.3	1.5	1.89	17	(T,0)	-1.1	-4.66	-3.692	4.6	3.7	—	1.94	18
I	19	1.75	2.48	0.04	20	0.14	17.3	0.70	(T,0)	-1.1	-4.63	-3.712	0.0	1.0	—	2.14	17	(C,0)	-0.0	-0.27	-3.040	0.3	—	—	2.04	18
C	19	1.48	2.81	0.24	20	0.15	19.8	0.77	(T,0)	-1.1	-4.44	-3.712	-2.0	2.6	—	2.17	17	(T,0)	-0.0	-0.52	-3.692	0.4	2.1	—	2.00	18
S	19	1.73	1.86	0.12	20	0.10	25.0	0.80	(T,1)	-1.2	-3.49	-3.712	-1.0	1.9	0.6	1.81	17	(T,0)	-0.1	-1.01	-3.692	1.0	1.5	—	1.77	18

1. Test de Sargan y Bhargava (1983).

2. Variable endógena en la regresión del test. El \bullet representa las letras correspondientes a los diferentes sectores considerados: A (agrícola), I (industrial), C (construcción), S (servicios).

3. Los estadísticos Durbin-Watson (DW), coeficiente de autocorrelación simple de primer orden (ρ_1) y Q de Box-Pierce han sido obtenidos a partir de los residuos estimados de la regresión del test. El número entre paréntesis que acompaña al estadístico Q de Box-Pierce indica el número de coeficientes de autocorrelación simple de los residuos estimados considerados.

Los valores críticos con los que contrastar la hipótesis nula $H_0: DW=0$ se encuentran tabulados en el trabajo de Sargan y Bhargava.

4. Indica el número de observaciones con las que se han estimado las regresiones auxiliares de los diferentes test.

5. Las regresiones auxiliares de los test de Dickey y Fuller (1979) y Dickey y Fuller ampliado (1981) son respectivamente:

$$\Delta \ln V^* \text{ANS86}_t = \alpha + \beta + \gamma \Delta \ln V^* \text{ANS86}_{t-1} + \epsilon_t$$

$$\Delta \ln V^* \text{ANS86}_t = \alpha + \beta + \gamma \Delta \ln V^* \text{ANS86}_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta \ln V^* \text{ANS86}_{t-j} + \epsilon_t$$

El test consiste en contrastar la hipótesis nula $H_0: \gamma=0$ frente a la alternativa $H_1: \gamma < 0$. Los valores críticos para contrastar dicha hipótesis fueron tabulados para cualquier tamaño muestral por Mackinnon (1991).

6. Es la regresión estimada. Las letras T y C hacen referencia a los componentes deterministas considerados en la regresión: constante y tendencia en el primer caso y solamente constante en el segundo. A su vez el número que les acompaña indica el número de retardos de la endógena que se han tenido que considerar en la regresión para capturar el esquema autocorrelacionado que presentaba el término de perturbación del modelo.

7. Son los valores críticos tabulados por Mackinnon (1991) para un nivel de significación del 5%. En concreto, τ_0 es el valor crítico para contrastar la significación de γ cuando en la regresión auxiliar el único elemento determinista considerado es la constante y τ_1 lo es cuando se incluye una constante y una tendencia en el modelo.

8. Son los t-estadísticos para contrastar la significación de la constante y de la tendencia determinista. Los valores críticos para realizar tal contraste fueron tabulados por Dickey y Fuller (1981, pág. 1062). En concreto, estos valores críticos para un nivel de significación del 5% y un tamaño muestral de veinticinco observaciones son $t_{cr} = 3.20$, $t_{cr} = 2.85$ y $t_{cr} = 2.61$.

9. Estadístico Durbin-Watson obtenido a partir de los residuos estimados de la regresión correspondiente.

En los tests de DF y DFA en algunos casos se ha mantenido la constante en la regresión del test a pesar de resultar no significativa dado que el análisis gráfico de la serie mostraba como preferible un camino aleatorio con deriva a uno sin ningún componente determinista.

Cuadro 3. Desviación estándar de las series ante sucesivas diferenciaciones. (1974-1991)

	Agricultura	Industria	Construcción	Servicios
Niveles	0.1314045	0.1140461	0.2835110	0.0908397
1ª diferencia	0.1163054	0.0408840	0.1014668	0.0272979
2ª diferencia	0.2032002	0.0592958	0.1250158	0.0361246

gradas²⁶ a través de los métodos propuestos por Engle y Granger (1987) y Johansen (1988). A pesar de ello, no ha sido posible encontrar ninguna relación estable a largo plazo para las variables regionales objeto de estudio.

El resultado obtenido sólo es una primera aproximación de las etapas a seguir en esta metodología y pone de manifiesto la necesidad de realizar un estudio más profundo de la economía andaluza para determinar las posibles peculiaridades sectoriales de cara a encontrar relaciones estables a largo plazo.

Además también se debe tener en cuenta la deficiente información estadística disponible: las series con las que se ha trabajado son cortas lo cual reduce la potencia de los test aplicados y muy volátiles lo cual dificulta de manera importante encontrar relaciones de cointegración dado que las series nacionales, al ser mucho más suaves, no recogen el comportamiento de las regionales.

4.2. ¿Existe un arco mediterráneo español?

¿Pertenece Andalucía al mismo?²⁷

En la década de los ochenta se ha producido un significativo crecimiento diferencial de las regiones mediterráneas con respecto al resto del Estado. Asimismo, Andalucía y Murcia, las regiones con un menor nivel de VAB per cápita, con una especialización relativa en el sector primario y con un menor nivel de accesibilidad a la

actividad económica (respecto a Europa y a España) del arco mediterráneo español, son las que más han crecido. En consecuencia, parece haberse producido un proceso de convergencia entre las economías mediterráneas.

El objetivo de este apartado es conocer las características de este proceso, es decir, si es estable y tiene componentes a largo plazo o únicamente es coyuntural. Adicionalmente se estudiará la relación entre estas regiones mediterráneas (Andalucía, Cataluña, Murcia y Valencia) con respecto al resto del Estado español²⁸. Para alcanzar tales objetivos, por tanto, debe estudiarse si existe una relación de cointegración entre una magnitud económica regional (en nuestro caso el empleo) y su homóloga del conjunto del área. El valor de la elasticidad a largo plazo y la presencia de una tendencia determinista en dicha relación, su magnitud y su signo, nos ayudarán a decidir si existe un proceso de convergencia de cada una de las CC.AA. respecto al conjunto del área. Para ello, se parte de:

$$E_{it} = A_i E_{nt}^\alpha e^{\epsilon_{it}} \quad \text{con } A_i = e^{\mu_i + \gamma_i t}$$

que puede ser representada en forma lineal tomando logaritmos,

$$\ln E_{it} = \mu_i + \gamma_i t + \alpha_i \ln E_{nt} + \epsilon_{it}$$

donde E_i y E_n son el empleo en la región i y en el conjunto de regiones; α es una medida de la elasticidad a largo plazo del empleo regional y A es una componen-

26. No ha sido necesario estudiar previamente el orden de integrabilidad de las variables nacionales puesto que en trabajos anteriores ya se ha realizado. Véase al respecto, por ejemplo, Artís, et al. (1996a).

27. Para un análisis más exhaustivo, véase Artís et al. (1996b).

28. Se consideran dos áreas mediterráneas: * en sentido estricto: Cataluña, Valencia y Murcia (AREA 1)

* extendida hacia el sur: Andalucía, Cataluña, Valencia y Murcia (AREA 2).

Para un análisis en el caso de considerar a Baleares véase Artís et al. (1996b).

te determinista que puede incluir una constante (μ) y/o una tendencia determinista (γt). Si dicha relación se expresa en diferencias, en el equilibrio se obtiene:

$$g_i = \gamma_i + \alpha_i g_n$$

donde g_i y g_n son las tasas de variación del empleo en la región y en el conjunto del área.

Para que exista convergencia (en el sentido estocástico de Bernard y Durlauf, 1991), se requiere que $\alpha=1$. γ mide la diferencia entre la tasa de variación regional y la del conjunto de regiones (corregida en su caso por la elasticidad), por lo que recoge cualquier comportamiento sistemático de la tasa regional no explicado por la del conjunto. Ello implica la existencia de otros factores (absorbidos por la tendencia determinista), que hacen variar la magnitud regional a tasas mayores o menores a que lo haría si viniera únicamente explicada por la tasa del conjunto de regiones.

Para estudiar si existe cointegración, en primer lugar debe verificarse que las variables son integrables del mismo orden. La periodicidad trimestral de los datos obliga a la

consideración en los contrastes de la componente estacional. Para ello, se emplea el contraste de Hylleberg et al. (1990) con el fin de contrastar simultáneamente la presencia de raíces unitarias en la frecuencia cero y en cada una de las frecuencias estacionales²⁹. En el cuadro 4 se muestra el orden de integrabilidad del empleo en cada CC.AA., en las distintas áreas mediterráneas y en el conjunto de regiones (excepto la estudiada en cada caso).

Se comprueba como todas ellas presentan dos raíces unitarias en la frecuencia cero, por lo que se cumple la condición necesaria para que exista cointegración. Una vez filtradas las series con los polinomios asociados a las frecuencias estacionales con raíz unitaria (para eliminar dicha raíz), se pasó a estudiar si existía cointegración. Se aplicaron el test de DF de los residuos de cointegración, DFRC, y el contraste basado en el procedimiento máximo-verosímil de Johansen, tomando los resultados del último en caso de duda, por sus ventajas teóricas y empíricas.

En el cuadro 5 se muestran los resultados. En general, se acepta la hipótesis de cointegración para todas las regiones. Asimismo, existe cierta incertidumbre sobre la coin-

Cuadro 4. Orden de integrabilidad y polinomio asociado a frecuencias estacionales con raíz unitaria

	CC.AA.	ÁREA1-CC.AA.	ÁREA2-CC.AA.	ESPAÑA-CC.AA.
ANDALUCÍA	SI(2,1) 1+L	---	SI(2,1) 1+L ²	SI(2,1) S(L)
CATALUÑA	SI(2,1) 1+L ²	SI(2,0) ---	SI(2,1) 1+L ²	SI(2,1) 1+L ²
VALENCIA	SI(2,1) S(L)	SI(2,0) ---	SI(2,1) 1+L	SI(2,1) 1+L ²
MURCIA	SI(2,1) S(L)	SI(2,0) ---	SI(2,1) 1+L	SI(2,1) 1+L ²
ÁREA1	SI(2,0) ---	---	---	SI(2,0) ---
ÁREA2	SI(2,0) ---	---	---	SI(2,0) ---

Nota: SI(d_0, d_s) es la expresión de d_0 raíces unitarias en la frecuencia cero y de d_s en las estacionales. S(L) = 1+L+L²+L³.

ÁREA1: incluye Cataluña, Murcia y Valencia.

ÁREA2: incluye Andalucía, Cataluña, Murcia y Valencia.

29. Una serie trimestral X_t , puede presentar raíces unitarias en sus cuatro frecuencias: 0, π y $\pm\pi/2$. Así, si las cuatro son unitarias, se debería aplicar el filtro (1-L) sobre X_t . A su vez, $1-L^4 = (1-L)(1+L)(1+iL)(1-iL)$, siendo cada monomio el asociado a una de las frecuencias.

tegración entre el área mediterránea y el conjunto del Estado, cuando en la primera no se incluye a Andalucía.

La existencia de relaciones de equilibrio a largo plazo (tendencias estocásticas comunes), indica la presencia de factores comunes en las regiones involucradas que determinan su evolución a largo plazo, aunque ello no significa que converjan al mismo estado estacionario ni que la situación relativa entre ellos permanezca estable.

Esto último dependerá de la elasticidad a largo plazo de cada región con respecto al conjunto de regiones, y de la presencia de factores (específicos de la región), de carácter determinista, no captados por las pautas de evolución generales y que serán capturados a largo plazo por este tipo de tendencia.

Los resultados de la estimación aparecen en el cuadro 6. De los mismos se deduce el comportamiento homogé-

Cuadro 5.

		DFRC		Método de Johansen		
		CI(2,1) ^a	CI(2,2) ^b	VAR(p)	H ₀ : r=0	H ₀ : r=1
ANDALUCÍA						
	ÁREA2	-6.31*	-3.84**	6	24.9*	1.1
	ESPAÑA	-6.23*	-3.96*	6	26.2*	2.4
CATALUÑA						
	ÁREA1	-9.72*	-1.95	6	20.9*	1.5
	ÁREA2	-7.89*	-2.87	6	25.1*	1.4
	ESPAÑA	-7.20*	-1.98	6	20.7*	2.0
VALENCIA						
	ÁREA1	-6.46*	-2.74	4	20.4*	2.1
	ÁREA2	-4.78*	-3.83**	8	19.9**	2.8
	ESPAÑA	-5.82*	-2.37	8	20.2*	4.0
MURCIA						
	ÁREA1	-5.40*	-4.03*	8	26.9*	2.0
	ÁREA2	-5.72*	-2.56	4	44.5*	2.1
	ESPAÑA	-5.51*	-1.40	8	26.6*	3.7
ÁREA1						
	ESPAÑA	-10.54*	-2.07	6	18.2**	2.5
ÁREA2						
	ESPAÑA	-9.10*	-1.45	6	22.1*	1.7

(*) Se rechaza la hipótesis de no cointegración al 5%

(**) Se rechaza la hipótesis de no cointegración al 10%

Nota: En el método de Johansen, VAR(p) se refiere al orden del vector autorregresivo de las variables. El contraste se efectúa en este caso sobre las tasas de variación de las variables.

(a) Los residuos serán I(1) y existirá cointegración entre las tasas de variación.

(b) Los residuos serán I(0) y existirá cointegración entre los niveles de las variables.

ÁREA1: incluye Cataluña, Murcia y Valencia.

ÁREA2: incluye Andalucía, Cataluña, Murcia y Valencia

neo de las regiones en el área, mostrando todos ellos una respuesta a largo plazo similar a la del conjunto. Esto implica que las tendencias estocásticas comunes tienen la misma dimensión en todas ellas, por lo que se acepta la convergencia. La excepción es Valencia, que presenta una elasticidad más baja, por lo que sus tasas de variación de equilibrio permanecen por debajo de las tasas del resto de las CC.AA. del área. Andalucía muestra indicios de comportamiento diferencial positivo determinista respecto al resto del área. Esto también ocurre en Murcia pero sólo cuando consideramos el arco en sentido estricto. Dado que estos comportamientos se manifiestan en la relación a largo plazo lo más probable es que dicha pauta continúe, a menos que las circunstancias cambien significativamente.

Estos resultados, en conjunto, conducen a la conclusión que el proceso de convergencia (al menos con respecto a los niveles de empleo) observado durante los ochenta entre las regiones mediterráneas españolas tiene carácter permanente y no coyuntural.

.Cuando la relación se establece entre las regiones y el conjunto del estado español, Cataluña, Andalucía e incluso Murcia, tienen una respuesta amplificada en el largo plazo. Andalucía muestra además diferenciales deterministas positivos. Por contra, Valencia presenta las mismas tasas de equilibrio que el resto del Estado, por

lo que podemos aceptar su convergencia. Para todo el área (y sus distintas configuraciones) podríamos aceptar una situación de equilibrio por encima de la del resto del Estado. Este resultado lo confirma como un eje expansivo a medio y largo plazo.

Como conclusión, parece cuestionable el aceptar la existencia de un único eje de crecimiento formado por todas las regiones mediterráneas, tanto por los distintos niveles de actividad y desarrollo como por sus estructuras productivas y su distinta accesibilidad a la actividad económica. No obstante, el comportamiento dinámico de todas las regiones sí justificaría su consideración como un área especialmente expansiva³⁰.

Además, se observa un proceso de convergencia regional, debido al crecimiento más rápido de las regiones pobres. El análisis de cointegración indica que este proceso tiene carácter permanente y no simplemente coyuntural. La misma conclusión acerca de la característica persistente del proceso, se deriva de la evolución del área mediterránea respecto al resto del Estado, por lo que es de esperar que esta zona siga ganando posiciones relativas. De todos modos, el escaso número de observaciones disponibles hacen que deba esperarse para mostrar conclusiones más definitivas.

30. Véase Artís et al. (1996b).

Cuadro 6.

		MCO relación estática		MÁXIMO VEROSÍMIL
		γ	α	α
ANDALUCÍA				
	ÁREA 2	0.0005	0.93	0.97
	ESPAÑA	0.0013	1.20	1.29*
CATALUÑA				
	ÁREA1	---	1.14	1.16
	AREA2	---	1.16	1.13
	ESPAÑA	---	1.52	1.47**
VALENCIA				
	ÁREA1	---	0.76	0.78**
	ÁREA2	-0.0004	0.85	0.75*
	ESPAÑA	---	1.12	1.11
MURCIA				
	ÁREA1	0.0007	0.89	0.87**
	ÁREA2	---	0.96	0.87
	ESPAÑA	---	1.21	1.18**
ÁREA1				
	ESPAÑA	---	1.40	1.47*
ÁREA2				
	ESPAÑA	---	1.43	1.62*

(*) Rechazo de la H_0 de unicidad de la elasticidad al 5%

(**) Rechazo de la H_0 de unicidad de la elasticidad al 10%

Nota: El valor del parámetro γ asociado a la tendencia determinista se muestra cuando resultó significativo.

ÁREA1: incluye Cataluña, Murcia y Valencia.

ÁREA2: incluye Andalucía, Cataluña, Murcia y Valencia.

Bibliografía

- Andrés, J., Escribano, A., Molinas, C. y Taguas, D. (1990): *La Inversión en España. Econometría con Restricciones de Equilibrio*. Antoni Bosch editor e IEF.
- Artís, M., Clar, M., Del Barrio, T., García, J.R., Sansó, A. y Suriñach, J. (1996a): "Model Economètric Regional per a Catalunya". *Estudis Econòmics*, 3. Direcció General de Programació Econòmica. Departament d'Economia i Finances. Generalitat de Catalunya.
- Artís, M., López-Bazo, E. y Suriñach, J. (1996b): "Is There an Homogeneous Spanish Mediterranean Axis?", *Papers in Regional Science*, marzo.
- Banerjee, A., Dolado, J., Hendry, D.F. y Smith, G.W. (1986): "Exploring Equilibrium Relationships in Econometrics Through Static Models: Some Monte Carlo Evidence", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48, 3, pp. 253-277.
- Banerjee, A., Dolado, J. y Mestre, R. (1993): "On Some Tests for Cointegration: the Cost of Simplicity", *Servicio de Estudios, Banco de España. Documento de trabajo 9302*.
- Beaulieu, J.J. y Miron, J.A. (1993): "Seasonal Unit Roots in Aggregated U.S. Data", *Journal of Econometrics*, 55, pp. 305-328.
- Bernard, A.B. y Durlauf, S.N. (1991): "Convergence of International Output Movements", *NBER Working Papers series*, nº 3717.
- Bossaerts, P. (1988): "Common Non-Stationary Components of Asset Prices", *Journal of economic Dynamics and Control*, 12, pp. 347-364.
- Byers, J.D. (1990): "The Cyclical Sensitivity of Regional Unemployment", *Regional Studies*, 24, pp. 447-453.
- Dickey, D.A. y Fuller, W. (1979): "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of American Statistical Association*, 74, pp. 427-431.
- Dickey, D.A. y Fuller, W. (1981): "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, 49, pp. 1057-1072.
- Dickey, D.A., Hasza, D.F. y Fuller, W. (1984): "Testing for Unit Roots in Seasonal Time Series", *Journal of American Statistical Association*, 79, pp. 355-367.
- Dickey, D.A. y Pantula (1987): "Determining the Order of Differencing in Autoregressive Processes", *Journal of Business and Economic Statistics*, 5, 4, pp. 455-461.
- Durlauf, S. y Phillips, P.C.B. (1988): "Trends Versus Random Walks in the Time Series Analysis", *Econometrica*, 56, pp. 1333-1354.
- Engle, R.F. y Granger, C.W.J. (1987): "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, 55, 2, pp. 251-276. También en *Cuadernos económicos del ICE*, 44 (1990), pp. 53-82 y en Engle, R.F. y Granger, C.W.J. editores (1991), pp. 81-112.
- Engle, R.F., Granger, C.W.J. y Hallman, J. (1988): "Merging Short and Long-Run Forecasts: An Application of Seasonal Co-Integration to Monthly Electricity Sales Forecasting", *Journal of Econometrics*, 40, pp. 45-62. También en Engle, R.F. y Granger, C.W.J. editores (1991), pp. 219-236.
- Engle, R.F. y Granger, C.W.J. (1991) editores: *Long-Run Economic Relationships*. Oxford University Press.
- Fuller, W. (1976): *Introduction to Statistical Time Series*. John Wiley & Sons.
- González, B. y Boza, J. (1992): "Un Modelo Econométrico Regional Tipo. El Modelo Mecalink de la Economía Canaria", en *Seminario: Datos, técnicas y resultados del moderno análisis regional*. Valencia. UIMP.
- Gonzalo, J. (1994): "Five alternative Methods of Estimating Long-Run Equilibrium Relationships", *Journal of Econometrics*, 16, pp. 203-233.
- Granger, C.W.J. (1981): "Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification", *Journal of Econometrics*, 16, pp. 121-130.
- Hall, A. (1989): "Testing for Unit Root in the Presence of Moving Average Errors", *Biometrika*, 79, pp. 49-56.
- Hasza, D.P. y Fuller, W. (1982): "Testing for Nonstationary Parameter Specifications in Seasonal Time Series Models", *Annals of Statistics*, 10, pp. 1209-1216.
- Hylleberg, S., Engle, R.F., Granger, C.W.J. y Yoo, B.S. (1990): "Seasonal Integration and Cointegration", *Journal of Econometrics*, 44, pp. 215-238. También en *Cuadernos Económicos del ICE* (1991), 44, pp. 83-108.

- Johansen, S. (1988): "Statistical Analysis of Cointegration Vector", *Journal of Economic, Dynamics and Control*, 12, pp. 231-254. También en Engle, R.F. y Granger, C.W.J. editores (1991), pp. 131-152.
- Keeble, D., Offord, J. y Wacker, S. (1988): "Peripheral Regions for a Community of Twelve Member States", *Document Commission of the European Communities. Bruselas*.
- Kremers, J., Ericksson, N. y Dolado, J. (1992): "The Power of Cointegration Tests", *Servicio de Estudios Banco de España. Documento de trabajo 9218*.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, P. y Shin, Y. (1992): "Testing the Null Hypothesis of Stationary Against of a Unit Root", *Journal of Econometrics*, 54, pp. 159-178.
- López-Bazo, E. (1994): Disparidades económicas y homogeneidad en el crecimiento regional. Un enfoque basado en la población ocupada (1977-1992), Tesis doctoral, Universitat de Barcelona.
- Mackinnon, J. (1991): "Critical Values for Cointegration Tests", en Engle, R.F. y Granger, C.W.J. editores (1991), pp. 267-276.
- Molinas, C., Ballabriga, F.C., Canadell, E., Escribano, A., López, E., Manzanedo, L., Mestre, R., Sebastián, M. y Taguas, D. (1990): *MOISEES: Un Modelo de Investigación y Simulación de la Economía Española*. Antoni Bosch editor e IEF.
- Perron, P. (1990): "Testing for a Unit Root in Time Series with a Changing Mean", *Journal of Economic Statistics*, 8, pp. 153-162.
- Phillips, P.C.B. (1987): "Time Series Regression with a Unit Root", *Econometrica*, 55, pp. 277-301.
- Phillips, P.C.B. y Perron, P. (1988): "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, 75, pp. 335-346.
- Phillips, P.C.B. y Hansen, B.E. (1990): "Statistical Inference in Instrumental Variables Regressions with I(1) Processes", *Review of Economic Studies*, 57, pp. 99-125.
- Rappoport, P. y Reichlin, L. (1989): "Segmented Trends and Non-Stationary Time Series", *The Economic Journal*, 99, pp. 168-177.
- Rodríguez, S., Dávila, D. y González, B. (1994): "El Modelo Econométrico y de Indicadores de la Economía Canaria Mecalink", *Cuadernos Aragoneses de Economía*, 4, 2, pp. 293-313.
- Said, S. y Dickey, D. (1984): "Testing for Unit Roots in Autoregressive-Moving Average Models of Unknown Order", *Biometrika*, 71, pp. 599-607.
- Sansó, A. (1995): *Convergència a llarg Termini entre les Taxes d'Inflació de les Comunitats Autònomes*, Tesina de Licenciatura, Universitat de Barcelona.
- Sansó, A. y Suriñach, J. (1995): *The Convergence Among the Regional Inflation Rates. Spanish Case*, Departament d'Econometria, Estadística i Economia Espanyola, Document de Treball 95R17. Universitat de Barcelona.
- Sansó, A. (1996): *Anàlisi de l'Estacionalitat no Estacionària*. Tesis doctoral, Universitat de Barcelona.
- Sargan, J. y Bhargava, A. (1983): "Testing Residuals from Least Squares Regression for Being Generated by the Gaussian Random Walk", *Econometrica*, 51, pp. 153-174.
- Schmidt, P. y Phillips, P.C.B. (1992): "LM Tests for a Unit Root in the Presence of Deterministic Trends", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, pp. 257-288.
- Serrano, G. (1995): "Modelización Regional: Una Aplicación a la Economía Valenciana", en *IX Reunió Asepefi España*, Santiago de Compostela, pp. 433-447.
- Serrano, G. y Cabrer, B. (1995): "Una Visión Agregada de la Economía Valenciana", en *La Integración Económica Regional en España*, ediciones Mundi Prensa, Bernardí Cabrer coordinador, pp. 47-68.
- Stock, J.H. y Watson, M.W. (1988): "Testing for Common Trends", *Journal of the American Statistical Association*, 83, pp. 1097-1108. También en Engle, R.F. y Granger, C.W.J. editores (1991), pp. 153-178.
- Stock, J.H. y Watson, M.W. (1993): "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems", *Econometrica*, 61, pp. 783-820.
- Suriñach, J., Artís, M., López-Bazo, E. y Sansó, A. (1995): *Anàlisi Econòmic Regional. Nocions Bàsiques de la Teoria de la Cointegració*, Antoni Bosch editor.
- Trívez, F.J. y Mur, J. (1994): "El Modelo Econométrico Regional Sectorial Hispalink Aragón", *Cuadernos Aragoneses de Economía*, 4, 2, pp. 231-271.