



UNIVERSIDAD COMPLUTENSE  
MADRID

## ECONOMETRÍA APLICADA



Facultad de Ciencias  
Económicas y Empresariales

**3**

# REGRESIÓN CON SERIES TEMPORALES

## CONTRASTES DE ALGUNOS MODELOS TEÓRICOS

José Alberto Mauricio

Departamento de Análisis Económico y Economía Cuantitativa

## 1. INTRODUCCIÓN

En ocasiones, el objetivo concreto de un análisis econométrico aplicado tiene que ver con la posibilidad de contrastar empíricamente la validez de un modelo teórico (una teoría) sobre la determinación de los valores de equilibrio de ciertas variables económicas importantes, como los tipos de interés de algunos valores financieros o los tipos de cambio.

En estos casos, las conclusiones del análisis de unos datos concretos sobre las variables consideradas, obtenidas siguiendo las pautas habituales de cualquier análisis econométrico aplicado, pueden contribuir a verificar o a refutar (según el caso) la validez del modelo teórico considerado en el contexto específico del que proceden los datos utilizados.

En las referencias siguientes (entre muchas otras) puede encontrarse información, procedimientos y ejemplos detallados al respecto:

Cuthbertson, K.; Hall, S.G.; Taylor, M.P. (1992), *Applied Econometric Techniques*, Harvester Wheatsheaf.

Enders, W. (2015), *Applied Econometric Time Series (Fourth Edition)*, Wiley.

Patterson, K. (2000), *An Introduction to Applied Econometrics - A Time Series Approach*, Palgrave Macmillan.

Verbeek, M. (2017), *A Guide to Modern Econometrics (Fifth Edition)*, Wiley.

A continuación se resumen muy brevemente dos de las aplicaciones consideradas en las referencias anteriores, especialmente en los capítulos 11 y 13 de Patterson (2000).

## 2. LA ESTRUCTURA TEMPORAL DE LOS TIPOS DE INTERÉS Y LA HIPÓTESIS DE EXPECTATIVAS

La **estructura temporal de los tipos de interés (ETTI)** (en inglés *term structure of interest rates*) es la relación que existe entre la **rentabilidad** (*yield, interest rate*) y el **plazo hasta el vencimiento** (*term to maturity*) de un conjunto de valores financieros comparables entre sí (por ejemplo, los distintos valores emitidos por el estado **al descuento** y **sin cupón**).

Si  $R_t^{[m]}$  y  $R_t^{[n]}$  (con  $n = km$ ,  $k > 1$  entero) representan las rentabilidades en el período  $t$  de dos valores que vencen en  $m$  y en  $n$  períodos (meses, trimestres, ...) respectivamente, la **hipótesis de expectativas (HE)** (*expectations hypothesis*) sobre la ETTI establece que

$$R_t^{[n]} = \frac{1}{k} \sum_{i=0}^{k-1} E_t \left[ R_{t+im}^{[m]} \right] + \mu_0, \quad [1]$$

es decir, que la rentabilidad a mayor plazo ( $n$ ) puede expresarse como una media ponderada de las rentabilidades futuras esperadas a menor plazo ( $m$ ), más una **prima por plazo**  $\mu_0$  (*term premium*) que es constante.

En particular, cuando  $m = 1$  y  $n = 2$  ( $k = 2$ ), [1] implica que

$$R_t^{[2]} = \frac{1}{2} E_t \left[ R_t^{[1]} \right] + \frac{1}{2} E_t \left[ R_{t+1}^{[1]} \right] + \mu_0, \quad [2]$$

con  $E_t \left[ R_t^{[1]} \right] = R_t^{[1]}$ . Restando  $R_t^{[1]}$  en ambos lados, [2] también se puede escribir como

$$R_t^{[2]} - R_t^{[1]} = \mu_0 + \frac{1}{2} \left( E_t \left[ R_{t+1}^{[1]} \right] - R_t^{[1]} \right),$$

o bien como

$$S_t^{[2,1]} = R_t^{[2]} - R_t^{[1]} = \mu_0 + \frac{1}{2} E_t \left[ \nabla R_{t+1}^{[1]} \right], \quad [3]$$

donde  $S_t^{[2,1]}$  es el **diferencial** (*spread*) en el período  $t$  entre los tipos de interés a plazo 2 (mayor) y a plazo 1 (menor). El diferencial entre rentabilidades para distintos plazos de vencimiento puede interpretarse como la pendiente de la ETTI.

Suponiendo la existencia de un **valor de equilibrio** (constante)  $R_*^{[1]}$  para la rentabilidad a plazo 1 (menor), [3] implica que

$$R_*^{[2]} = \mu_0 + R_*^{[1]}, \text{ o bien que } S_*^{[2,1]} = \mu_0. \quad [4]$$

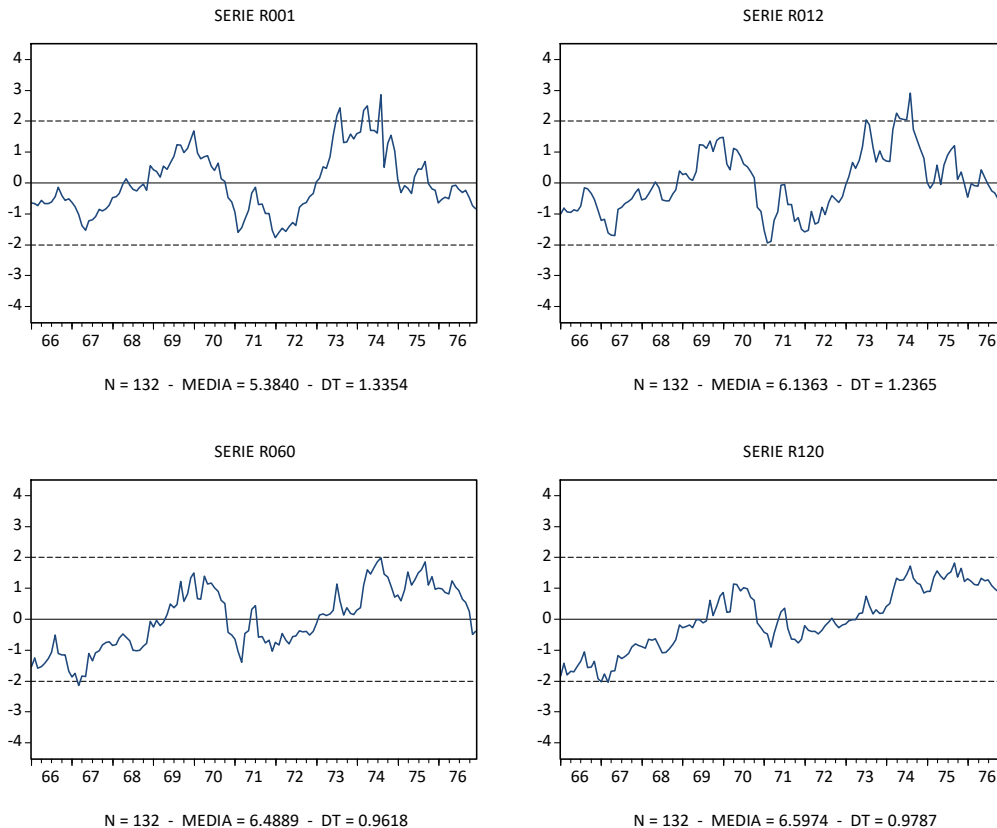
Por lo tanto, la HE sobre la ETTI enunciada en [2] para el caso  $m = 1, n = 2$ , puede contrastarse empíricamente, utilizando datos  $r_{t1}$  y  $r_{t2}$  sobre  $R_t^{[1]}$  y  $R_t^{[2]}$ , al menos de las dos formas siguientes:

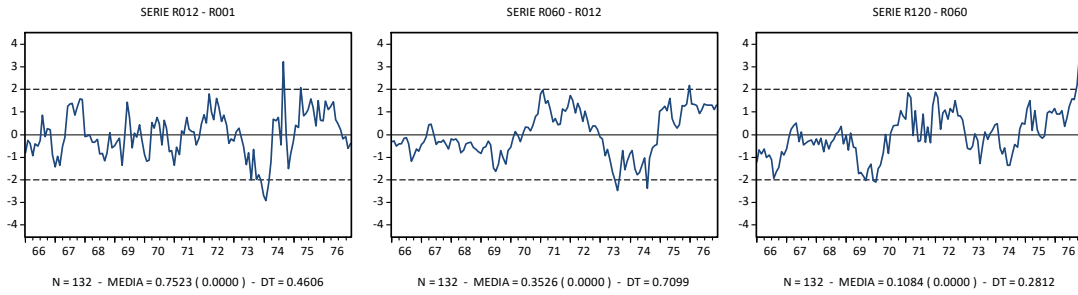
⇒ Si  $r_{t1}$  y  $r_{t2}$  son series I(1), contrastar si dichas series están cointegradas a través de una relación de equilibrio (estable) legítima del tipo

$$R_*^{[2]} = \mu_0 + \mu_1 R_*^{[1]} \text{ con } \mu_1 = 1. \quad [5]$$

⇒ Contrastar si  $s_{t21} = r_{t2} - r_{t1}$  es una serie I(0) (estacionaria).

### EJEMPLO - ST27





Los modelos ADL012001 (ECM012001), ADL060012 (ECM060012), y ADL120060 (ECM120060) se pueden utilizar para contrastar la posible existencia de relaciones de cointegración como [5] entre las dos series de cada uno de los tres pares de tipos de interés considerados.

### 3. EL TIPO DE CAMBIO Y LA TEORÍA DE LA PARIDAD DEL PODER ADQUISITIVO

Sea  $E_t$  el **tipo de cambio nominal** de la moneda de un país A con respecto a la moneda de un país B (por ejemplo,  $E_t$  podría ser el precio en euros de un franco suizo, medido en euros/franco). Si  $PA_t$  y  $PB_t$  son dos **índices de precios** referidos a los países A y B, respectivamente, la teoría de la **paridad del poder adquisitivo (PPA)** (en inglés *purchasing power parity*) establece la siguiente **relación de equilibrio** entre  $E_t$  y  $PA_t/PB_t$ :

$$E^* = \beta \frac{PA^*}{PB^*}, \quad [6]$$

donde  $\beta \neq 0$  puede ser igual a 1 (PPA **absoluta**) o distinto de 1 (PPA **relativa**, que permite ciertas incompatibilidades entre los índices  $PA_t$  y  $PB_t$ ).

Nótese que [6] implica que

$$\ln E^* = \mu_0 + \ln \frac{PA^*}{PB^*} \quad \text{con } \mu_0 = \ln \beta, \quad [7]$$

de manera que, en una supuesta situación de equilibrio, la **elasticidad** del tipo de cambio nominal con respecto a los precios relativos debe ser unitaria.

Alternativamente, [7] puede escribirse de otras dos formas:

$$\ln(E^*PB^*) = \mu_0 + \ln PA^*, \quad \text{o bien } \ln RE^* = \ln \left( E^* \frac{PB^*}{PA^*} \right) = \mu_0, \quad [8]$$

donde  $E^*PB^*$  es el nivel de precios en equilibrio del país B expresado en la moneda del país A, y  $RE^* = E^*(PB^*/PA^*)$  es el **tipo de cambio real** en equilibrio.

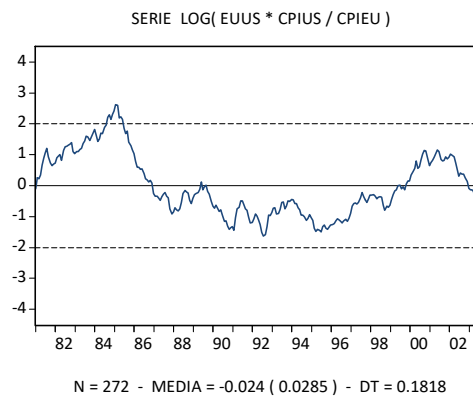
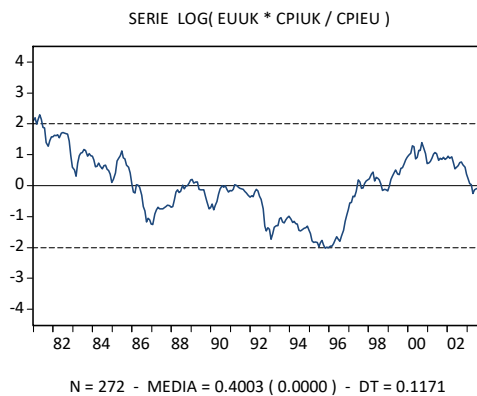
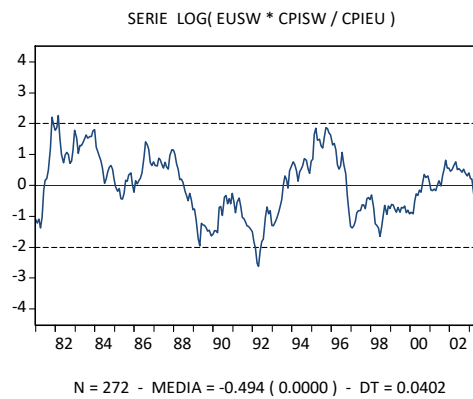
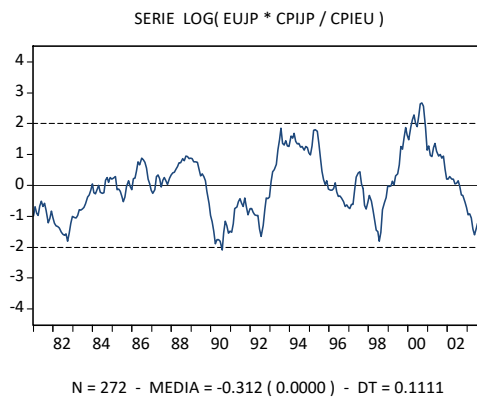
Por lo tanto, la PPA enunciada en [8] puede contrastarse empíricamente, utilizando datos  $e_t$ ,  $pa_t$  y  $pb_t$  sobre  $E_t$ ,  $PA_t$  y  $PB_t$ , al menos de las dos formas siguientes:

⇒ Si  $\ln(e_t \times pb_t)$  y  $\ln(pa_t)$  son series I(1), contrastar si dichas series están cointegradas a través de una relación de equilibrio (estable) legítima del tipo

$$\ln(E^*PB^*) = \mu_0 + \mu_1 \ln PA^* \quad \text{con } \mu_1 = 1. \quad [9]$$

⇒ Contrastar si  $\ln(re_t) = \ln(e_t \times pb_t / pa_t)$  es una serie I(0) (estacionaria).

## EJEMPLO - ST28



La estimación de modelos análogos a los mencionados en el ejemplo de la sección anterior puede permitir contrastar la posible existencia de relaciones de cointegración como [9] entre las dos series de cada uno de los cuatro pares de precios considerados.