

# COINTEGRACIÓN Y FILTRO DE KALMAN<sup>1</sup>

(Aplicación a la demanda de M1 en Venezuela, 1983.I-1994.IV)

**JULIÁN RAMAJO HERNÁNDEZ**

Departamento de Economía Aplicada. Facultad de CC. EE. y EE.

Universidad de Extremadura

## 1. Introducción.

Los contrastes de raíces unitarias, junto con la metodología de vectores autorregresivos (VAR) se han convertido en los últimos años en herramientas habituales en la modelización de series de tiempo. Normalmente, la estrategia de modelización consiste en aplicar los contrastes habituales de raíces unitarias (Dickey-Fuller (1979), Phillips-Perron (1988), Osborn et al. (1988), Hylleberg et al. (1990)) al conjunto de series consideradas y, posteriormente, utilizar el enfoque de máxima verosimilitud de Johansen (1988, 1991) para localizar las posibles combinaciones lineales estacionarias de estas variables. Una vez que dicha(s) combinación(es) lineal(es) estable(s) ha sido contrastada y estimada, el 'último' paso en la modelización econométrica consiste en la estimación del proceso dinámico de ajuste a esa relación de equilibrio a largo plazo en la forma de un modelo de mecanismo de corrección de error (ECM).

Cuando no se ha encontrado evidencia de estabilidad (integración) entre un conjunto de variables entre las que *a priori* se esperaba una relación de equilibrio a largo plazo, ha sido práctica común entre los investigadores adoptar un enfoque de variables ficticias o proxy para explicar los posibles cambios estructurales que ocasionarían esa inestabilidad. Del mismo modo, aún suponiendo la existencia de una combinación estable a largo plazo, se pueden encontrar indicios de inestabilidad en el mecanismo de ajuste a corto plazo, siendo este fenómeno mucho más comprensible que el anterior (salvo que la existencia de un fuerte shock transitorio afectase seriamente a la relación a largo plazo) puesto que podría venir justificada por el complejo (e inestable) entorno económico y financiero en el que se desarrolla la actividad y que produciría desviaciones momentáneas de la senda de equilibrio marcada por la ecuación de cointegración. Estas inestabilidades puntuales se han modelizado generalmente, de nuevo, mediante el uso de variables ficticias o proxy.

---

<sup>1</sup> El autor quiere agradecer al Instituto de Investigaciones Económicas y Sociales de la Universidad Católica Andrés Bello (UCAB) de Venezuela el apoyo técnico y humano que recibió durante su estancia como investigador invitado en dicha institución al amparo de la beca INTERCAMPUS E/AL 95-0456. En particular, quiere mostrar su agradecimiento al profesor Matías Riutort por su valiosa ayuda, así como por facilitarle los datos utilizados en este trabajo.

Granger (1986) sugirió la posibilidad de usar modelos de parámetros variables para la estimación de las relaciones de cointegración, lo que supone una estructura a largo plazo 'continuamente' variable. Por otra parte, Hall (1993) investiga los efectos que la presencia de cambios estructurales ocasiona sobre la práctica econométrica estándar y propone la utilización de la técnica de estimación de Filtro de Kalman para modelizar el proceso de generación de datos en un contexto inestable. Coincidiendo con la metodología propuesta por Muscatelli y Hurn (1995), Hall permite que los parámetros a corto plazo varíen para acomodar las posibles inestabilidades puntuales pero mantiene una estructura constante en la relación a largo plazo (esto no implica que tal función no pueda incorporar información, a través del uso de variables ficticias o proxy, sobre algún cambio estructural que la haya hecho variar en algún período de la muestra). De este modo se mantiene la aplicabilidad de la relación de cointegración para fines de simulación o diseño de políticas a medio plazo, mientras que se permite una estructura dinámica adaptativa para el diseño de estrategias a corto plazo.

El objetivo del presente trabajo es aplicar la metodología descrita en el párrafo anterior al caso concreto de la función de demanda de M1 en Venezuela. Las economías latinoamericanas en general, y la venezolana en particular, se han caracterizado en los últimos años por presentar una gran inestabilidad. Si a este hecho añadimos el fuerte proceso de innovación financiera y la mayor apertura de los mercados de capitales observada en los años más recientes, es fácil entender que pueden aparecer problemas de estabilidad en la función de demanda de dinero asociados a la 'volatilidad' económica subyacente. Si esta inestabilidad no se tiene en cuenta en la programación financiera, es muy probable que se entre en un proceso de incumplimiento de los objetivos intermedios (por ejemplo, en forma de bandas para el crecimiento de M1) marcados por el Banco Central de Venezuela, con lo que surgirán problemas para mantener un control estricto a corto plazo de los agregados monetarios.

El trabajo se organiza en los siguientes apartados. Tras analizar las propiedades de las series temporales utilizadas, la sección 2 se dedica a la estimación de la función de demanda de dinero en Venezuela. Para la estimación de la relación a largo plazo se utiliza la metodología de Johansen, mientras que para construir el modelo dinámico se utiliza el procedimiento '*general-to-specific*' de Hendry (1986) sobre un modelo VAR con mecanismo de corrección del error (VECM, Johansen (1991), Stock y Watson (1988)). La sección 3 realiza un análisis de la estabilidad de la especificación dinámica encontrada en el apartado anterior. Para evaluar la constancia de esa relación se usaron las técnicas de estimación recursiva (Brown et al., 1975), a partir de las cuales se implementaron los contrastes de errores de predicción (residuos recursivos) un período o  $T_r$

períodos hacia delante, CUSUM, CUSUMSQ y de coeficientes recursivos. Finalmente, la sección 4 muestra los resultados que se obtuvieron al estimar la especificación dinámica a corto plazo permitiendo a los coeficientes del mismo variar según el algoritmo de Kalman (Kalman, 1960). En el último apartado se exponen las principales conclusiones que pueden extraerse de nuestro trabajo.

## 2. Estimación de las funciones de demanda de dinero en Venezuela.

Los datos que se utilizan en este trabajo son series trimestrales homogéneas obtenidas a partir de las publicaciones del Banco Central de Venezuela. En particular, las variables que se utilizarán en la función de demanda de dinero serán: el logaritmo del circulante real (definido por  $m-p=\log(M1/P)$ ), el logaritmo del PIB total real ( $y=\log(Y)$ ), el tipo de interés ( $r$ ) y la tasa de inflación ( $p=\Delta P/P_{-1}$ ). El período que servirá como base para nuestro análisis abarca desde el primer trimestre de 1983 hasta el cuarto de 1994.

En primer lugar, se han analizado las propiedades estocásticas de las series definidas en el párrafo anterior<sup>2</sup>. Basados sobre los resultados obtenidos de aplicar los contrastes de integración regular y estacional, se ha decidido adoptar la hipótesis de que todas las variables de la función de demanda de dinero son  $I(1,0)$ <sup>3</sup>.

Una vez investigadas las propiedades estocásticas de las series implicadas en la función de demanda de dinero, el siguiente paso ha consistido en analizar la existencia de posibles relaciones de cointegración entre tales variables y en formular los correspondientes modelos de corrección del error (ECM). Supondremos, de partida, que las variables explicativas  $y$ ,  $r$  y  $p$  son débilmente exógenas, con lo que podrán aparecer su valores contemporáneos en tales mecanismos de corrección. La metodología que emplearemos para la búsqueda y estimación de la(s) relacione(s) de cointegración es la propuesta por Johansen (1988,1991).

Si representamos por  $\mathbf{Y}$  al vector  $(m-p, y, r, p)$ , supondremos que tal vector tiene una representación autorregresiva (VAR) del tipo

$$\mathbf{Y}_t = \mathbf{m} + \Phi \mathbf{Q}_t + \Pi_1 \mathbf{Y}_{t-1} + \Pi_2 \mathbf{Y}_{t-2} + \dots + \Pi_k \mathbf{Y}_{t-k} + \mathbf{e}_t$$

donde  $\mathbf{Q}$  es un vector que contiene  $s-1$  variables ficticias estacionales ( $s$  es la periodicidad de los datos) y los vectores  $\mathbf{e}_t$  se suponen independiente e normalmente distribuidos, es decir,  $\mathbf{e} \sim N(\mathbf{0}, \mathbf{\Lambda})$ . Este modelo VAR(k) tiene una representación en forma de mecanismo de corrección de error

---

<sup>2</sup> Los detalles sobre el análisis del orden de integración de las variables que aparecen en la función de demanda de dinero no se incluyen en esta ponencia por razones de espacio.

<sup>3</sup> Aunque, a la vista de los resultados que aportaron algunos contrastes, no se puede excluir la posibilidad de que la variable renta sea realmente  $I(1,1)$ .

(VECM) del tipo (para más detalles sobre la reparametrización realizada ver Johansen (1991)):

$$\Delta Y_t = \mathbf{m} + \Phi Q_t + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Y_{t-k+1} + \Pi Y_{t-k} + \mathbf{e}_t$$

La hipótesis de cointegración se formula a través de una hipótesis de rango sobre la matriz de impacto a largo plazo  $\Pi$ . Para que la representación VECM esté 'equilibrada' debe ocurrir que todas las componentes del término  $\Pi Y_{t-k}$  sean  $I(0)$ , para lo que debe cumplirse que el rango de la matriz  $\Pi$  debe ser menor que el número de variables incluidas en el vector  $\mathbf{Y}$ <sup>4</sup>. Dicho rango (al que denotaremos por  $rk$ ) recibe el nombre de *orden de cointegración*. Si se descompone la matriz  $\Pi$  de la forma  $\Pi = \alpha \beta'$ , entonces (si  $rk < N$ ) las componentes del vector  $\beta' Y_t$  serán estacionarias y definirán las relaciones a largo plazo en las variables contenidas en  $\mathbf{Y}$ ; el vector  $\alpha$  definirá las ponderaciones con que cada vector de cointegración entrará en el VECM.

Johansen (1988,1991) desarrolló un procedimiento de máxima verosimilitud (MV) que permite contrastar el rango de la matriz  $\Pi$ , así como estimar las matrices  $\alpha$  y  $\beta$ . Posteriormente, Johansen y Juselius (1990) modificaron tal procedimiento para permitir, aplicando técnicas multivariantes de correlaciones parciales canónicas, contrastar restricciones lineales sobre los coeficientes de las relaciones de cointegración.

Al aplicar el procedimiento modificado de Johansen y Juselius al caso concreto analizado, es decir, utilizando el vector  $\mathbf{Y}_t = ((m-p)_t, y_t, r_t, p_t)$ , los valores de los estadísticos mostraron que la hipótesis nula  $\{rk=0\}$  de no existencia de relaciones estables a largo plazo entre las componentes del vector  $\mathbf{Y}$  debía rechazarse en favor de la hipótesis alternativa  $rk=1$ , y que ésta última no podía rechazarse en favor de  $rk=2$ . La conclusión es que existe sólo una relación de cointegración para los datos financieros de Venezuela. Las estimaciones de tal relación de equilibrio vienen dadas por la primera columna de la matriz  $\beta$ , que resultó ser (1.078,-2.651,-2.483,-1.010)<sup>5</sup>.

A la vista de la relación de cointegración estimada, cabe preguntarse acerca de la posibilidad de elasticidad renta unitaria. Para contrastar tal restricción, se ha aplicado la metodología desarrollada por Johansen y Juselius (1990) para contrastar hipótesis generales del tipo  $\beta = \mathbf{H}_-$ . Bajo la hipótesis nula,  $H_0 = \{\beta = \mathbf{H}_-\}$ , el estadístico propuesto por Johansen y Juselius asintóticamente sigue una distribución  $\chi^2$  con  $r \times s$  siendo  $s$  el número de restricciones bajo  $H_0$ . El

---

<sup>4</sup> Si el rango de tal matriz fuese cero o  $N$  (el número de componentes de  $\mathbf{Y}$ ), sería una indicación de que las variables incluidas en el vector  $\mathbf{Y}$  no están cointegradas y la metodología VAR estándar podría aplicarse (en primeras diferencias o en niveles, respectivamente).

<sup>5</sup> Aunque en el desarrollo teórico se ha omitido, en la aplicación empírica se ha incluido una constante en los vectores de cointegración. En el caso que nos ocupa, su coeficiente es el último elemento del vector  $\beta$ .

resultado de aplicar tal estadístico a nuestro caso concreto fue de 2.78, que al compararlo con el valor crítico de una distribución  $\chi^2$  con 1 grado de libertad (al 95% tal valor es 3.84) indica el no rechazo de la restricción de elasticidad renta unitaria. Ante este resultado, esta restricción ha sido impuesta, y se ha aplicado de nuevo el procedimiento de Johansen al conjunto de variables,  $\mathbf{Y}^*=(m-p-y, r, p)$  obteniéndose la siguiente ecuación de cointegración restringida

$$(m-p-y)_t = -0.069 - 2.636 r_t - 2.907 p_t$$

$$(0.085) \quad (0.372)$$

Una vez encontrada la ecuación de demanda de M1 a largo plazo, en el siguiente paso se construyó un modelo dinámico para la demanda de tal activo en el corto plazo. En primer lugar, se comenzó estimando un modelo dinámico de corrección de error bastante general, partiendo de polinomios de retardos de orden cuatro en las variables explicativas y en la variable dependiente retrasada. Siguiendo la metodología '*general-to-specific*' (Hendry, 1986), se fueron eliminando aquellos regresores que no resultaron significativos, para llegar finalmente al siguiente sencillo modelo:

$$\Delta(m-p)_t = 0.010 + 0.433\Delta y_t - 0.825\Delta r_t - 0.904\Delta p_t - 0.363 Z_{t-1} + e_t$$

$$(0.220) \quad (0.201) \quad (0.204) \quad (0.081)$$

donde Z representa el vector de cointegración restringido estimado anteriormente y los números entre paréntesis los errores estándar estimados. Todos los diagnósticos de la regresión anterior resultaron satisfactorios salvo el test predictivo de Chow, que indicó la posibilidad de cambio estructural (al nivel del 5%) en el período 1989-1994. Este subperíodo se caracterizó por la existencia de tipos de interés muy altos y fluctuantes, consecuencia del programa de ajuste económico que puso en marcha el gobierno venezolano a partir de 1989.I y que produjo una reducción importante de la demanda de saldos monetarios reales en los primeros momentos, causada por la fuerte subida de los tipos de interés y la caída del PIB que se produjo inicialmente.

### 3. Análisis de estabilidad.

Aunque la sección anterior se ha cerrado con un breve comentario acerca de la estabilidad de la relación estimada para la demanda de M1 real en Venezuela, se ha analizado de forma explícita tal hipótesis usando una batería de contrastes contruidos específicamente para este fin y basados en errores de predicción y estimaciones recursivas de coeficientes. La razón para realizar tal 'análisis de estabilidad' radica en que este examen juzgará el grado de (in)cumplimiento de la

hipótesis de constancia de los parámetros sobre el período temporal utilizado, a la vez que puede ayudar a descubrir el modelo de cambio si es que éste ha existido.

El método aplicado en esta sección está basado en la estimación recursiva del modelo, que parte de un subconjunto pequeño de datos (aquel número mínimo que permita estimar el modelo con  $K$  variables) y amplía tal submuestra de modo iterativo añadiendo la siguiente observación de la serie temporal al último subconjunto utilizado. A partir de los resultados de tal estimación recursiva se han construido los residuos recursivos, los contrastes de errores de predicción 1 período o  $T_r$  períodos hacia adelante, los contrastes CUSUM y CUSUMSQ y, finalmente, los coeficientes recursivos estimados. A partir de estos elementos se obtuvieron las siguientes conclusiones.

El gráfico de residuos recursivos señaló la violación de la hipótesis de aleatoriedad de los mismos, puesto que su tamaño iba aumentando a lo largo del tiempo. Por otra parte, tanto el test de error de predicción a 1 período como el de  $T_r$  períodos hacia adelante pusieron de manifiesto errores de predicción sistemáticamente sesgados, sobre todo a partir del año 1989. También el test CUSUMSQ rechazó la hipótesis nula de estabilidad con un nivel de significación del 5%<sup>6</sup>. El contraste CUSUM, sin embargo, no rechazó la hipótesis de estabilidad en los parámetros. Por último, las trayectorias de los coeficientes recursivos confirmaron de nuevo la ruptura de la hipótesis de parámetros constantes.

#### **4. Coeficientes variables en el tiempo: la técnica de filtro de Kalman.**

En este apartado se relaja la hipótesis de coeficientes constantes dado que los resultados de la sección anterior han puesto de manifiesto que tal hipótesis debe ser rechazada en nuestro caso concreto. De los diferentes modelos de parámetros variables en el tiempo (PVT) se ha elegido el enfoque de Filtro de Kalman por ser un modelo que puede clasificarse como de 'adaptatividad moderada', frente a modelos de 'adaptatividad nula' (modelos de parámetros constantes) o 'adaptatividad elevada' (Stock y Watson, 1996).

Usando la notación de Harvey (1982), adecuada a la nomenclatura utilizada en este trabajo, el modelo filtro de Kalman puede expresarse a través de las ecuaciones siguientes:

$$\begin{aligned} y_t &= x_t' b_t + x_t \\ b_t &= T b_{t-1} + h_t \\ x_t &\sim N(0, S^2) \quad h_t \sim N(0, S^2 Q_t) \quad b_0 \sim N(a_0, S^2 P_0) \end{aligned}$$

---

<sup>6</sup> Sin embargo, como señala Beggs (1988), ha de tenerse en cuenta que en la práctica se ha encontrado que el contraste CUSUMSQ es muy sensible a la presencia de datos atípicos ('outliers').

La primera de esas ecuaciones (conocida como *ecuación de medida*) es similar a la del modelo de regresión clásico excepto en el hecho de que se permite al vector de parámetros  $\beta$  (a este vector en la teoría de sistemas se le denomina *variable de estado*) variar a lo largo del tiempo según la segunda expresión (conocida como *ecuación de estado o de transición*), que no es más que un modelo AR(1) multivariante para el vector de estado. La última ecuación describe las propiedades de los errores de las ecuaciones de medida y de estado (que están, además, mutua y serialmente incorrelacionados), así como la distribución a priori del vector de estado inicial y de su matriz de covarianzas. En nuestra aplicación supondremos que  $T=Q=I$  siendo  $I$  la matriz identidad de orden  $(K \times K)$ . En este caso,  $\beta_t$  sigue un paseo aleatorio multivariante, y entonces evoluciona 'suavemente' sobre el período muestral.

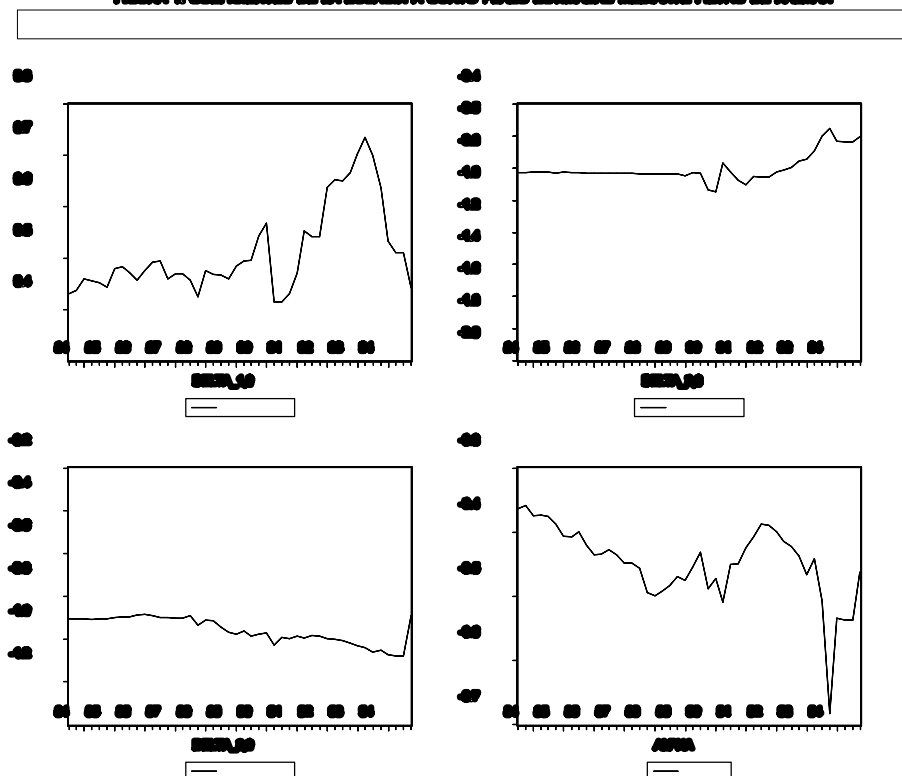
El algoritmo del filtro de Kalman proporciona estimaciones recursivas *a posteriori*,  $\beta_{t|s}$ , del vector  $\beta_t$  mediante la expresión de la esperanza de dicho vector condicionada a la información disponible hasta el período  $s$ ,  $\Omega_s$  y al vector de *hiperparámetros*  $\omega=(a_0, P_0)$ . Esta media condicional proporciona un estimador óptimo de  $\beta_t$  en el sentido de que minimiza el error cuadrático medio (Harvey (1989), Granger y Newbold (1986)).

Aunque teóricamente el modo más correcto de implementar el algoritmo del filtro de Kalman consiste en estimar el vector  $\omega$  por máxima verosimilitud y después utilizar las ecuaciones de actualización de dicho algoritmo para estimar  $\beta_t$ , algunos trabajos (ver, por ejemplo, Hackl y Westlund (1996)) han demostrado que los resultados de tal procedimiento presentan una variabilidad estructural más elevada. Por esta razón, se sugiere especificar un vector  $\omega$  *a priori* razonable, en lugar de estimar simultáneamente  $\beta_t$  y  $\omega$ . En nuestro caso, se han elegido como estimaciones a priori de los hiperparámetros el vector  $b$  y la matriz  $\Sigma_b$  procedentes de la estimación MCO global (es decir, utilizando todas las observaciones muestrales disponibles).

En la Figura 1 se muestran las gráficas de las pendientes de la ecuación dinámica, estimadas siguiendo el procedimiento señalado en los párrafos anteriores. Como puede apreciarse, la elasticidad renta y el parámetro de ajuste dinámico estimados ( $\delta_{10}$  y  $\alpha$ , respectivamente) son los coeficientes más inestables durante el período muestral; para el primero de ellos se observa claramente que el período de mayor inestabilidad aparece a partir del año 1989, a la vez que se distingue (salvo en algún trimestre particular y en la parte final de la muestra) una tendencia creciente sobre el período completo. Por el contrario, las trayectorias más estables corresponden a las elasticidades a corto del tipo de interés y la inflación ( $\delta_{20}$  y  $\delta_{30}$ , respectivamente), la primera con una tendencia creciente a partir del año 1989, y la segunda siguiendo una línea decreciente desde el

año 1987.

**FIGURA 1. COMPARACIÓN DE LA DEMANDA A CORTO PLAZO ESTIMADA MEDIANTE FILTROS DE KALMAN**



## 5. Conclusiones.

El principal objetivo de este trabajo ha sido poner de manifiesto la utilidad que puede reportar, en términos de mayor fiabilidad de los resultados, la relajación de la hipótesis de coeficientes constantes de los modelos de regresión. En particular, y dentro del enfoque de cointegración cuyo uso se ha estandarizado en los últimos años, puede permitirse (previo contraste de su existencia) una relación 'estable' a largo plazo mientras que se deja a los parámetros del modelo de corrección de error variar a lo largo del tiempo; esto puede dar lugar a una mejora substancial en el funcionamiento predictivo del modelo a corto plazo, con lo que serán más fiables las medidas de política económica que se puedan derivar de tales predicciones.

La aplicación empírica se ha centrado en un problema de economía monetaria, analizando la función de demanda de dinero en Venezuela. La economía de este país viene sufriendo en los últimos años una acusada inestabilidad estructural que podría invalidar las inferencias que se obtuviesen de los modelos econométricos clásicos. En cierto modo, este fenómeno también se observa en las economías regionales, donde los cambios estructurales son mucho más rápidos que en las economías nacionales. Por esta razón, creemos que el enfoque Cointegración-Filtro de Kalman puede resultar de mucha utilidad en la modelización econométrica a escala regional, sobre



todo teniendo en cuenta que la mayor parte de los modelos econométricos regionales tienen, en última instancia, fines predictivos o de simulación.

### **Referencias Bibliográficas.**

Beggs J. (1988): "Diagnostic Testing in Applied Econometrics", *The Economic Record*, págs. 81-101.

Brown R., Durbin J. y Evans J. (1975): "Techniques for testing the constancy of regression relationships over time (with discussion)", *Journal of the Royal Statistical Society, Ser. B*, 37, págs. 149-192.

Dickey D. y Fuller W. (1979): "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root", *Journal of the American Statistical Association*, 84, págs. 427-431.

Granger C. (1986): "Developments in the study of cointegrated economic variables", *Oxford Bulletin of Economic and Statistics*, 48, págs. 213-228.

Granger C. y Newbold P. (1986): *Forecasting Economic Time Series*, Academic Press, San Diego, California.

Hackl P. y Westlund A. (1996): "Demand for international telecommunication. Time-varying price elasticity", *Journal of Econometrics*, 70, págs. 243-260.

Hall S. (1993): "Modelling Structural Change Using the Kalman Filter", *Economics of Planning*, 26, págs. 1-13.

Harvey A. (1982): "The Kalman Filter and its Applications in Econometrics and Time Series Analysis", *Methods of Operations Research*, 44, págs. 3-18.

Harvey A. (1987): "Applications of the Kalman Filter in Econometrics", en T.F. Bewley (Editor), *Advances in Econometrics: Fifth World Congress, Econometric Society Monograph N. 13*, Cambridge: Cambridge University Press, Vol. 1, págs. 285-313.

Harvey A. (1989): *Forecasting, Structural Time Series Models, and the Kalman Filter*, Cambridge: Cambridge University Press.

Hendry D. (1986): "Empirical modelling in dynamic econometrics: the new-construction sector", *Applied Mathematics and Computation*, 20, págs. 201-236.

Hyllerberg S., Engle R., Granger C. y Yoo B. (1990): "Seasonal Integration and Cointegration", *Journal of Econometrics*, 44, págs. 215-238.

Johansen S. (1988): "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, págs. 231-254.

Johansen S. (1991): "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegrating Vectors in

Gaussian Vector Autoregressive Models", *Econometrica*, 59, págs. 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*, Vol 52, N. 2, págs. 169-210.

Kalman R. (1960): "A New Approach to Linear Filtering and Prediction Problems", *Journal of Basic Engineering*, 82, págs. 35-45.

Muscatelli V. y Hurn S. (1995): "Econometric modelling using cointegrated time series", en L. Oxley, D. George, C. Roberts y S. Sayer (Editores), *Surveys in Econometrics*, Blackwell, Oxford UK & Cambridge USA, págs. 171-214.

Osborn D., Chui A., Smith J y Birchenhall C. (1988): "Seasonality and the order of integration for consumption", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 50, págs. 361-377.

Phillips P. y Perron P. (1988): "Testing for unit roots in time series regressions", *Biometrika*, 75, págs. 335-346.

Stock J. y Watson M. (1988): "Testing for Common Trends", *Journal of the American Statistical Association*, 83, págs. 1097-1107.

Stock J. y Watson M. (1996): "Evidence on Structural Instability in Macroeconomic Time Series Relations", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 14, N. 1, págs. 11-30.