

DOC. 159/98

IGNACIO DEL ROSAL FERNANDEZ

ANALISIS DE LA DEMANDA AGREGADA DE  
ELECTRICIDAD EN ESPAÑA CON SERIES TEMPORALES:  
UN TRATAMIENTO DE COINTEGRACION

“ANÁLISIS DE LA DEMANDA AGREGADA DE  
ELECTRICIDAD EN ESPAÑA CON SERIES TEMPORALES: UN  
TRATAMIENTO DE COINTEGRACIÓN”

Ignacio del Rosal Fernández

DPTO. DE ECONOMÍA APLICADA

UNIVERSIDAD DE OVIEDO

Avenida de El Cristo, s/n

33071 OVIEDO

Tf. 985 104 992

FAX. 985 230 789

e-mail: [irosal@econo.uniovi.es](mailto:irosal@econo.uniovi.es)

## 1 INTRODUCCIÓN

En la literatura económica española existen precedentes en la estimación de funciones de demanda de electricidad con datos de serie temporal, tanto en forma agregada (García-Pardo, 1983) como distinguiendo según usos o tipos de consumidores (Peña, 1988). En ambos casos se utiliza la metodología de función de transferencia<sup>1</sup>, trabajando con las series diferenciadas, lo cual impide conocer las relaciones a largo plazo entre las variables. Así, las elasticidades precio estimadas en dichos trabajos presentan algunos problemas graves, generalmente de no significatividad.

El desarrollo de las técnicas de cointegración<sup>2</sup> en los últimos años permite un tratamiento más adecuado de las relaciones entre series temporales en la medida que estén caracterizadas por patrones no estacionarios. Esto es especialmente relevante si el interés se centra en las relaciones de largo plazo entre las variables de estudio.

En este trabajo se presenta una estimación de la demanda agregada de electricidad en España, utilizando datos en forma de serie temporal, de

---

<sup>1</sup> Sobre esta metodología véase, por ejemplo, Peña (1992).

<sup>2</sup> Además de las referencias básicas de la literatura, las cuales se presentan posteriormente, se puede encontrar un planteamiento práctico del tema en Bhaskara Rao (1994), Harris (1995), y en español Anchuelo (1993) y Suriñach *et al.* (1995). Esta metodología ha sido utilizada, en los

temporal, de frecuencia trimestral. La organización del mismo es la siguiente. En primer lugar, se presenta el modelo econométrico supuesto para estudiar las relaciones entre las variables, así como algunas consideraciones básicas sobre el método estadístico a seguir. A continuación, se exponen las fuentes estadísticas utilizadas y los test de raíces aplicados a las series de interés. En el cuarto apartado se estudia la posible relación a largo plazo o de cointegración. Por último, se sintetizan los resultados y se comparan con los obtenidos en otros trabajos.

## 2 EL ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN APLICADO A LA DEMANDA AGREGADA DE ELECTRICIDAD

Para modelar el consumo agregado de electricidad en España, se supone que la demanda a largo plazo está determinada por la siguiente relación:

$$\ln C = \alpha + \beta_1 \ln Pe + \beta_2 \ln Px + \gamma \ln Yr \quad (1)$$

donde  $C$ ,  $Pe$ , y  $Yr$  representan respectivamente la cantidad de electricidad consumida, el precio medio de la electricidad y la renta nacional medida en términos reales.  $Px$  representa el precio de un bien compuesto, representativo de otras fuentes de energía y otros bienes no energéticos.

Para que esa representación sea consistente con la teoría económica<sup>3</sup>, se tiene que cumplir que  $\beta_1 + \beta_2 = 0$ , ó  $\beta_1 = -\beta_2$ . Así, la expresión (1) queda sintetizada en:

$$\ln C = \alpha + \beta_1 \ln(Pe / Px) + \gamma \ln Yr \quad (2)$$

o simplemente:

$$\ln C = \alpha + \beta_1 \ln Pr + \gamma \ln Yr \quad (3)$$

donde  $Pr$  representa el precio real de la electricidad.

El modelo propuesto se estimará con datos en forma de serie temporal. La hipótesis de estacionariedad, que recoge la existencia de equilibrio en el proceso generador de los datos temporales, permitiría una estimación directa, por mínimos cuadrados ordinarios (MCO), de la expresión (3). La estacionariedad de una serie temporal consiste en que tenga una media constante en el tiempo, una varianza también constante, y una covarianza entre dos observaciones que sólo depende del intervalo temporal entre las mismas<sup>4</sup>.

Sin embargo, las series temporales, en especial las series económicas habituales, suelen incumplir los requisitos relativos a la estacionariedad. Un caso particular de las series no estacionarias son las series integradas. Una serie temporal  $y_t$  es integrada de orden  $d$ ,  $I(d)$ , cuando es necesario

---

<sup>3</sup> Sobre estos requisitos, en relación con la demanda de electricidad, véase Watkins (1992). Por otro lado, este modelo econométrico de demanda de energía eléctrica incluye implícitamente el stock de bienes de equipo y electrodomésticos, a través de la variable  $Yr$ ; sobre éste y otros modelos alternativos en este aspecto, véase Berndt (1991, capítulo 7).

<sup>4</sup> La definición del texto se refiere al concepto de estacionariedad débil o en sentido amplio. Un tratamiento más formalizado se puede encontrar, por ejemplo, en Espasa y Cancelo (1993a).

diferenciarla  $d$  veces para que sea estacionaria. La diferenciación de la variable consiste en tomar sucesivamente la diferencia entre una observación y su precedente; así, la primera diferencia de la variable anterior será  $y_t - y_{t-1}$ ; utilizando el operador de retardos  $L$  ( $Ly_t = y_{t-1}$ ), y el operador diferencia  $\Delta = 1 - L$ , el grado de integración se puede expresar

$$y_t \sim I(d) \Leftrightarrow \Delta^d y_t = (1-L)^d y_t \sim I(0) \quad (4)$$

Es decir, una serie estacionaria es  $I(0)$ ; una serie que tiene que ser diferenciada una vez para que sea estacionaria es  $I(1)$ . Este último caso es el más habitual en las series de datos económicos, y en menor medida se suele dar el caso  $I(2)$ . Dicho de otra forma, una serie económica es  $I(1)$  cuando los incrementos de su valor (la velocidad de la serie) son estacionarios, mientras que sería  $I(2)$  cuando fuesen estacionarios los incrementos de los incrementos (la aceleración de la serie).

La estimación por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) de la relación (3) ofrecerá, en general, resultados espurios, si se utilizan datos en forma de serie temporal. Los resultados de la regresión ordinaria utilizando las variables en niveles pueden ofrecer correlaciones engañosamente elevadas (Granger y Newbold, 1974). Para evitar los problemas de las regresiones espurias cuando se trabajaba con series integradas de orden 1 ó 2, la solución habitual, hasta que se generaliza el enfoque de la cointegración a finales de los años ochenta, consistía en aplicar los métodos econométricos sobre las variables diferenciadas. El problema es que, si se excluyen de la regresión las variables en niveles, se pierde la información relativa al largo plazo.

Una excepción al anterior problema de las regresiones espurias resulta cuando las series están cointegradas, según el concepto introducido por Engle y Granger (1987): cuando las variables tienden a moverse conjuntamente, en el sentido de mantener un equilibrio a largo plazo; o dicho de otra forma, comparten determinadas características “persistentes” (Granger, 1997).

Un conjunto de variables  $I(d)$  que componen un vector  $X_t$  están cointegradas de orden  $(d,b)$  con  $d>0$   $b>0$  y  $d>b$ ,  $CI(d,b)$ , si existe un vector  $\alpha$  (llamado vector de cointegración) no nulo tal que  $z_t = \alpha'X_t \sim I(d-b)$ . Es decir, el orden de integración de la combinación lineal  $z_t$  es menor. En el caso más importante y habitual,  $d=b=1$ , y por lo tanto  $z_t \sim I(0)$ .

La cointegración entre un grupo de variables implica, según el Teorema de Representación de Granger, que el sistema admite un representación en forma de Mecanismo de Corrección del Error (MCE), y viceversa. Este MCE se puede ilustrar fácilmente en el caso de dos variables  $x_t, y_t$  que sean  $I(1)$ :

$$\begin{aligned} \Delta y_t &= \mu_1 + A(L)\Delta y_{t-1} + B(L)\Delta x_{t-1} - \varphi_1(y_{t-1} - \beta x_{t-1}) + \varepsilon_{1t} \\ \Delta x_t &= \mu_2 + C(L)\Delta y_{t-1} + D(L)\Delta x_{t-1} - \varphi_2(y_{t-1} - \beta x_{t-1}) + \varepsilon_{2t} \end{aligned} \quad (5)$$

en donde  $A(L)$ ,  $B(L)$ ,  $C(L)$  y  $D(L)$  son polinomios de retardos. La relación de cointegración está recogida en el término de corrección del error  $(y_{t-1} - \beta x_{t-1})$ . Al menos uno de los parámetros de velocidad del ajuste  $\varphi_1, \varphi_2$  es distinto de cero. Esta es una representación equilibrada, puesto que todos los componentes son  $I(0)$ . Es decir, la cointegración existente entre las dos variables permite que el término  $(y_{t-1} - \beta x_{t-1})$  sea estacionario y que las perturbaciones también lo sean, imprescindible para su carácter de ruido

blanco. Si las variables no están cointegradas, no será posible esta representación, no estará equilibrada (al intentar explicar variables estacionarias con componentes no estacionarios). Por lo tanto, el Teorema de Representación de Granger, que establece la correspondencia entre MCE y cointegración, genera ya un camino para contrastar la existencia de dicha relación de largo plazo entre las variables. Esta es la base del método introducido por Johansen (1988), el procedimiento habitualmente utilizado cuando existen más de dos variables implicadas, y que será expuesto posteriormente.

Debido a que una relación de cointegración no puede existir entre variables con distinto orden de integración, el primer paso del análisis consiste en contrastar el orden de integración de las variables. Para las series de datos económicos, esto consiste en comprobar si la serie en cuestión es estacionaria, integrada de orden uno o, como máximo, de orden dos.

Los test más significativos para ello son el test de Dickey-Fuller (DF), el test aumentado de Dickey-Fuller (ADF) y el test de Phillips y Perron (PP) (véase Dickey y Fuller, 1981, y Perron, 1988). Partiendo del caso más sencillo, el test DF sin media ni tendencia, el planteamiento es:

$$x_t = \rho x_{t-1} + \varepsilon_t, \text{ donde } \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2) \quad (6)$$

siendo la hipótesis nula  $\rho=1$ , es decir, la serie es I(1). La reparametrización utilizada normalmente, siendo  $\Delta x_t$  la diferencia de la variable, es la siguiente:

$$\Delta x_t = \phi x_{t-1} + \varepsilon_t, \text{ donde } \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2) \quad (7)$$



de tal forma que la hipótesis nula (existencia de una raíz) se contrasta con  $\phi=0$ . Por lo tanto, el test de raíces consiste en estudiar la significatividad estadística de este parámetro, utilizando como estadístico la  $t$  correspondiente, aunque bajo la hipótesis nula no siga la distribución estándar. Para este test, y las correcciones propuestas posteriormente, existen tabulaciones (Dickey y Fuller, 1981; Mckinnon, 1991) para realizar inferencia.

Partiendo de la versión básica (7), se puede completar la ecuación del contraste DF incorporando un término constante y/o una tendencia determinista:

$$\Delta x_t = \mu + \beta t + \phi x_{t-1} + \varepsilon_t, \text{ donde } \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2) \quad (8)$$

Por otra parte, también se pueden incluir más retardos de la variable en cuestión para evitar los errores autocorrelacionados (test ADF). En efecto, en el test DF se supone que  $\varepsilon_t$  es ruido blanco, y por lo tanto que no está autocorrelado. Si este supuesto no es correcto, la inferencia en la ecuación anterior se verá afectada. Una solución propuesta es el test ADF, incluyendo una estructura de retardos de la variable dependiente, en este caso  $\Delta x_t$ . Así, el test ADF(p) general, incluyendo componentes deterministas, consistirá en contrastar la significatividad estadística de  $\phi$  en la regresión:

$$\Delta x_t = \alpha + \beta t + \phi x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \omega_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (9)$$

en donde  $\varepsilon_t$  es ruido blanco, y por lo tanto corregido de autocorrelación. El número de retardos  $p$  en el ADF( $p$ ) debe escogerse para evitar dicho problema.

Además, la presencia de esquemas de media móvil en las variables distorsiona los resultados de los test, al estar correlacionados en (6)  $x_{t-1}$  y  $\varepsilon_t$ . Un test para intentar evitar ambos problemas es la corrección no paramétrica de Phillips y Perron (test PP). Otro test alternativo es el de Hall (1989), quien propone estimar la regresión auxiliar del test de raíces por medio de variables instrumentales, tomando como instrumento la variable de interés retardada 2 ó más periodos, según el orden del proceso de medias móviles. El estadístico a utilizar sería  $T(\hat{\alpha}-1)$ , siendo  $\hat{\alpha}$  la estimación del coeficiente de la regresión auxiliar, similar a los test ADF y PP. Los valores críticos son los mismos que para el test de Dickey-Fuller.

Una vez que se cuenta con un conjunto de variables I(1) -el resto de casos no se tienen en cuenta en este trabajo, puesto que, como se verá, no sucede en este trabajo-, el siguiente paso consiste en estudiar la existencia de relaciones de cointegración entre las mismas.

Para contrastar la presencia de cointegración entre las variables existe una serie amplia de test. Siguiendo a Haug (1996), de la comparación de los resultados que ofrecen los distintos métodos se desprende que es conveniente aplicar más de un test de cointegración. El abanico disponible se puede clasificar en dos grupos: los procedimientos basados en una regresión uniecuacional y los test basados en un sistema de ecuaciones. Los más representativos son, respectivamente, el método bietápico de Engle y Granger (Engle y Granger, 1987), y el método de Johansen (Johansen,

1988, 1991; Johansen y Juselius, 1990). Estos dos procedimientos son los que se tienen en cuenta aquí.

El método uniecuacional de Engle y Granger consiste en estimar, en una primera etapa, la relación de largo plazo entre las variables, con una regresión MCO con las variables en niveles. Así, para el caso de dos variables:

$$y_t = \mu + \alpha x_t + u_t \quad (10)$$

Para que exista una relación de cointegración, los residuos de dicha regresión deben ser estacionarios, por lo que se practica un test ADF sobre los residuos. Posteriormente se estima el mecanismo de corrección del error introduciendo los residuos de la regresión anterior retardados un periodo. Así, se estima en la segunda etapa, la siguiente relación:

$$\Delta y_t = \sum_{i=1}^k \lambda_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=0}^k \varphi_j \Delta x_{t-j} + \beta \hat{u}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (11)$$

donde  $\hat{u}_{t-j}$  representa el error estimado de la regresión entre las variables en niveles, retardado un periodo.

Obsérvese que en el procedimiento de Engle y Granger se impone un determinado vector de cointegración: la primera variable como dependiente. Esto es especialmente limitativo cuando existan más de dos variables.

En el método máximo verosímil de Johansen se parte de la representación de un vector de  $n$  variables  $X_t$ , todas ellas  $I(1)$ , modelizado como un vector autorregresivo de orden  $k$  en los retardos, VAR( $k$ ):

$$X_t = \mu + \Pi_1 X_{t-1} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + \varepsilon_t \quad (12)$$

donde  $X_t$  es el vector columna de  $n$  variables,  $\mu$  es un vector de constantes,  $\Pi_i$  una matriz ( $n \times n$ ) de parámetros, y  $\varepsilon_t$  es un vector de perturbaciones aleatorias de distribución idéntica e independiente, con media nula y matriz de covarianzas  $\Omega$ . El modelo se puede reparametrizar como un MCE análogo al comentado anteriormente:

$$\begin{aligned} \Delta X_t &= \mu + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \Pi X_{t-k} + \varepsilon_t \text{ con} \\ \Gamma_i &= -I + \Pi_1 + \dots + \Pi_i, \quad i=1, \dots, k-1; \text{ y } \Pi = -I + \Pi_1 + \dots + \Pi_k \end{aligned} \quad (13)$$

La clave para la existencia de cointegración está en  $\Pi X_{t-k}$ , el componente que recoge las relaciones a largo plazo. Si las variables están cointegradas, este componente debe ser  $I(0)$ . Dado el rango de la matriz de impactos  $\Pi$ ,  $r = \text{rango}(\Pi)$ , puede suceder que la matriz sea de rango pleno ( $r=n$ ), nulo o que  $0 < r < n$ . En el primer caso, las variables que componen el vector  $X_t$  son estacionarias; si  $r=0$ , no existen relaciones de cointegración entre las variables, y si éstas existen puede haber hasta  $n-1$  vectores de cointegración, es decir,  $n-1$  combinaciones lineales de las variables que sean estacionarias. En este caso, la matriz  $\Pi$ , de rango  $r$ , se puede particionar como el producto de otras dos  $\alpha\beta'$ , de dimensión ( $n \times r$ ), siendo  $\alpha$  la matriz de parámetros de velocidad del ajuste y  $\beta$  la matriz que recoge los vectores de cointegración, tal que  $\beta' X_{t-k} \sim I(0)$ . En el método de Johansen se establece la forma de llevar a cabo una estimación máximo verosímil de la matriz  $\beta$ . El procedimiento genera dos test para conocer el número de vectores de cointegración (el rango de  $\Pi$ ), ambos basados en determinados autovalores y los correspondientes autovectores. Los  $r$  autovectores correspondientes a los  $r$  mayores autovalores son los estimadores de las  $r$

columnas de  $\beta$ , los vectores de cointegración. Esos test para contrastar el número de vectores de cointegración, basados en un contraste de razón de verosimilitud, son el llamado estadístico de la traza o test de traza, y el test de máximo valor propio. Ambos estadísticos tienen sus valores críticos tabulados, dependiendo del número de retardos en el VAR, la inclusión de constantes, y otras variantes.

Los métodos para contrastar la presencia de cointegración se pueden aplicar de la siguiente forma. En primer lugar, aplicar el procedimiento de Johansen. Si existe un único vector de cointegración, confrontar el resultado con el obtenido por Engle y Granger.

### 3 LOS DATOS. TESTS DE RAÍCES UNITARIAS

Los datos utilizados para estudiar la posible existencia de una relación de cointegración, que represente la demanda de electricidad en España, son de frecuencia trimestral, para el periodo 1981:1, 1995:4 (T=60), y proceden de las siguientes fuentes:

a) Para el consumo de electricidad,  $C$ , la información muestral se ha elaborado a partir de los datos mensuales de consumo de electricidad en España, medido en MW-H, publicados en la *Estadística de Energía Eléctrica* del Ministerio de Industria y Energía.

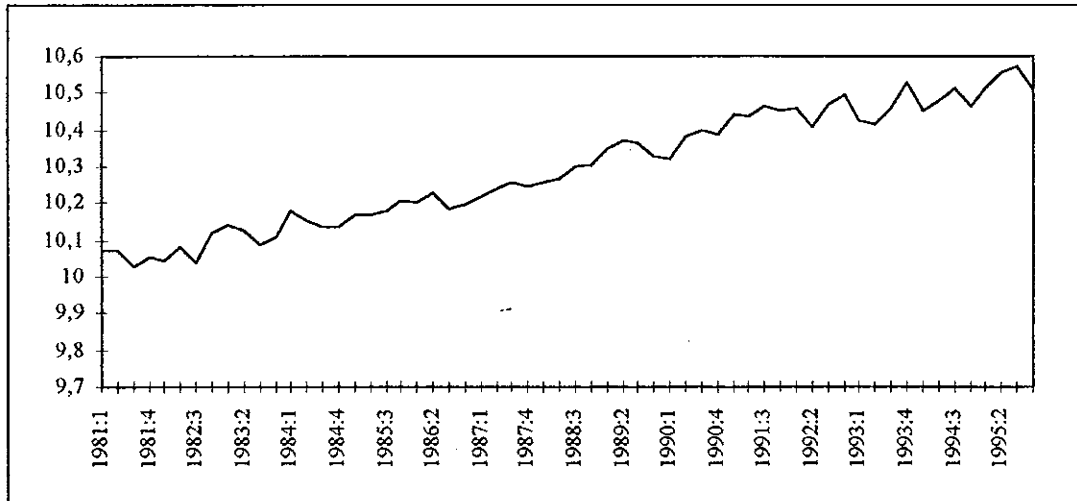
b) Para el precio medio, se ha elaborado un índice a partir del incremento medio autorizado en disposiciones oficiales, normalmente con periodicidad anual. Estos incrementos de la tarifa

han sido tomados de UNESA (1997). Para obtener un índice que represente la evolución del precio real  $P_r$ , se ha dividido el indicador anterior por el deflactor implícito del PIB, con base en 1986, obtenido de la Contabilidad Nacional Trimestral, a cargo del Instituto Nacional de Estadística (INE, *Boletín Mensual de Estadística*, varios números).

c) Por último, la variable que representa la evolución real de la renta  $Y_r$  es el PIB real trimestral, con base en 1986, elaborado por el INE y obtenida de la misma fuente que la anterior.

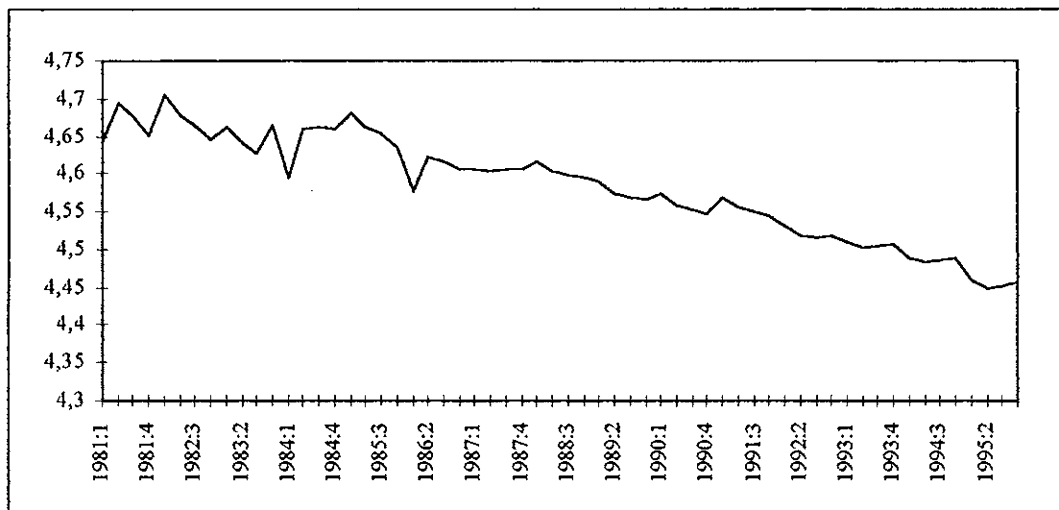
Las series  $Y_r$  y el deflactor están desestacionalizadas, pues así la ofrece el organismo estadístico. Por ello, se ha aplicado un filtro de medias móviles aditivo a las series  $C$  y  $Pe$ , de tal forma que el análisis se lleva a cabo con todas las series desestacionalizadas. Esto puede ocasionar efectos negativos en las regresiones, estudiados por Wallis (1974) (véase Espasa y Cancelo, 1993b). En la técnica de cointegración, estos aspectos han sido estudiados en Ericsson *et al.* (1994). En general, bajo condiciones no restrictivas -que incluye que no tenga que aplicarse el mismo filtro a todas las series- se llega a la conclusión de que se mantienen los resultados en cuanto a existencia de relaciones de cointegración, aunque la inferencia pueda verse afectada. También se han transformado los datos aplicando logaritmos naturales, para atenuar la dispersión. Los gráficos de estas series -en adelante, siempre en logaritmos naturales- se presentan a continuación en los gráficos 1 al 3.

**GRÁFICO 1**  
**EVOLUCIÓN DEL CONSUMO DE ELECTRICIDAD EN**  
**LOGARITMOS NATURALES (C)**



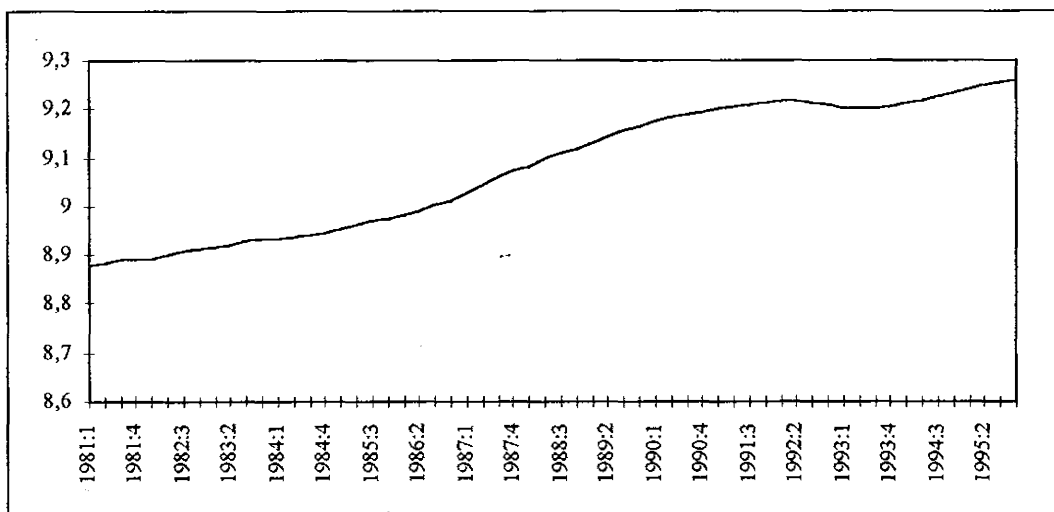
Fuente: MINER.

**GRÁFICO 2**  
**EVOLUCIÓN DEL PRECIO REAL DE LA ELECTRICIDAD EN**  
**LOGARITMOS NATURALES (Pr)**



Fuente: INE, UNESA.

**GRÁFICO 3**  
**EVOLUCIÓN DEL PIB REAL EN LOGARITMOS NATURALES**  
**(Yr)**



Fuente: INE.

El primer paso consiste en contrastar la existencia de raíces unitarias en las series. Para ello, se llevan a cabo los test ADF, PP y Hall, en sus distintas versiones comentadas anteriormente. En todos se incluye en la regresión auxiliar una constante, y además dos alternativas: sin tendencia lineal y con ella. Por otra parte, los retardos en el test ADF han sido determinados siguiendo el criterio de Schwert (véase Schwert, 1989), que consiste en aproximar el número de retardos por la fórmula  $k = \text{entero}[4(T/100)^{1/4}]$ , siendo  $k$  el número de retardos y  $T$  el número de observaciones. De forma similar, el parámetro de truncamiento del test PP ha sido elegido según el criterio de Newey-West (véase Newey y West, 1987), que es  $q = \text{entero}[4(T/100)^{2/9}]$ , siendo  $q$  el parámetro de truncamiento.



En el test de Hall se ha supuesto que las series pueden incluir un término MA(1). Los resultados de estos test se presentan en el cuadro 1.

**CUADRO 1**  
**TEST DE RAÍCES UNITARIAS**

TEST	VARIABLE					
	C	$\Delta C$	Pr	$\Delta Pr$	Yr	$\Delta Yr$
<b>ADF(3)</b>						
sin tendencia	-0,343	-5,472	0,247	-4,831	-1,31	-2,001
con tendencia	-2,348		-3,359		-2,33	
<b>PP(3)</b>						
sin tendencia	-0,799	-11,398	-0,264	-14,814	-0,477	-2,593
con tendencia	-5,255		-6,201		-1,453	
<b>HALL</b>						
sin tendencia	-2,325	-71,456	-2,946	-88,287	-0,353	-8,323
con tendencia	-41,800		-37,427		0,052	
<b>VAL. CRÍTICOS*</b>		1%	5%	10%		
test sin tendencia		-3,56	-2,91	-2,59		
test con tendencia		-4,14	-3,49	-3,17		

(\*) MacKinnon (1991)

Como se puede observar, la hipótesis de que las variables son I(1) no se rechaza en general, aunque existen dudas para *C* y *Pr* en los test con tendencia, especialmente en el test PP y sobre todo en el test de Hall. Según éste, se rechazaría rotundamente la hipótesis nula de existencia de una raíz frente a la hipótesis alternativa de estacionariedad sobre una tendencia determinista. Esto es bastante habitual, en el sentido de que muchas series económicas pueden considerarse estacionarias sobre una tendencia o estacionarias por diferenciación, con tendencia estocástica. Para estas series, el test ADF(3) sí implicaría que son I(1).

Las pruebas sobre la hipótesis nula de  $I(2)$  se rechaza claramente para  $C$  y  $Pr$ , aunque sobre  $Yr$  se genera alguna duda con los test ADF y PP, lo cual es muy sorprendente en el caso de una magnitud en términos reales. Con el test de Hall se rechaza claramente esta segunda raíz unitaria.

Como conclusión, según los resultados de los test, para las tres variables no se rechaza la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria, aunque con cautela en el caso de  $C$  y  $Pr$ , debido a que tal vez sean variables estacionarias sobre una tendencia lineal. También para las tres variables es posible rechazar la existencia de una segunda raíz, aunque las cautelas sean ahora para  $Yr$ . Para ésta, el test de Hall sí parece confirmar el rechazo a la segunda raíz.

Aquí se asume que las tres series en cuestión pueden aproximarse como procesos integrados de orden uno. Esto permite estudiar la posible existencia de relaciones de cointegración, que en el presente caso serían combinaciones lineales de las variables estacionarias, puesto que las series estudiadas se asumen como  $I(1)$ . Si estas relaciones de cointegración existen, ello podrá, a su vez, apoyar en cierta medida las conclusiones obtenidas de los test de raíces unitarias

#### 4 COINTEGRACIÓN

Como se ha comentado, la estrategia para llevar a cabo un estudio sobre la cointegración de varias series puede comenzar por el test de Johansen.

En el presente caso, el vector de variables es (C, Pr, Yr); así, la expresión (12) se puede reescribir de la siguiente forma, suponiendo a efectos ilustrativos que no hay ni media ni tendencia en la matriz de cointegración, ni tendencia en el VAR y que sólo existe un vector de cointegración:

$$\begin{pmatrix} \Delta C_t \\ \Delta Pr_t \\ \Delta Yr_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \\ \mu_3 \end{pmatrix} + \sum_{i=1}^{k-1} \begin{pmatrix} \Gamma_{i,11} & \Gamma_{i,12} & \Gamma_{i,13} \\ \Gamma_{i,21} & \Gamma_{i,22} & \Gamma_{i,23} \\ \Gamma_{i,31} & \Gamma_{i,32} & \Gamma_{i,33} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta C_{t-i} \\ \Delta Pr_{t-i} \\ \Delta Yr_{t-i} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \alpha_3 \end{pmatrix} (\beta_1 \quad \beta_2 \quad \beta_3) \begin{pmatrix} C_{t-1} \\ Pr_{t-1} \\ Yr_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \varepsilon_3 \end{pmatrix} \quad (14)$$

Los resultados de aplicar los test de cointegración basados en el método de Johansen, suponiendo un VAR(2) en (14) y que en el VAR y en el MCE entran interceptores pero no tendencias lineales, se muestran en el cuadro 2.

**CUADRO 2**  
**TEST DE COINTEGRACIÓN (JOHANSEN)**

H <sub>0</sub>	H <sub>1</sub>	TEST DE TRAZA			TEST DE AUTOVALOR MÁXIMO		
		Estadístico	5%*	1%	Estadístico	5%	1%
r=0	r≥1	40,991	34,91	41,07	31,143	22,00	26,81
r≤1	r≥2	9,848	19,96	24,6	5,367	15,67	20,20
r≤2	r=3	4,480	9,24	12,97	4,480	9,24	12,97

(\*) Osterwald-Lenum (1992)

Según los resultados que se desprenden de los test de cointegración, se puede rechazar la inexistencia de relaciones de cointegración ( $H_0:r=0$ ), incluso con un nivel de significación del 1%. Puesto que la hipótesis nula  $r \leq 1$  ya no se rechaza, entre las tres variables parece existir una única relación de cointegración. Este vector, normalizado en función de la variable  $C$ , se presenta en el cuadro 3, en la forma  $\beta'_1 = (1, -\beta_{11}, -\beta_{12}, -\mu)$ , y su representación en el gráfico 4.

### CUADRO 3

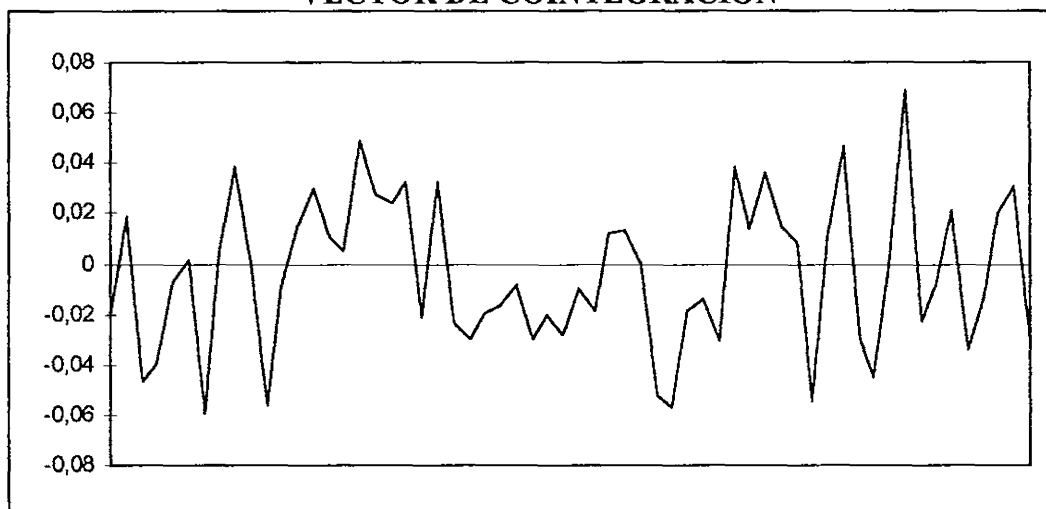
#### VECTOR DE COINTEGRACIÓN NORMALIZADO

C	Pr	Yr	cte
1	0,765	-0,813	-6,420
	(0,159)*	(0,080)	(1,436)

(\*) Desviaciones típicas.

### GRÁFICO 4

#### VECTOR DE COINTEGRACIÓN



La estimación de las ecuaciones del sistema VAR por MCO, en este caso un único vector de cointegración, se recoge en el cuadro 4. Como se puede observar, el parámetro de velocidad de ajuste (los  $\alpha_i$  que acompañan al vector de cointegración) sólo es significativo en el caso de la ecuación para  $\Delta C_t$ . Es precisamente en las otras dos ecuaciones donde puede detectarse algún problema, de no-normalidad en la segunda, debido a dos residuos anómalos, y de autocorrelación en la tercera, según el estadístico Q de Ljung-Box, aunque no según el LM de Breusch-Godfrey.

**CUADRO 4**  
**ESTIMACIÓN DE LAS ECUACIONES DEL VAR POR MCO**

	ecuación		
	$\Delta C_t$	$\Delta Pr_t$	$\Delta Y_t$
$\Delta C_{t-1}$	0,188 (0,137)*	0,106 (0,088)	0,009 (0,012)
$\Delta Pr_{t-1}$	0,196 (0,186)	-0,381 (0,120)	0,011 (0,016)
$\Delta Y_{t-1}$	0,293 (0,518)	-0,872 (0,335)	0,905 (0,045)
$\beta_{t-1}$	-0,892 (0,171)	-0,165 (0,111)	0,017 (0,015)
$(\beta = C_t + 0,7654Pr_t - 0,8134Y_t - 6,4201)$			
<b>TEST RESIDUOS</b>			
Normalidad	2,646 (P=0,26)	8,122 (P=0,02)	1,519 (P=0,77)
Estadístico Q(5)	2,158 (P=0,82)	3,216 (P=0,66)	6,328 (P=0,27)
Estadístico Q(9)	10,085 (P=0,34)	3,971 (P=0,91)	20,602 (P=0,02)
LM(4)	1,858 (P=0,76)	3,996 (P=0,40)	4,507 (P=0,34)
ARCH(4)	1,257 (P=0,86)	7,396 (P=0,11)	2,798 (P=0,59)

(\*) Entre paréntesis, desviaciones estándar.

Test sobre los residuos (valores de probabilidad): test de normalidad, Jarque-Bera; Q, Ljung-Box (retardos); LM, Breusch-Godfrey (retardos); ARCH, test de heterocedasticidad condicional autorregresiva (retardos).

La unicidad del vector de cointegración y que éste no sea significativo en las ecuaciones para  $\Delta Pr$  y  $\Delta Yr$  permite la utilización del método uniecuacional de Engle y Granger.

En un sistema como (14) es preferible tener el máximo número de vectores de cointegración, en el sentido de que éstos se pueden considerar como restricciones impuestas al movimiento de las variables; cuanto más restringido esté ese movimiento, más estable será el sistema, “más cointegrado” (véase Dickey *et al.*, 1994, pp.17-23). En relación con esto, la interpretación económica de las relaciones de cointegración prácticamente desaparece.

A pesar de esas consideraciones, el tener un único vector de cointegración sí permite la interpretación económica (véase Johansen y Juselius, 1990, página 183). En el presente caso, la estimación de la relación de equilibrio a largo plazo en la demanda de electricidad viene dada por:

$$C = 6,42 - 0,765Pr + 0,813Yr$$

Es decir, se obtiene una demanda agregada de electricidad “bien comportada”, con una elasticidad precio a largo plazo negativa y pequeña en valor absoluto, y una elasticidad renta con un valor próximo a la unidad.

Este resultado se ve refrendado al utilizar el método uniecuacional de Engle y Granger. La primera fase consiste en realizar la regresión por MCO

entre las variables en niveles. Estos resultados se presentan, junto con los test de raíces sobre los residuos y otros test de diagnosis, en el cuadro 5.

**CUADRO 5**  
**ETAPA I DE ENGLE Y GRANGER**

VARIABLE	ECUACIÓN
	$C_t$
cte.	5,422 (1,363)*
$Pr_t$	-0,658 (0,147)
$Y_{r_t}$	0,868 (0,078)
<b>TEST DE DIAGNOSIS</b>	
$R^2$ ajustado	0,963
DW	1,63
Normalidad	0,832 (P=0,659)
Q(5)	8,916 (P=0,11)
Q(9)	11,480 (P=0,24)
Q(13)	14,246 (P=0,35)
LM(2)	4,045 (P=0,13)
LM(4)	8,024 (P=0,09)
LM(6)	9,388 (P=0,15)
LM(8)	11,265 (P=0,19)
ARCH(4)	4,97 (P=0,29)
ADF(1)	-5,803**
ADF(2)	-3,758**
ADF(3)	-2,756**
ADF(4)	-3,302**
PP(3)	-6,220**

(\*) Entre paréntesis, desviaciones estándar. (\*\*) Valor crítico al 1%, -2,60.

Test de diagnosis (valores de probabilidad): DW, Durbin-Watson; test de normalidad, Jarque-Bera; Q, Ljung-Box (retardos); LM, Breusch-Godfrey (retardos); ARCH, test de heterocedasticidad condicional autorregresiva (retardos); ADF, test de raíces unitarias sin cte. ni tendencia, con el número de retardos entre paréntesis; PP, test de raíces unitarias de Philips-Perron, con el parámetro de truncamiento entre paréntesis.

En vista de los resultados del test ADF, sin constante ni tendencia debido a que ambas no son significativas - propio en un test sobre residuos - puede rechazarse la existencia de una raíz unitaria, y por ello los residuos parecen ser  $I(0)$ . El vector de cointegración en este caso es muy similar al obtenido antes, por el método de Johansen, ofreciendo un valor algo menor para la elasticidad precio y algo mayor para la elasticidad renta.

La estimación de la ecuación a corto plazo con el mecanismo de corrección del error se presenta en el cuadro 6, en una primera versión completa y en una versión más parsimoniosa.



**CUADRO 6**  
**ETAPA II DE ENGLE Y GRANGER**

VARIABLE	ECUACIÓN	
	1ª versión	versión parsimoniosa
	$\Delta C_t$	$\Delta C_t$
$\Delta C_{t-1}$	0,111 (0,183)*	0,256 (0,124)
$\Delta C_{t-2}$	-0,133 (0,142)	
$\Delta Pr_t$	-0,485 (0,219)	-0,438 (0,177)
$\Delta Pr_{t-1}$	-0,167 (0,246)	
$\Delta Pr_{t-2}$	-0,313 (0,206)	
$\Delta Y_t$	0,349 (1,619)	
$\Delta Y_{t-1}$	0,213 (2,360)	
$\Delta Y_{t-2}$	-0,141 (1,658)	
$\hat{u}_{t-1}$	-0,800 (0,221)	-0,961 (0,152)
$R^2$ ajustado	0,451	0,422
DW	2,025	1,879
AIC	-6,948	-7,087
Normalidad	0,854 (P=0,65)	1,81 (P=,040)
Q(5)	1,764 (P=0,88)	3,648 (P=0,683)
Q(9)	8,405 (P=0,49)	11,326 (P=0,25)
LM(4)	2,79(P=0,59)	2,529 (P=0,63)
ARCH(4)	1,936 (P=0,74)	1,948 (P=0,74)

(\*) Entre paréntesis, desviaciones estándar.  
 Test de diagnosis (valores de probabilidad): DW, Durbin-Watson; AIC, criterio de información de Akaike; test de normalidad, Jarque-Bera; Q, Ljung-Box (retardos); LM, Breusch-Godfrey (retardos); ARCH, test de heterocedasticidad condicional autorregresiva (retardos).

## 5 CONCLUSIONES

Como conclusiones de esta estimación, la elasticidad precio a largo plazo de la demanda agregada de electricidad estaría en torno a  $-0,7$ , puesto que el valor obtenido por el método de Johansen es  $-0,76$  y por el método de Engle y Granger es  $-0,65$ . La elasticidad renta, en las mismas condiciones de largo plazo, estaría comprendida entre  $+0,81$  y  $+0,86$ . Es decir, según los resultados obtenidos, la demanda de electricidad es inelástica en precios, y tiene una elasticidad renta próxima a uno. Por otra parte, la discrepancia obtenida según los dos métodos es muy pequeña, el vector de cointegración en ambos casos es muy similar, y justifica que se pueda argumentar la existencia de una relación a largo plazo entre las series estudiadas.

Los valores obtenidos en este trabajo entran dentro de los intervalos habituales en la literatura especializada. Por ejemplo, en Waverman (1992) se recopila un conjunto amplio de trabajos sobre demanda de energía, realizados en los años ochenta para países de la OCDE, y según diversas técnicas econométricas. A modo de resumen, para la demanda de electricidad, las elasticidades precio oscilan entre  $-0,14$  y  $-1,63$ , con una media de  $-0,77$ . En la mayor parte de los casos la elasticidad precio obtenida se sitúa entre  $-0,5$  y  $-1$ .

Para el caso español, en García-Pardo (1983) se obtiene, para una demanda de electricidad agregada, una elasticidad precio de  $-0,1$ , y una elasticidad renta de  $+0,28$ . En Peña (1988) se obtienen unas elasticidades precio de la demanda industrial de electricidad, para diversos sectores, cuyos valores oscilan entre  $-0,27$  y  $-0,53$ . La elasticidad-escala oscila entre  $+0,2$  y  $+1,45$ . En estos dos trabajos se utilizan datos en forma de serie

temporal. En Buisán (1992) se estima, por metodología de datos de panel, una demanda residencial de electricidad. Las elasticidades precio a largo plazo oscilan entre -0,35 y -0,53, y las elasticidades renta entre +0,18 y +0,24.

Volviendo a los valores estimados en este trabajo, y en concreto la elasticidad precio, se han obtenido unos coeficientes de -0,765 por Johansen y -0,658 por Engle y Granger. Puesto que en este último caso se utiliza una regresión MCO en la primera etapa, es posible llevar a cabo de forma directa un test sobre la validez del valor obtenido en el primer caso. Para este contraste, la hipótesis nula es  $H_0: \beta_1 = -0,765$ . El estadístico para el contraste se distribuye como una  $F(1,59)$ . El resultado obtenido de dicho estadístico para aquella hipótesis es de 0,514. El valor de probabilidad asociado es de 0,476, y por lo tanto no se rechaza la hipótesis nula. Así, se puede tomar como valor de la elasticidad precio de la demanda agregada de electricidad -0,765.

## **BIBLIOGRAFÍA CITADA**

ANCHUELO, A. (1993): "Series integradas y cointegradas: una introducción", *Revista de Economía Aplicada*, vol. 1, nº 1, páginas 151-164.

BERNDT, E.R. (1991): *The practice of econometrics*, 1ª edición, Reading (Massachusetts), Addison-Wesley,.

BHASKARA RAO, B. (editor) (1994): *Cointegration for the applied economist*, 1ª edición, London, MacMillan.

BUISÁN, A. C. (1992): "Tarifas óptimas en dos partes: el caso de la energía eléctrica residencial en España", *Investigaciones Económicas (Segunda Época)*, XVI, nº 1, páginas 99-125.

DICKEY, D.A., y FULLER, W.A. (1981): "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root", *Econometrica*, 49, páginas 1057-1072.

DICKEY, D.A.; JANSEN, D.W. y THORNTON, D.L. (1994): "A primer on cointegration with an application to money and income", en BHASKARA RAO (1994), páginas 9-45.

ENGLE, R.F. y GRANGER, C.W.J. (1987): "Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing", *Econometrica*, 55, páginas 251-276.

ENGSTED, T. y BENTZEN, J. (1993): "Expectations, adjustment costs, and energy demand", *Resource and Energy Economics*, 15, páginas 371-385.

ERICSSON, N.R., HENDRY, D.F. y TRAN, H. (1994): "Cointegration, seasonality, encompassing, and the demand for money in the UK", en C.P. HARGREAVES (editor), *Nonstationary time series analysis and cointegration*, 1ª edición, New York, Oxford University Press, páginas 179-224.

ESPASA, A. y CANCELO, J.R. (1993a): "Modelos univariantes para el análisis económico", en A. ESPASA y J.R. CANCELO (editores), *Métodos cuantitativos para el análisis de la coyuntura económica*, 1ª edición, Madrid, Alianza Editorial, páginas 33-131.

ESPASA, A. y CANCELO, J.R. (1993b): "Caracterización de los aspectos esenciales de un fenómeno económico mediante técnicas estadísticas de extracción de señales", en A. ESPASA y J.R. CANCELO (editores), *Métodos cuantitativos para el análisis de la coyuntura económica*, 1ª edición, Madrid, Alianza Editorial, páginas 255-323.

GARCÍA-PARDO, J. (1983): "Un modelo de la demanda de energía eléctrica en España", *Papeles de Economía Española*, 14, páginas 390-404.

GRANGER, C.W.J. (1997): "On modelling the long run in applied economics", *Economic Journal*, 107, páginas 169-177.

GRANGER, C.W.J. y NEWBOLD, P. (1974): "Spurious regressions in econometrics", *Journal of Econometrics*, 2, páginas 111-120.

HALL, A. (1989): "Testing for unit root in the presence of moving average errors", *Biometrika*, 76, páginas 49-56.

HARRIS, R. I. D. (1995): *Using cointegration analysis in econometric modelling*, 1ª edición, London, Prentice Hall.

HAUG, A.A. (1996): "Test for cointegration: A Monte Carlo comparison", *Journal of Econometrics*, 71, páginas 89-115.

HUNT, L. y MANNING, N. (1989): "Energy price- and income-elasticities of demand: some estimates for the UK using the cointegration procedure", *Scottish Journal of Political Economy*, 36, páginas 183-193.

JOHANSEN, S. (1988): "Statistical analysis of cointegration vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, páginas 231-254.

JOHANSEN, S. (1991): "Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models", *Econometrica*, 59, páginas 1551-1580.

JOHANSEN, S. y JUSELIUS, K. (1990): "Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, páginas 169-210.

MACKINNON, J.G. (1991): "Critical values for co-integration tests", en R.F. ENGLE y C.W.J. GRANGER (editores), *Long-run economic relationships*, 1ª edición, London, Oxford University Press, páginas 267-276.

NEWKEY, W. y WEST, K. (1987): "A Simple Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix", *Econometrica* 55, páginas 703-708.

OSTERWALD-LENUM, M. (1992): "A note with quantiles of the asymptotic distribution of the ML cointegration rank test statistics", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 50, páginas 361-377.

PEÑA, J. I. (1988): "Demanda de electricidad y precios en series temporales españolas", *Información Comercial Española*, 663, páginas 59-73.

PEÑA Sánchez de Rivera, D. (1992): *Estadística. Modelos y métodos, Volumen 2*, 5ª edición, Madrid, Alianza Editorial.

PERRON, P. (1988): "Trends and random walks in macroeconomic time series: Further evidence from a new approach", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, páginas 297-332.

SCHWERT, G.W. (1989): "Tests for unit roots: A Monte Carlo investigation", *Journal of Business and Economic Statistics*, 7, páginas 147-159.

SURIÑACH, J.; ARTÍS, M.; LÓPEZ, E. y SANSÓ, A. (1995): *Análisis económico regional. Nociones básicas de la Teoría de la Cointegración*, 1ª edición, Barcelona, Antoni Bosch.

UNESA (UNIDAD ELÉCTRICA, SA) (1997): *Memoria estadística eléctrica 1996*, Madrid, UNESA.

WALLIS, K. F. (1974): "Seasonal adjustment and relations between variables", *Journal of the American Statistical Association*, 69, páginas 18-32.

WAVERMAN, L. (1992): "Econometric modelling of energy demand: When are substitutes good substitutes?", en D. HAWDON (ed.), *Energy demand. Evidence and expectations*, 1ª edición, London, Surrey University Press, páginas 7-28.

WATKINS, G.C. (1992): "The economic analysis of energy demand: perspectives of a practitioner", en D. HAWDON (ed.), *Energy demand. Evidence and expectations*, 1ª edición, London, Surrey University Press, páginas 29-96.

YU, E.S.H. y JIN, J.C. (1992): "Cointegration test of energy consumption, income, and employment", *Resources and Energy*, 14, páginas 259-266.

FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y EMPRESARIALES  
RELACIÓN DE DOCUMENTOS DE TRABAJO:

- Doc. 001/88 JUAN A. VAZQUEZ GARCIA.- Las intervenciones estatales en la minería del carbón.
- Doc. 002/88 CARLOS MONASTERIO ESCUDERO.- Una valoración crítica del nuevo sistema de financiación autonómica.
- Doc. 003/88 ANA ISABEL FERNANDEZ ALVAREZ; RAFAEL GARCIA RODRIGUEZ; JUAN VENTURA VICTORIA.- Análisis del crecimiento sostenible por los distintos sectores empresariales.
- Doc. 004/88 JAVIER SUAREZ PANDIELLO.- Una propuesta para la integración multijurisdiccional.
- Doc. 005/89 LUIS JULIO TASCÓN FERNANDEZ; JOSE MANUEL DIEZ MODINO.- La modernización del sector agrario en la provincia de León.
- Doc. 006/89 JOSE MANUEL PRADO LORENZO.- El principio de gestión continuada: Evolución e implicaciones.
- Doc. 007/89 JAVIER SUAREZ PANDIELLO.- El gasto público del Ayuntamiento de Oviedo (1982-88).
- Doc. 008/89 FELIX LOBO ALEU.- El gasto público en productos industriales para la salud.
- Doc. 009/89 FELIX LOBO ALEU.- La evolución de las patentes sobre medicamentos en los países desarrollados.
- Doc. 010/90 RODOLFO VAZQUEZ CASIELLES.- Investigación de las preferencias del consumidor mediante análisis de conjunto.
- Doc. 011/90 ANTONIO APARICIO PEREZ.- Infracciones y sanciones en materia tributaria.
- Doc. 012/90 MONTSERRAT DIAZ FERNANDEZ; CONCEPCION GONZALEZ VEIGA.- Una aproximación metodológica al estudio de las matemáticas aplicadas a la economía.
- Doc. 013/90 EQUIPO MECO.- Medidas de desigualdad: un estudio analítico
- Doc. 014/90 JAVIER SUAREZ PANDIELLO.- Una estimación de las necesidades de gastos para los municipios de menor dimensión.
- Doc. 015/90 ANTONIO MARTINEZ ARIAS.- Auditoría de la información financiera.
- Doc. 016/90 MONTSERRAT DIAZ FERNANDEZ.- La población como variable endógena
- Doc. 017/90 JAVIER SUAREZ PANDIELLO.- La redistribución local en los países de nuestro entorno.
- Doc. 018/90 RODOLFO GUTIERREZ PALACIOS; JOSE MARIA GARCIA BLANCO.- "Los aspectos invisibles" del declive económico: el caso de Asturias.
- Doc. 019/90 RODOLFO VAZQUEZ CASIELLES; JUAN TRESPALACIOS GUTIERREZ.- La política de precios en los establecimientos detallistas.
- Doc. 020/90 CANDIDO PAÑEDA FERNANDEZ.- La demarcación de la economía (seguida de un apéndice sobre su relación con la Estructura Económica).
- Doc. 021/90 JOAQUIN LORENCES.- Margen precio-coste-variable medio y poder de monopolio.
- Doc. 022/90 MANUEL LAFUENTE ROBLEDO; ISIDRO SANCHEZ ALVAREZ.- El T.A.E. de las operaciones bancarias.
- Doc. 023/90 ISIDRO SANCHEZ ALVAREZ.- Amortización y coste de préstamos con hojas de cálculo.



- Doc. 024/90 **LUIS JULIO TASCÓN FERNÁNDEZ; JEAN-MARC BUIGUES.**- Un ejemplo de política municipal: precios y salarios en la ciudad de León (1613-1813).
- Doc. 025/90 **MYRIAM GARCÍA OLALLA.**- Utilidad de la teorías de las opciones para la administración financiera de la empresa.
- Doc. 026/91 **JOAQUÍN GARCÍA MURCIA.**- Novedades de la legislación laboral (octubre 1990 - enero 1991)
- Doc. 027/91 **CÁNDIDO PAÑEDA.**- Agricultura familiar y mantenimiento del empleo: el caso de Asturias.
- Doc. 028/91 **PILAR SAENZ DE JUBERA.**- La fiscalidad de planes y fondos de pensiones.
- Doc. 029/91 **ESTEBAN FERNÁNDEZ SÁNCHEZ.**- La cooperación empresarial: concepto y tipología (\*)
- Doc. 030/91 **JOAQUÍN LORENCES.**- Características de la población parada en el mercado de trabajo asturiano.
- Doc. 031/91 **JOAQUÍN LORENCES.**- Características de la población activa en Asturias.
- Doc. 032/91 **CARMEN BENAVIDES GONZÁLEZ.**- Política económica regional
- Doc. 033/91 **BENITO ARRUÑADA SÁNCHEZ.**- La conversión coactiva de acciones comunes en acciones sin voto para lograr el control de las sociedades anónimas: De cómo la ingenuidad legal prefigura el fraude.
- Doc. 034/91 **BENITO ARRUÑADA SÁNCHEZ.**- Restricciones institucionales y posibilidades estratégicas.
- Doc. 035/91 **NURIA BOSCH; JAVIER SUÁREZ PANDIELLO.**- Seven Hypotheses About Public Chjoice and Local Spending. (A test for Spanish municipalities).
- Doc. 036/91 **CARMEN FERNÁNDEZ CUERVO; LUIS JULIO TASCÓN FERNÁNDEZ.**- De una olvidada revisión crítica sobre algunas fuentes histórico-económicas: las ordenanzas de la gobernación de la cabecera.
- Doc. 037/91 **ANA JESÚS LÓPEZ; RIGOBERTO PÉREZ SUÁREZ.**- Indicadores de desigualdad y pobreza. Nuevas alternativas.
- Doc. 038/91 **JUAN A. VÁZQUEZ GARCÍA; MANUEL HERNÁNDEZ MUÑIZ.**- La industria asturiana: ¿Podemos pasar la página del declive?.
- Doc. 039/92 **INES RUBÍN FERNÁNDEZ.**- La Contabilidad de la Empresa y la Contabilidad Nacional.
- Doc. 040/92 **ESTEBAN GARCÍA CANAL.**- La Cooperación interempresarial en España: Características de los acuerdos de cooperación suscritos entre 1986 y 1989.
- Doc. 041/92 **ESTEBAN GARCÍA CANAL.**- Tendencias empíricas en la conclusión de acuerdos de cooperación.
- Doc. 042/92 **JOAQUÍN GARCÍA MURCIA.**- Novedades en la Legislación Laboral.
- Doc. 043/92 **RODOLFO VÁZQUEZ CASIELLES.**- El comportamiento del consumidor y la estrategia de distribución comercial: Una aplicación empírica al mercado de Asturias.
- Doc. 044/92 **CAMILO JOSÉ VÁZQUEZ ORDÁS.**- Un marco teórico para el estudio de las fusiones empresariales.
- Doc. 045/92 **CAMILO JOSÉ VÁZQUEZ ORDÁS.**- Creación de valor en las fusiones empresariales a través de un mayor poder de mercado.
- Doc. 046/92 **ISIDRO SÁNCHEZ ALVÁREZ.**- Influencia relativa de la evolución demográfica en le futuro aumento del gasto en pensiones de jubilación.

- Doc. 047/92 ISIDRO SANCHEZ ALVAREZ.- Aspectos demográficos del sistema de pensiones de jubilación español.
- Doc. 048/92 SUSANA LOPEZ ARES.- Marketing telefónico: concepto y aplicaciones.
- Doc. 049/92 CESAR RODRIGUEZ GUTIERREZ.- Las influencias familiares en el desempleo juvenil.
- Doc. 050/92 CESAR RODRIGUEZ GUTIERREZ.- La adquisición de capital humano: un modelo teórico y su contrastación.
- Doc. 051/92 MARTA IBAÑEZ PASCUAL.- El origen social y la inserción laboral.
- Doc. 052/92 JUAN TRESPALACIOS GUTIERREZ.- Estudio del sector comercial en la ciudad de Oviedo.
- Doc. 053/92 JULITA GARCIA DIEZ.- Auditoría de cuentas: su regulación en la CEE y en España. Una evidencia de su importancia.
- Doc. 054/92 SUSANA MENENDEZ REQUEJO.- El riesgo de los sectores empresariales españoles: rendimiento requerido por los inversores.
- Doc. 055/92 CARMEN BENAVIDES GONZALEZ.- Una valoración económica de la obtención de productos derivados del petróleo a partir del carbón
- Doc. 056/92 IGNACIO ALFREDO RODRIGUEZ-DEL BOSQUE RODRIGUEZ.- Consecuencias sobre el consumidor de las actuaciones bancarias ante el nuevo entorno competitivo.
- Doc. 057/92 LAURA CABIEDES MIRAGAYA.- Relación entre la teoría del comercio internacional y los estudios de organización industrial.
- Doc. 058/92 JOSE LUIS GARCIA SUAREZ.- Los principios contables en un entorno de regulación.
- Doc. 059/92 M<sup>a</sup> JESUS RIO FERNANDEZ; RIGOBERTO PEREZ SUAREZ.- Cuantificación de la concentración industrial: un enfoque analítico.
- Doc. 060/94 M<sup>a</sup> JOSE FERNANDEZ ANTUÑA.- Regulación y política comunitaria en materia de transportes.
- Doc. 061/94 CESAR RODRIGUEZ GUTIERREZ.- Factores determinantes de la afiliación sindical en España.
- Doc. 062/94 VICTOR FERNANDEZ BLANCO.- Determinantes de la localización de las empresas industriales en España: nuevos resultados.
- Doc. 063/94 ESTEBAN GARCIA CANAL.- La crisis de la estructura multidivisional.
- Doc. 064/94 MONTSERRAT DIAZ FERNANDEZ; EMILIO COSTA REPARAZ.- Metodología de la investigación econométrica.
- Doc. 065/94 MONTSERRAT DIAZ FERNANDEZ; EMILIO COSTA REPARAZ.- Análisis Cualitativo de la fecundidad y participación femenina en el mercado de trabajo.
- Doc. 066/94 JOAQUIN GARCIA MURCIA.- La supervisión colectiva de los actos de contratación: la Ley 2/1991 de información a los representantes de los trabajadores.
- Doc. 067/94 JOSE LUIS GARCIA LAPRESTA; M<sup>a</sup> VICTORIA RODRIGUEZ URIA.- Coherencia en preferencias difusas.
- Doc. 068/94 VICTOR FERNANDEZ; JOAQUIN LORENCES; CESAR RODRIGUEZ.- Diferencias interterritoriales de salarios y negociación colectiva en España.

- Doc. 069/94 M<sup>a</sup> DEL MAR ARENAS PARRA; M<sup>a</sup> VICTORIA RODRÍGUEZ URÍA.  
- Programación clásica y teoría del consumidor.
- Doc. 070/94 M<sup>a</sup> DE LOS ÁNGELES MENÉNDEZ DE LA UZ; M<sup>a</sup> VICTORIA RODRÍGUEZ URÍA.- Tantos efectivos en los empréstitos.
- Doc. 071/94 AMELIA BILBAO TEROL; CONCEPCIÓN GONZÁLEZ VEIGA; M<sup>a</sup> VICTORIA RODRÍGUEZ URÍA.- Matrices especiales. Aplicaciones económicas.
- Doc. 072/94 RODOLFO GUTIÉRREZ.- La representación sindical: Resultados electorales y actitudes hacia sindicatos.
- Doc. 073/94 VÍCTOR FERNÁNDEZ BLANCO.- Economías de aglomeración y localización de las empresas industriales en España.
- Doc. 074/94 JOAQUÍN LORENCES RODRÍGUEZ; FLORENTINO FELGUEROSO FERNÁNDEZ.- Salarios pactados en los convenios provinciales y salarios percibidos.
- Doc. 075/94 ESTEBAN FERNÁNDEZ SÁNCHEZ; CAMILO JOSÉ VÁZQUEZ ORDÁS.- La internacionalización de la empresa.
- Doc. 076/94 SANTIAGO R. MARTÍNEZ ARGÜELLES.- Análisis de los efectos regionales de la terciarización de ramas industriales a través de tablas input-output. El caso de la economía asturiana.
- Doc. 077/94 VÍCTOR IGLESIAS ARGÜELLES.- Tipos de variables y metodología a emplear en la identificación de los grupos estratégicos. Una aplicación empírica al sector detallista en Asturias.
- Doc. 078/94 MARTA IBÁÑEZ PASCUAL; F. JAVIER MATO DÍAZ.- La formación no reglada a examen. Hacia un perfil de sus usuarios.
- Doc. 079/94 IGNACIO A. RODRÍGUEZ-DEL BOSQUE RODRÍGUEZ.- Planificación y organización de la fuerza de ventas de la empresa.
- Doc. 080/94 FRANCISCO GONZÁLEZ RODRÍGUEZ.- La reacción del precio de las acciones ante anuncios de cambios en los dividendos.
- Doc. 081/94 SUSANA MENÉNDEZ REQUEJO.- Relaciones de dependencia de las decisiones de inversión, financiación y dividendos.
- Doc. 082/95 MONTSERRAT DÍAZ FERNÁNDEZ; EMILIO COSTA REPARAZ; M<sup>a</sup> del MAR LLORENTE MARRÓN.- Una aproximación empírica al comportamiento de los precios de la vivienda en España.
- Doc. 083/95 M<sup>a</sup> CONCEPCIÓN GONZÁLEZ VEIGA; M<sup>a</sup> VICTORIA RODRÍGUEZ URÍA.- Matrices semipositivas y análisis interindustrial. Aplicaciones al estudio del modelo de Sraffa-Leontief.
- Doc. 084/95 ESTEBAN GARCÍA CANAL.- La forma contractual en las alianzas domésticas e internacionales.
- Doc. 085/95 MARGARITA ARGÜELLES VÉLEZ; CARMEN BENAVIDES GONZÁLEZ.- La incidencia de la política de la competencia comunitaria sobre la cohesión económica y social.
- Doc. 086/95 VÍCTOR FERNÁNDEZ BLANCO.- La demanda de cine en España. 1968-1992.
- Doc. 087/95 JUAN PRIETO RODRÍGUEZ.- Discriminación salarial de la mujer y movilidad laboral.
- Doc. 088/95 M<sup>a</sup> CONCEPCIÓN GONZÁLEZ VEIGA.- La teoría del caos. Nuevas perspectivas en la modelización económica.
- Doc. 089/95 SUSANA LÓPEZ ARES.- Simulación de fenómenos de espera de capacidad limitada con llegadas y número de servidores dependientes del tiempo con hoja de cálculo.
- Doc. 090/95 JAVIER MATO DÍAZ.- ¿Existe sobrecualificación en España?. Algunas variables explicativas.

- Doc. 091/95 M<sup>a</sup> JOSÉ SANZO PÉREZ.- Estrategia de distribución para productos y mercados industriales.
- Doc. 092/95 JOSÉ BAÑOS PINO; VÍCTOR FERNÁNDEZ BLANCO.- Demanda de cine en España: Un análisis de cointegración.
- Doc. 093/95 M<sup>a</sup> LETICIA SANTOS VIJANDE.- La política de marketing en las empresas de alta tecnología.
- Doc. 094/95 RODOLFO VÁZQUEZ CASIELLES; IGNACIO RODRÍGUEZ-DEL BOSQUE; AGUSTÍN RUÍZ VEGA.- Expectativas y percepciones del consumidor sobre la calidad del servicio. Grupos estratégicos y segmentos del mercado para la distribución comercial minorista.
- Doc. 095/95 ANA ISABEL FERNÁNDEZ; SILVIA GÓMEZ ANSÓN.- La adopción de acuerdos estatutarios antiadquisición.. Evidencia en el mercado de capitales español.
- Doc. 096/95 ÓSCAR RODRÍGUEZ BUZNEGO.- Partidos, electores y elecciones locales en Asturias. Un análisis del proceso electoral del 28 de Mayo.
- Doc. 097/95 ANA M<sup>a</sup> DÍAZ MARTÍN.- Calidad percibida de los servicios turísticos en el ámbito rural.
- Doc. 098/95 MANUEL HERNÁNDEZ MUÑIZ; JAVIER MATO DÍAZ; JAVIER BLANCO GONZÁLEZ.- Evaluating the impact of the European Regional Development Fund: methodology and results in Asturias (1989-1993).
- Doc. 099/96 JUAN PRIETO; M<sup>a</sup> JOSÉ SUÁREZ.- ¿De tal palo tal astilla?: Influencia de las características familiares sobre la ocupación.
- Doc. 100/96 JULITA GARCÍA DÍEZ; RACHEL JUSSARA VIANNA.- Estudio comparativo de los principios contables en Brasil y en España.
- Doc. 101/96 FRANCISCO J. DE LA BALLINA BALLINA.- Desarrollo de campañas de promoción de ventas.
- Doc. 102/96 ÓSCAR RODRÍGUEZ BUZNEGO.- Una explicación de la ausencia de la Democracia Cristiana en España.
- Doc. 103/96 CÁNDIDO PAÑEDA FERNÁNDEZ.- Estrategias para el desarrollo de Asturias.
- Doc. 104/96 SARA M<sup>a</sup> ALONSO; BLANCA PÉREZ GLADISH; M<sup>a</sup> VICTORIA RODRÍGUEZ URÍA.- Problemas de control óptimo con restricciones: Aplicaciones económicas.
- Doc. 105/96 ANTONIO ÁLVAREZ PINILLA; MANUEL MENÉNDEZ MENÉNDEZ; RAFAEL ÁLVAREZ CUESTA.- Eficiencia de las Cajas de Ahorro españolas. Resultados de una función de beneficio.
- Doc. 106/96 FLORENTINO FELGUEROSO.- Industrywide Collective Bargaining, Wages Gains and Black Labour Marketing Spain.
- Doc. 107/96 JUAN VENTURA.- La competencia gestionada en sanidad: Un enfoque contractual
- Doc. 108/96 MARÍA VICTORIA RODRÍGUEZ URÍA; ELENA CONSUELO HERNÁNDEZ.- Elección social. Teorema de Arrow.
- Doc. 109/96 SANTIAGO ÁLVAREZ GARCÍA.- Grupos de interés y corrupción política: La búsqueda de rentas en el sector público.
- Doc. 110/96 ANA M<sup>a</sup> GUILLÉN.- La política de previsión social española en el marco de la Unión Europea.

- Doc. 111/96 VÍCTOR MANUEL GONZÁLEZ MÉNDEZ.- La valoración por el mercado de capitales español de la financiación bancaria y de las emisiones de obligaciones.
- Doc. 112/96 DRA.MARIA VICTORIA RODRIGUEZ URÍA; D. MIGUEL A.LÓPEZ FERNÁNDEZ; DÑA.BLANCA Mª PEREZ GLADISH.- Aplicaciones económicas del Control Óptimo. El problema de la maximización de la utilidad individual del consumo. El problema del mantenimiento y momento de venta de una máquina.
- Doc. 113/96 OSCAR RODRÍGUEZ BUZNEGO.- Elecciones autonómicas, sistemas de partidos y Gobierno en Asturias.
- Doc. 114/96 RODOLFO VÁZQUEZ CASIELLES; ANA Mª DÍAZ MARTÍN.El conocimiento de las expectativas de los clientes: una pieza clave de la calidad de servicio en el turismo.
- Doc. 115/96 JULIO TASCÓN.- El modelo de industrialización pesada en España durante el período de entreguerras.-
- Doc. 116/96 ESTEBAN FERNÁNDEZ SÁNCHEZ; JOSÉ M. MONTES PEÓN; CAMILO J. VÁZQUEZ ORDÁS.- Sobre la importancia de los factores determinantes del beneficio: Análisis de las diferencias de resultados inter e intraindustriales.
- Doc. 117/96 AGUSTÍN RUÍZ VEGA; VICTOR IGLESIAS ARGÜELLES.- Elección de Establecimientos detallistas y conducta de compra de productos de gran consumo. Una aplicación empírica mediante modelos logit.
- Doc. 118/96 VICTOR FERNÁNDEZ BLANCO.- Diferencias entre la asistencia al cine nacional y extranjero en España.
- Doc. 119/96 RODOLFO VÁZQUEZ CASIELLES; IGNACIO A. RODRÍGUEZ DEL BOSQUE; ANA Mª DÍAZ MARTÍN.- Estructura multidimensional de la calidad de servicio en cadenas de supermercados: desarrollo y validación de la escala calsuper.
- Doc. 120/96 ANA BELÉN DEL RÍO LANZA.- Elementos de medición de marca desde un enfoque de marketing.
- Doc. 121/97 JULITA GARCÍA DÍEZ; CRISTIAN MIAZZO.- Análisis Comparativo de la Información contable empresarial en Argentina y España.
- Doc. 122/97 Mª MAR LLORENTE MARRÓN; D. EMILIO COSTA REPARAZ; Mª MONTSERRAT DIAZ FERNÁNDEZ.- El Marco teórico de la nueva economía de la familia. Principales aportaciones.
- Doc. 123/97 SANTIAGO ALVAREZ GARCÍA.- El Estado del bienestar. Orígenes, Desarrollo y situación actual.
- Doc. 124/97 CONSUELO ABELLÁN COLODRÓN.- La Ganancia salarial esperada como determinante de la decisión individual de emigrar.
- Doc. 125/97 ESTHER LAFUENTE ROBLEDO.- La acreditación hospitalaria: Marco teórico general.
- Doc. 126/97 JOSE ANTONIO GARAY GONZÁLEZ.- Problemática contable del reconocimiento del resultado en la empresa constructora.
- Doc. 127/97 ESTEBAN FERNÁNDEZ; JOSE M.MONTES; GUILLERMO PÉREZ-BUSTAMANTE; CAMILO VÁZQUEZ.- Barreras a la imitación de la tecnología.
- Doc. 128/97 VICTOR IGLESIAS ARGÜELLES; JUAN A. TRESPALACIOS GUTIERREZ; RODOLFO VÁZQUEZ CASIELLES.- Los resultados alcanzados por las empresas en las relaciones en los canales de distribución.
- Doc. 129/97 LETICIA SANTOS VIJANDE; RODOLFO VÁZQUEZ CASIELLES.- La innovación en las empresas de alta tecnología: Factores condicionantes del resultado comercial.

- Doc. 130/97 **RODOLFO GUTIÉRREZ.- Individualism and collectivism in human resource practices: evidence from three case studies.**
- Doc. 131/97 **VICTOR FERNÁNDEZ BLANCO; JUAN PRIETO RODRÍGUEZ.- Decisiones individuales y consumo de bienes culturales en España.**
- Doc. 132/97 **SANTIAGO GONZÁLEZ HERNANDO.- Clasificación de productos de consumo y establecimientos detallistas. Análisis empírico de motivaciones y actitudes del consumidor ante la compra de productos de alimentación y droguería.**
- Doc. 133/97 **VICTOR IGLESIAS ARGÜELLES.- Factores determinantes del poder negociador en los canales de distribución de productos turísticos.**
- Doc. 134/97 **INÉS RUBÍN FERNÁNDEZ.- Información sobre operaciones con derivados en los informes anuales de las entidades de depósito.**
- Doc. 135/97 **ESTHER LAFUENTE ROBLEDO; ISABEL MANZANO PÉREZ.- Aplicación de las técnicas DEA al estudio del sector hospitalario en el Principado de Asturias.**
- Doc. 136/97 **VICTOR MANUEL GONZÁLEZ MÉNDEZ; FRANCISCO GONZÁLEZ RODRÍGUEZ.- La valoración por el mercado de capitales español de los procedimientos de resolución de insolvencia financiera.**
- Doc. 137/97 **MARIA JOSÉ SANZO PÉREZ.- Razones de utilización de la venta directa, los distribuidores independientes y los agentes por parte de las empresas químicas españolas.**
- Doc. 138/97 **LUIS OREA.- Descomposición de la eficiencia económica a través de la estimación de un sistema translog de costes: Una aplicación a las cajas de ahorro españolas.**
- Doc. 139/97 **CRISTINA LOPEZ DUARTE; ESTEBAN GARCÍA CANAL.- Naturaleza y estructura de propiedad de las inversiones directas en el exterior: Un modelo integrador basado basado en el análisis de costes de transacción.**
- Doc. 140/97 **CRISTINA LOPEZ DUARTE; ESTEBAN GARCÍA CANAL; ANA VALDÉS LLANEZA.- Tendencias empíricas en las empresas conjuntas internacionales creadas por empresas españolas (1986-1996).**
- Doc. 141/97 **CONSUELO ABELLÁN COLODRÓN; ANA ISABEL FERNÁNDEZ SÁINZ.- Relación entre la duración del desempleo y la probabilidad de emigrar.**
- Doc. 142/97 **CÉSAR RODRÍGUEZ GUTIÉRREZ; JUAN PRIETO RODRÍGUEZ.- La participación laboral de la mujer y el efecto del trabajador añadido en el caso español.**
- Doc. 143/97 **RODOLFO VÁZQUEZ CASIELLES; ANA MARÍA DIAZ MARTÍN; AGUSTÍN V. RUIZ VEGA.- Planificación de las actividades de marketing para empresas de servicios turísticos: la calidad como soporte de la estrategia competitiva.**
- Doc. 144/97 **LUCÍA AVELLA CAMARERO; ESTEBAN FERNANDEZ SANCHEZ.- Una aproximación a la empresa industrial española: Principales características de fabricación.**
- Doc. 145/97 **ANA SUÁREZ VÁZQUEZ.- Delimitación comercial de un territorio: Importancia de la información proporcionada por los compradores.**
- Doc. 146/97 **CRISTINA LOPEZ DUARTE; ESTEBAN GARCÍA CANAL.- La inversión directa realizada por empresas españolas: análisis a la luz de la teoría del ciclo de desarrollo de la inversión directa en el exterior.**

- Doc. 147/98 ANA BELEN DEL RIO LANZA; VICTOR IGLESIAS ARGUELLES; RODOLFO VAZQUEZ CASIELLES; AGUSTIN RUIZ VEGA. - Metodologías de medición del valor de la marca.
- Doc. 148/98 RAFAEL ALVAREZ CUESTA. - La estimación econométrica de fronteras de producción: una revisión de la literatura.
- Doc. 149/98 FERNANDO RUBIERA MOROLLO.- Análisis univariante de las series de empleo terciario de las regiones españolas.
- Doc. 150/98 JOSE ANTONIO GARAY GONZALEZ.- Los gastos y los ingresos plurianuales.
- Doc. 151/98 ISABEL GARCIA DE LA IGLESIA.- La elección contable para los gastos de investigación y desarrollo.
- Doc. 152/98 LUIS CASTELLANOS VAL; EMILIO COSTA REPARAZ. - Teoría de sistemas y análisis económico: una aproximación metodológica.
- Doc. 153/98 M<sup>a</sup> DEL CARMEN RAMOS CARVAJAL. - Estimación indirecta de coeficientes input-output.
- Doc. 154/98 RODOLFO VAZQUEZ CASIELLES; ANA MARIA DIAZ MARTIN; M<sup>a</sup>. LETICIA SANTOS VIJANDE; AGUSTIN V. RUIZ VEGA.- Utilidad del análisis conjunto para establecer la importancia de las estrategias de calidad en servicios turísticos: simulación de escenarios alternativos en empresas de turismo rural.
- Doc. 155/98 SANTIAGO ALVAREZ GARCIA; ANA ISABEL GONZALEZ GONZALEZ. - El proceso de descentralización fiscal en España, especial referencia a la Comunidad Autónoma del Principado de Asturias
- Doc. 156/98 SANTIAGO ALVAREZ GARCIA.- La tributación de la unidad familiar. Nuevas consideraciones sobre un antiguo problema.
- Doc. 157/98 SUSANA LOPEZ ARES; ISIDRO SANCHEZ ALVAREZ.- Condicionantes demográficos de la economía asturiana.
- Doc. 158/98 CELINA GONZALEZ MIERES.- La marca de la distribución: un fenómeno que afecta a distribuidor, fabricante y consumidor.
- Doc. 159/98 IGNACIO DEL ROSAL FERNANDEZ.- Análisis de la demanda agregada de electricidad en España con series temporales: un tratamiento de cointegración.
- Doc. 160/98 JESUS ARANGO.- Evolución y perspectivas del sector agrario en Asturias.
- Doc. 161/98 JESUS ARANGO.- Cronología de la construcción Europea.
- Doc. 162/98 JULITA GARCIA DIEZ; SUSANA GAGO RODRIGUEZ.-Programas de doctorado en contabilidad en las universidad españolas: estudio empírico.