

ANÁLISE ECONÓMICA • 22

Belén Fernández-Castro.

Universidad de Santiago de Compostela.
Departamento de Fundamentos del Análisis Económico.
e-mail: aepcastro@usc.es.

Juan Carlos Moreno-Brid.

Comisión Económica para América Latina y el Caribe,
Organización de las Naciones Unidas.,
e-mail: jcmoreno@un.org.mx

**UN MODELO INTERTEMPORAL DE LA BALANZA POR
CUENTA CORRIENTE DE LA ECONOMÍA ESPAÑOLA:
LA RELEVANCIA DEL PROCESO DE FORMACIÓN DE
EXPECTATIVAS CONSIDERADO**

CONSELLO EDITOR:

Xoaquín Álvarez Corbacho,
Economía Aplicada. UC;
Manuel Antelo Suárez,
Fundamentos da Análise Económica. USC;
Juan J. Ares Fernández,
Fundamentos da Análise Económica. USC;
Xesús Leopoldo Balboa López,
Historia Contemporánea. USC;
Xosé Manuel Beiras Torrado,
Economía Aplicada. USC;
Joam Carmona Badía,
Historia e Institucións Económicas. USC;
Luis Castañón Llamas
Economía Aplicada. USC;
Xoaquín Fernández Leiceaga,
Economía Aplicada. USC;
Lourenzo Fernández Prieto,
Historia Contemporánea. USC;
Ignacio García Jurado,
Estatística e Investigación Operativa. USC;
Mª do Carmo García Negro,
Economía Aplicada. USC;
Xesús Giraldez Rivero,
Historia e Institucións Económicas. USC;
Wenceslao González Manteiga,
Estatística e Investigación Operativa. USC;
Manuel Jordán Rodríguez,
Economía Aplicada. USC;
Rubén C. Lois González,
Xeografía. USC;
Edelmiro López Iglesias,
Economía Aplicada. USC;
José A. López Taboada,
Historia e Institucións Económicas. USC;
Alberto Meixide Vecino,
Fundamentos da Análise Económica. USC;
Emilio Pérez Touriño,
Economía Aplicada. USC;
Miguel Pousa Hernández
Economía Aplicada. USC;
Albino Prada Blanco,
Economía Aplicada. UV;

Carlos Ricoy Riego,
Fundamentos da Análise Económica. USC;
José Mª da Rocha Álvarez,
Fundamentos da Análise Económica. UV;
Xavier Rojo Sánchez,
Economía Aplicada. USC;
José Santos Solla,
Xeografía. USC;
Juan Surís Regueiro,
Economía Aplicada. UV;
Manuel Varela Lafuente,
Economía Aplicada. UV;

COORDINADORES DA EDICIÓN:

- **Área de Análise Económica**
Juan J. Ares Fernández

- **Área de Economía Aplicada**
Manuel Jordán Rodríguez

- **Área de Historia**
Lourenzo Fernández Prieto

- **Área de Xeografía**
Rubén C. Lois González,

ENTIDADES COLABORADORAS

Fundación Caixa Galicia
Consello Económico e Social de Galicia
Fundación Feiraco
Instituto de Estudos Económicos de
Galicia Pedro Barrié de la Maza

Edita: Servicio de Publicacións da Universidade de Santiago de Compostela

ISSN: 1138 - 0713

D.L.G.: C-1689-97

Se agradece la ayuda financiera del Instituto de Estudios Fiscales (ref. 2000/CI556) y de la Secretaría Xeral de Investigación y Desenvolvemento de la Xunta de Galicia (ref. PGIDT01PXI20101AF).

Se manifiesta que las opiniones de los autores no representan necesariamente las de las instituciones a las que pertenecen.

RESUMEN

En este artículo se examina, mediante métodos econométricos adecuados para el tratamiento de series temporales de largo plazo, la validez del enfoque intertemporal de la balanza por cuenta corriente para la economía española. Además de contemplar el proceso de generación de expectativas estandar en esta literatura, se considera la posibilidad de que los individuos anticipen cada trimestre los incrementos interanuales que experimentarán las variables. Este segundo proceso no se había considerado previamente en la literatura relevante y permite extraer conclusiones sustancialmente diferentes a las habituales en estudios econométricos previos, admitiendo la aceptación estricta del modelo para el caso analizado.

Palabras clave: endeudamiento óptimo, balanza de pagos, solvencia, consumo intertemporal.

Clasificación JEL: F32, C32.

ABSTRACT

This article puts forward an econometric test of the intertemporal approach of the current account for the Spanish economy using procedures suitable to deal with long run time series. The test considers two expectations' generation processes. The standard one and an alternative one where consumers anticipate, each quarter, the interannual increase of the relevant variables. This alternative process had not been considered in the literature and yields conclusions considerably different from that of the previous empirical work, in fact allowing the strict acceptance of the model for the Spanish case.

Key words: optimal debt, balance of payments, solvency, intertemporal consumption.

Introducción

Como muestran numerosas experiencias en los países en desarrollo, el déficit por cuenta corriente excesivo puede dar lugar, bien a un cambio drástico en el diseño de la política económica, o bien a una limitación de la disponibilidad de crédito externo que afectará radicalmente a la dinámica del funcionamiento económico. A partir de la crisis de la economía mexicana en 1995 hay consenso entre los especialistas sobre el hecho de que en una economía abierta la evolución de la cuenta corriente de la balanza de pagos es una de las variables macroeconómicas fundamentales (veáse Burki y Edwards 1995, CEPAL 2002). En el caso español la atención por el déficit externo, reflejada en la preocupación que las autoridades políticas y empresariales demuestran sobre su sostenibilidad, ha ido ganado terreno en la última mitad de los años ochenta y principios de los noventa.

En la economía española la balanza de pagos mostraba tradicionalmente déficit comerciales, que no se traducían en déficit por cuenta corriente elevados debido a los altos ingresos por turismo y a las remesas de los emigrantes. Hacia la mitad de los años ochenta (coincidiendo con la entrada de España en la Comunidad Económica Europea), el incremento de las importaciones provocó un aumento del déficit comercial hasta un punto que ya no podía compensarse con las otras partidas puesto que la emigración descendió (de hecho se inició un proceso de retorno de emigrantes), y la oferta turística española se enfrentó a nuevos competidores internacionales. Como consecuencia se produjeron importantes y sistemáticos déficit por cuenta corriente que reclamaron gran atención de los responsables del diseño de la política económica sobre la evolución de esta variable. Así se inició un fuerte debate para determinar el grado de sostenibilidad de la deuda y para decidir si el déficit externo era, o no, excesivo.

Para que los déficit puedan calificarse de excesivos, y su sostenibilidad y la solvencia de la economía sea cuestionada, es necesario compararlos con algún valor de referencia. El enfoque intertemporal de la balanza de pagos proporciona un marco de referencia analítico para la evaluación del déficit externo. Desde los trabajos de Sachs (1981,1982) hasta la actualidad, numerosos autores han propuesto modelos en los que se intenta explicar la balanza por cuenta corriente a partir de la consideración de que ésta es el resultado óptimo de las decisiones intertemporales de un agente representativo.

A pesar del gran desarrollo de esta corriente teórica, la contrastación empírica de estos modelos no ha obtenido resultados muy satisfactorios: el modelo intertemporal sencillo de la balanza por cuenta corriente solo se acepta si se considera la existencia de retardos particulares en la adquisición de información, por parte de los agentes, que origina un error transitorio en el consumo. Éste es el resultado obtenido, por ejemplo, en el artículo de Sheffrin y Woo (1990) y, para la economía española, en el de Beyaert, García-Solanes y Pérez Quirós (1994).

El objetivo de este artículo es realizar un test del enfoque intertemporal de la balanza de pagos para la economía española, durante el período 1973-96.¹ La elección de este período se ha hecho teniendo en cuenta que en 1997-98 se iniciaron en la economía española importantes alteraciones en la política económica con el objetivo de cumplir los requisitos establecidos para la inclusión en la Eurozona que tuvo lugar en el 2000. Para la validación empírica de este enfoque se utilizarán datos trimestrales expresados como porcentaje del *PIB* (a diferencia de lo habitual en esta literatura donde se utilizan generalmente variables en niveles o en términos per cápita). Una aportación fundamental del presente trabajo es la consideración de dos mecanismos alternativos de generación de expectativas. Por un lado, se analiza la especificación estandar, cuando se utilizan variables trimestrales, de que los individuos estiman los incrementos que sufrirán las variables de un trimestre a otro. Por otro lado, se examina una especificación diferente basada en el supuesto de que los individuos formarán expectativas sobre los incrementos interanuales de las variables relevantes.

El artículo se estructura de la siguiente forma: en el apartado 1 se resume el modelo teórico del enfoque intertemporal de la balanza por cuenta corriente. En el apartado 2 se especifica la metodología econométrica utilizada y se determinan las implicaciones débiles y fuertes que permiten contrastar el modelo. En el apartado 3 se resume la evidencia empírica del modelo para la economía española, a través de la verificación de sus implicaciones, utilizando variables trimestrales medidas como porcentaje del *PIB*. Finalmente, en el apartado 4 se resumen las principales conclusiones.

1. La hipótesis de la renta permanente y sus implicaciones estocásticas

a) Antecedentes: el caso de la economía cerrada

La Hipótesis de la Renta Permanente (HRP) fue desarrollada por Friedman (1957), sus implicaciones estocásticas derivadas para el ahorro y el consumo fueron estudiadas por Hall (1978). Quien señaló que, bajo la HRP, si los consumidores maximizan la corriente esperada de utilidad, las expectativas de la utilidad marginal futura son función, exclusivamente, del nivel de consumo actual. Aparte de un componente de tendencia, la utilidad marginal obedece entonces un proceso aleatorio. Bajo el supuesto de expectativas racionales, el valor anterior del consumo incorpora toda la información disponible sobre el bienestar de los consumidores en ese momento. En particular se concluye que el consumo no debería estar correlacionado con variable económica alguna que se observase en períodos anteriores.

Esta idea fue ampliada por Campbell (1987) y Campbell y Mankiw (1990), quienes argumentaron que, bajo la HRP, el consumo es proporcional a la renta permanente. Así, el consumo tiende a ser mayor que la renta actual si ésta es relativamente baja y con una tendencia esperada al alza, y menor que la renta actual en el caso contrario en que se espera que la renta descienda. Una implicación inmediata es que el endeudamiento anticipa una renta ascendente. En consecuencia, bajo la HRP, la variable ahorro es predictor óptimo, condicionado a la información que poseen los agentes, del valor actualizado presente de los futuros descensos de los ingresos laborales. No obstante la consistencia teórica de su argumento, en ninguno de sus artículos teóricos la evidencia empírica ratificó la HRP.

b) El caso de la economía abierta

El planteamiento derivado de la HRP para el análisis del ahorro fue trasladado directamente a los modelos de la balanza por cuenta corriente (*BCC*). El primero que desarrolló teóricamente el enfoque intertemporal de la *BCC* fue Jeffrey Sachs en sus trabajos publicados en 1981 y 1982. En dichos trabajos se consideró que los superávits de la *BCC* indicaban los "ahorros globales" de un país, suponiendo a la vez que es posible conseguir préstamos del exterior, sin límite alguno más allá de que no se puede

ser deudor hasta la eternidad (la llamada condición No Ponzi). Su análisis introduce la variable *producto neto*, QN , definida como el producto interior bruto, o PIB , que se denotará por Y , menos el gasto público, G , y menos la inversión, I , ($QN=Y-G-I$), se identificó con la renta conjunta disponible para el consumo.² Partiendo de este esquema se considera que un superávit en la BCC tendría lugar cuando el producto neto actual es mayor que su valor permanente, lo que, bajo esta perspectiva, se interpreta como un indicador de que el país en su totalidad "ahorra para los malos tiempos".

Sheffrin y Woo (1990) y Chao-Hsi Huang (1993) desarrollaron modelos que relacionan la BCC y el QN de una forma prácticamente idéntica a la usada por Campbell y Mankiw cuando se refieren al ahorro y la renta disponible. Su análisis empírico se apoya en la estimación de un Vector Autorregresivo (VAR). Los modelos se comportaban bien en términos predictivos, aproximando con bastante precisión los movimientos reales de la BCC , pero sus conclusiones tienden a rechazar estadísticamente las hipótesis. Los autores atribuyeron la incompleta adecuación del modelo a su excesiva simplicidad.

Una versión sencilla del modelo teórico intertemporal de la BCC

El punto de partida es una pequeña economía abierta que se enfrenta a un tipo de interés fijado exógenamente (r). En esta economía las decisiones de consumo pueden tomarse independientemente de las decisiones de producción. El modelo permite una gran variedad de estructuras, pero conserva la importante característica de que el consumo depende exclusivamente de la riqueza del país.

Al igual que en el modelo original de Sachs (1981,1982), se supone que la economía está sujeta a la restricción que le impide seguir un esquema Ponzi; es decir, se asume que el prestamista exige que el valor presente de la posición neta de activos extranjeros del prestatario en el momento final sea cero. Dado un tipo de interés constante (r), esta condición podría expresarse de la forma:

$$\lim_{i \rightarrow \infty} \beta^i E_t(B_{t+i}) = 0, \quad [1]$$

donde $\beta=1/(1+r)$ es el factor de descuento del mercado, E_t son las expectativas formadas en el momento t , dada la información disponible y B_{t+i} es el stock de activos extranjeros al principio del período $t+i$.

Las identidades de la balanza de pagos indican que B_t evoluciona de acuerdo con:

$$B_{t+1} = (1+r)B_t + [Y_t - I_t - C_t - G_t] = (1+r)B_t + NX_t, \quad [2]$$

siendo: $NX = Y - I - C - G$ = el exceso de producto sobre el gasto, la balanza comercial o las exportaciones netas; y considerando el valor que toman estas variables al final del período t .

Resolviendo [2] hacia delante, llevando i hasta infinito y usando [1] se obtiene:

$$B_t = -\sum_{i=1}^{\infty} \beta^i E_t NX_{t+i-1}. \quad [3]$$

La expresión [3] establece que el stock actual de activos extranjeros debe ser igual al valor presente, con signo contrario, de la corriente esperada de los déficit o superávit comerciales. Por la definición de NX_t descontando cada término por β^i , sumando desde $i=1$ hasta infinito, sustituyendo el QN_t y utilizando [3] se obtiene la ecuación [4], que representa la Restricción Presupuestaria Intertemporal (RPI) a la que se enfrenta el país:

$$\sum_{i=1}^{\infty} \beta^i E_t C_{t+i-1} = \sum_{i=1}^{\infty} \beta^i E_t QN_{t+i-1} + B_t. \quad [4]$$

El valor presente de la corriente esperada de producto neto, más el stock de activos extranjeros de un país en cualquier momento del tiempo, constituye su riqueza. La restricción intertemporal indica que la pauta temporal descontada del consumo debe financiarse por medio de la pauta temporal descontada del producto neto más el stock de activos extranjeros.

El modelo se completa, de la manera convencional, al añadir la condición de que el consumidor representativo maximizará una función de utilidad intertemporal. Bajo el supuesto de que las acciones de consumo tienen lugar al final del período, la función de utilidad que se maximiza toma la forma:

$$E_t \sum_{i=1}^{\infty} \beta^i U(C_{t+i-1}), \quad [5]$$

donde $U' > 0$ y $U'' < 0$, reflejando la hipótesis fundamental de la teoría de la renta permanente que la utilidad marginal derivada del consumo es positiva y decreciente.

Típicamente, para facilitar el análisis, se considera que la tasa subjetiva de descuento es igual al tipo de interés. Cabe señalar que trabajos empíricos que consideraron la posibilidad de divergencia entre ambas tienden a obtener mejores resultados cuando suponen que dicha igualdad se cumple (ver, por ejemplo, Beyaert, García-Solanes y Pérez Quirós (1994)).

Bajo el supuesto de que las funciones de utilidad son aditivamente separables, se considera que todos los agentes de la economía en conjunto tratan de maximizar la utilidad esperada y derivada del consumo, sujetos a la RPI. Al maximizar [5] sujeto a [4] se obtiene la función de consumo agregado estandar:

$$C_t = r[B_t + \beta \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i E_t Q N_{t+i}]. \quad [6]$$

Así, bajo el supuesto de que la tasa subjetiva de descuento es igual al tipo de interés, los individuos planean un nivel de consumo constante. El consumo real cambiará, sin embargo, con la evolución del proceso aleatorio de la economía.

Introduciendo esta especificación de la función de consumo (la ecuación [6]), en la definición convencional de la balanza por cuenta corriente ($BCC_t = B_{t+1} - B_t$) y teniendo en cuenta la ecuación [2] se obtiene:

$$BCC_t = QN_t - r\beta \left[\sum_{i=0}^{\infty} \beta^i E_t Q N_{t+i} \right]. \quad [7]$$

Especificando los elementos del sumatorio y teniendo en cuenta que $r\beta^i = \beta^i - \beta^{i-1}$ se llega a la expresión:

$$BCC_t = - \sum_{i=1}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^i E_t (\Delta Q N_{t+i}), \quad [8]$$

donde Δ indica los incrementos, las diferencias de primer orden, de la variable que precede. La expresión [8] tiene una interpretación muy simple: un país acumulará un superávit en la balanza por cuenta corriente solo si espera un producto neto descendente.

Se puede utilizar la expresión [7] para relacionar la BCC con las desviaciones del producto neto respecto a su valor permanente. Siguiendo a Sachs (1982), se define el valor permanente de la variable X según la siguiente expresión:

$$X^p = r \sum_{i=1}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^i E_t(X_{t+i-1}) = r \left(\frac{1}{1+r} \right) \sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^i E_t(X_{t+i}),$$

utilizando esta expresión en la ecuación [7] se obtiene:

$$BCC_t = QN_t - QN^p = (Y_t - Y^p) - (I_t - I^p) - (G_t - G^p). \quad [9]$$

Tomando la definición: $BCC_t = QN_t + rB_t - C_t$, se comprueba que si $QN_t = QN^p$ entonces $BCC_t = 0$. El saldo de la BCC puede entenderse por lo tanto como sus desviaciones respecto a su valor permanente (dado que $BCC^p = 0$).

Las ecuaciones [8] y [9] indicarían que la balanza por cuenta corriente depende del valor presente de la corriente esperada de los incrementos en el producto neto. Desde esta perspectiva cabe afirmar que el superávit de la balanza por cuenta corriente aumentará, *ceteris paribus*, cuando se esperen descensos en la producción interior (Y) o bien aumentos en la inversión (I) y/o el gasto público (G). En otras palabras, se sugiere sencillamente que el país en conjunto "ahorra" por medio de un superávit cuando el futuro se prevé menos próspero. Entonces el superávit de la balanza por cuenta corriente tiende a reaccionar positivamente ante un aumento temporal del output actual y/o ante un descenso temporal del gasto público y/o la inversión. Cuando Y_t es temporalmente alto, los subsecuentes ΔY_{t+i} serán menores que la media o incluso negativos, y estas variaciones tendrán, de acuerdo con la ecuación [8], un efecto positivo en la balanza por cuenta corriente.

De forma similar, puede verse, en la ecuación [9] que incrementos temporales en la inversión y el gasto público producirán un aumento del déficit comercial y, como consecuencia, un aumento de la demanda de préstamos internacionales.

Al analizar el efecto que el gasto público produce en la BCC , estos modelos consideran que la Hipótesis de la Equivalencia Ricardiana (HER) se satisface.³ Los partidarios de la HER mantienen que la emisión de bonos constituye una obligación impositiva futura. Si los individuos pueden tomar prestado o prestar libremente a un tipo de interés dado, tienen expectativas racionales, vida infinita y los impuestos son no distorsionantes, su comportamiento sería indiferente ante un aumento determinado de impuestos pagado ahora y de una vez, o ante una emisión de deuda de la misma cantidad que pagase el tipo de interés de mercado. Si los consumidores se comportan de este modo el déficit público no puede causar un problema de desequilibrio externo.

Las ecuaciones indicadas resumen el modelo que se quiere contrastar

2. Metodología econométrica

Para la contrastación empírica del modelo teórico especificado en el apartado anterior (resumido en el sistema de ecuaciones que comprende de la [1] a la [9] conviene hacer una transformación de sus ecuaciones fundamentales.⁴ Así, a partir de la expresión [7] se puede especificar el valor que corresponde a $BCC_t - BCC_{t-1}$, sumándole y restándole el valor $r\beta \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i E_{t-1} QN_{t+i}$, denominando:

$$\varepsilon_t = \beta \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i (E_t QN_{t+i} - E_{t-1} QN_{t+i}),$$

$$RES = -r\varepsilon_t,$$

y teniendo en cuenta la ecuación [8] se obtiene:

$$BCC_t - (1+r)BCC_{t-1} - \Delta QN_t = RES. \quad [10]$$

La ecuación [10] será la ecuación fundamental para proceder a la validación empírica del modelo. Nótese que ε_t es un error aleatorio que, al surgir del cambio en las expectativas originado por la nueva información, no puede ser predecido por el modelo. De ello se deriva que RES también debe ser un error aleatorio, y, puesto que en el modelo no se permite la existencia de un error transitorio en el consumo, el valor medio de RES , dada la información disponible en $t-1$, debe ser igual a 0.

Dado que el Enfoque Intertemporal de la Balanza de Pagos es un planteamiento de largo plazo, en su contrastación empírica deben utilizarse métodos econométricos que consideren la posibilidad de que las variables macroeconómicas relevantes sean no estacionarias. De lo contrario las conclusiones pueden basarse en relaciones espúreas e inferencias estadísticas erróneas (Veáse Engel y Granger 1991, Enders 1995). Al respecto resulta conveniente recordar los siguientes conceptos:

Estacionariedad: Una serie temporal se considera *estacionaria*, $I(0)$, si su media, su varianza y sus autocovarianzas son independientes del tiempo. Más formalmente la estacionariedad débil requiere una media constante, una varianza acotada y unas covarianzas que dependan únicamente de la diferencia absoluta entre los períodos. Una serie no estacionaria se dice *integrada* de orden "d", $I(d)$, cuando puede ser transformada en una serie estacionaria mediante la utilización de primeras diferencias un número de veces "d".

Cointegración: Se dice que un grupo de series temporales está *cointegrada* si al menos una combinación lineal de las mismas es estacionaria, la combinación lineal estacionaria se denomina *ecuación de cointegración*.

El Vector Autorregresivo (VAR) es frecuentemente utilizado para predecir sistemas de series temporales interrelacionadas y para analizar el impacto dinámico que una perturbación aleatoria de las variables exógenas tiene en el sistema. El VAR es expresado como una función lineal de sus propios valores retardados un número finito de veces más un vector de errores.

El VAR puede escribirse, en notación compacta, de la siguiente forma:

$$Z_t = A_1 Z_{t-1} + \dots + A_p Z_{t-p} + B X_t + E_t \quad [11]$$

donde Z_t es un vector con k variables endógenas, X_t es un vector de d variables exógenas, A_1, \dots, A_p y B son matrices con los coeficientes a estimar y E_t es un vector de innovaciones que pueden estar contemporáneamente correlacionadas entre ellas pero que no están correlacionadas con sus propios valores retardados ni con ninguna de las variables del lado derecho. Como en el lado derecho de la ecuación aparecen solo variables retardadas, no hay problemas de simultaneidad y la estimación por Mínimos Cuadrados Ordinarios es adecuada.

Un Modelo de Corrección de Error (MCE) es un VAR con restricciones de cointegración en su especificación, por lo que puede ser utilizado para tratar series no

estacionarias que estén cointegradas. El MCE restringe el comportamiento a largo plazo de las variables endógenas para que converjan a su relación de cointegración, mientras que permite una gran variedad de comportamientos dinámicos a corto plazo. El término de cointegración se conoce como el término de corrección de error, ya que las desviaciones del equilibrio de largo plazo son corregidas gradualmente a través de una serie de ajustes parciales.

Hechas estas aclaraciones cabe señalar que la ecuación [10] no implica en general el cumplimiento de [7], pero si BCC es estacionaria [7] es la única solución de [10].

Si denominamos *ingreso total* a la suma del producto neto y el pago de intereses de los activos extranjeros ($W_t = QN_t + rB_t$), la BCC podría definirse como el ingreso total menos el consumo ($BCC_t = W_t - C_t$). Por lo tanto, en el caso de que W y C fuesen variables integradas de orden 1, $I(1)$, y BCC fuese una variable estacionaria, $I(0)$, esto implicaría la existencia de cointegración entre la riqueza y el consumo (asumiendo racionalidad perfecta, el vector de cointegración sería $(1,-1)$). Podría entonces expresarse BCC por medio de un Modelo de Corrección de Error en el que a largo plazo BCC es cero y la serie BCC refleja el error de equilibrio. Campbell (1987) y Campbell y Shiller (1987) explican cómo un modelo de corrección de error de este tipo se puede transformar en un VAR cuyas componentes son estacionarias. En este caso el VAR tendrá como componentes BCC y ΔQN .

Así, puede estimarse un VAR con la balanza por cuenta corriente y el producto neto como componentes. Si se considera un VAR de orden 2, y sin variables exógenas, la representación en forma matricial de la ecuación [11] sería:

$$\begin{pmatrix} \Delta QN_t \\ \Delta QN_{t-1} \\ BCC_t \\ BCC_{t-1} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_1 & a_2 & b_1 & b_2 \\ 1 & 0 & 0 & 0 \\ c_1 & c_2 & d_1 & d_2 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta QN_{t-1} \\ \Delta QN_{t-2} \\ BCC_{t-1} \\ BCC_{t-2} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_{1t} \\ 0 \\ u_{2t} \\ 0 \end{pmatrix}. \quad [12]$$

Como fue explicado antes, la validez del modelo implicaría el cumplimiento de la ecuación [10] que, a su vez, es equivalente a imponer la siguiente restricción sobre el VAR:

$$g'(I-BA)=h'\beta A,$$

siendo:

$$g' = (0 \ 0 \ 1 \ 0), \quad h' = (1 \ 0 \ 0 \ 0), \quad A \text{ la matriz de coeficientes y } \beta \text{ el factor de descuento,}$$

ya que:

$$I - \beta A = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix} - \beta \begin{pmatrix} a_1 & a_2 & b_1 & b_2 \\ 1 & 0 & 0 & 0 \\ c_1 & c_2 & d_1 & d_2 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 - \beta a_1 & -\beta a_2 & -\beta b_1 & -\beta b_2 \\ -\beta & 1 & 0 & 0 \\ -\beta c_1 & -\beta c_2 & 1 - \beta d_1 & -\beta d_2 \\ 0 & 0 & -\beta & 1 \end{pmatrix}$$

$$g'(I - \beta A) = h' \beta A,$$

$$(0 \ 0 \ 1 \ 0) \begin{pmatrix} 1 - \beta a_1 & -\beta a_2 & -\beta b_1 & -\beta b_2 \\ -\beta & 1 & 0 & 0 \\ -\beta c_1 & -\beta c_2 & 1 - \beta d_1 & -\beta d_2 \\ 0 & 0 & -\beta & 1 \end{pmatrix} = -(1 \ 0 \ 0 \ 0) \beta \begin{pmatrix} a_1 & a_2 & b_1 & b_2 \\ 1 & 0 & 0 & 0 \\ c_1 & c_2 & d_1 & d_2 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \end{pmatrix},$$

$$(-\beta c_1 \quad -\beta c_2 \quad 1 - \beta d_1 \quad -\beta d_2) = (-\beta a_1 \quad -\beta a_2 \quad -\beta b_1 \quad -\beta b_2)$$

$$a_1 = c_1, \quad a_2 = c_2, \quad d_1 = b_1 + (1 + r), \quad d_2 = b_2,$$

$$\begin{pmatrix} \Delta QN_t \\ \Delta QN_{t-1} \\ BCC_t \\ BCC_{t-1} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_1 & a_2 & b_1 & b_2 \\ 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_1 & a_2 & b_1 + (1 + r) & b_2 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta QN_{t-1} \\ \Delta QN_{t-2} \\ BCC_{t-1} \\ BCC_{t-2} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_{1t} \\ 0 \\ u_{2t} \\ 0 \end{pmatrix},$$

lo que implica:

$$\Delta QN_t = a_1 \Delta QN_{t-1} + a_2 \Delta QN_{t-2} + b_1 BCC_{t-1} + b_2 BCC_{t-2} + u_{1t},$$

$$\Delta QN_{t-1} = \Delta QN_{t-1},$$

$$BCC_t = a_1 \Delta QN_{t-1} + a_2 \Delta QN_{t-2} + [b_1 + (1 + r)] BCC_{t-1} + b_2 BCC_{t-2} + u_{2t},$$

$$BCC_{t-1} = BCC_{t-1},$$

$$BCC_t - \Delta QN_t = (1 + r) BCC_{t-1} + u_{2t} - u_{1t},$$

y esta última expresión es, como se puede observar, equivalente a la ecuación [10].

Implicaciones débiles

- a) Si el modelo es correcto, las dos variables que intervienen en el VAR deben tener el mismo orden de integración.
- b) BCC , a menos que sea una función lineal exacta de variaciones presentes y pasadas del ΔQN , debe causar en el sentido de Granger ΔQN . La intuición descansa en el hecho de que BCC es el predictor óptimo de ΔQN dada la información que poseen los agentes económicos, por lo que BCC debe tener poder explicativo para futuros valores de ΔQN si los agentes disponen de información útil para predecir esta variable más allá de su trayectoria pasada. Si no dispusiesen de tal información, formarían BCC como una función lineal exacta de las variaciones presentes y pasadas de ΔQN . Granger (1969) responde a la cuestión de si X causa Y determinando en qué medida el valor actual de Y puede expresarse a través de sus valores retardados y analizando posteriormente si añadir valores retardados de X puede mejorar la predicción de Y . Se dice que X causa, en el sentido de Granger, Y si los coeficientes retardados de X son significativos en la regresión de Y sobre éstos y sobre sus propios valores retardados. La hipótesis nula será que tales coeficientes no son significativos, es decir que X no causa Y en el sentido de Granger.⁵

Implicaciones fuertes

La ecuación [10] establece que RES debe ser impredecible dada la información que tienen los agentes en el momento $t-1$. Es decir, regresando RES sobre las variables explicativas del VAR todos los coeficientes deben ser nulos.

3. Evidencia empírica para el caso de España: 1973-96

3.1. Descripción de los datos

Para la construcción de las series QN y BCC se han tomado datos trimestrales del período 1973-1996. Las fuentes utilizadas fueron: los datos de la balanza por cuenta corriente de las publicaciones del Banco de España, y los datos disponibles en la base TEMPUS del Instituto Nacional de Estadística para la construcción de la serie que corresponde al producto neto. Todas las variables fueron tomadas a precios corrientes y posteriormente se les aplicó el ajuste estacional conocido como “Census X11 aditivo”.⁶

Para la serie temporal que recoge la evolución de la balanza por cuenta corriente, se han tomado los datos de la información que ofrece el Banco de España en su publicación *Balanza de Pagos*, aun sabiendo que esta definición requiere una ubicación arbitraria de algunos de los errores y omisiones existentes en la balanza por cuenta corriente. Se elige esta definición porque la alternativa, construir una posición neta de activos extranjeros y asignar la renta que de ella se deriva, presenta el problema de la ausencia de disponibilidad de tipos de interés, además de contar con la dificultad intrínseca de construir posiciones netas de activos.

Por las razones explicadas en la introducción, la balanza por cuenta corriente y el producto neto se expresan como porcentaje del *PIB*. Esta transformación efectuar el contraste de la ecuación [8] puede ayudar a eliminar la tendencia de ambas series, si son consideradas en niveles, y a suavizar la interpretación de una de las consecuencias del modelo que especifica que un producto neto creciente llevaría a déficit sostenidos en la balanza por cuenta corriente.

3.2. El modelo con un horizonte temporal trimestral: Implicaciones

a) Implicaciones débiles

El orden de integración de las series

De acuerdo con la ecuación [8], si es correcta la HRP y es adecuada su aplicación a una pequeña economía abierta, la *BCC* será una función de ΔQN , lo que implica que ambas series deberían tener el mismo orden de integración.

Los test Dickey-Fuller y Dickey-Fuller Aumentados (DF y ADF)

El test **DF** es un test de la hipótesis de que en la regresión:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \xi_t, \text{ donde } \xi_t \text{ es un Ruido Blanco,}$$

$\rho=1$ (Y_t contiene una raíz unitaria). En tal caso, la ecuación representa un paseo aleatorio (Random Walk) y este proceso genera una Y_t no estacionaria. Sin embargo, si $\rho < 1$ el proceso que genera Y_t es un proceso integrado de orden cero y como resultado Y_t es estacionaria.

Una limitación del test **DF** original es que no tiene en cuenta la posibilidad de autocorrelación en los errores. Si el término de error está autocorrelacionado no es un ruido blanco y los estimadores Mínimo Cuadrados Ordinarios de la ecuación **DF** y sus variantes no son eficientes. Una solución sencilla consiste en tomar las variables del lado izquierdo de la ecuación, aplicar retardos y utilizarlas como variables explicativas adicionales con el objeto de aproximar la autocorrelación. A este test se le conoce como el test de Dickey y Fuller Aumentado (**ADF**), se considera como el más eficiente entre los test sencillos de integración y es, actualmente, el de utilización más extendida en la práctica. Este test se basa en la estimación de una ecuación equivalente a la anterior donde se incorpora la posibilidad de incluir retardos, conocida como Ecuación **ADF**.

Las tres especificaciones posibles de esta ecuación son:

Ecuación ADF_A:

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta Y_{t-i} + \xi_t,$$

Ecuación ADF_B:

$$\Delta Y_t = a_0 + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta Y_{t-i} + \xi_t$$

Ecuación ADF_C:

$$\Delta Y_t = a_0 + a_2 t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta Y_{t-i} + \xi_t$$

siendo: $\gamma = \rho - 1$, p = el retardo máximo. La ecuación **ADF_B** se utiliza para estudiar el orden de integración de una variable generada como un proceso estocástico con deriva y la **ADF_C** con deriva y tendencia.

El test **DF** será el test **ADF** sin retardos (con $p=0$). El procedimiento de contraste y los valores críticos que deben ser utilizados (que fueron tabulados por Dickey y Fuller) son los mismos para ambos test.

Para la elección de los retardos que deben incluirse en el test **ADF** en los test que se efectúan a continuación se utiliza el siguiente procedimiento: se comprobará si la ecuación del test **DF** presenta problemas de autocorrelación, en tal caso, los retardos se incluirán de acuerdo con el criterio de selección de Akaike y el de Schwarz, y se comprobará que la ecuación elegida no se detectan problemas de autocorrelación.⁷

El contraste se efectúa del siguiente modo:

1- Si el estadístico t calculado es menor, en términos algebraicos, que el valor crítico para el número de observaciones correspondiente, la hipótesis nula (la hipótesis de la raíz unitaria) debe ser rechazada en favor de la hipótesis alternativa de estacionariedad de Y_t (Y_t es $I(0)$).

2- Si el estadístico t calculado es mayor que el valor crítico, la hipótesis nula no puede ser rechazada y la variable puede ser integrada de un orden superior a uno o no estar integrada. El paso siguiente será contrastar si el orden de integración es 1. Si Y_t es $I(1)$, entonces ΔY_t es $I(0)$, por lo que se debe repetir el test utilizando ΔY_t en lugar de Y_t en la ecuación **ADF** correspondiente. Si la hipótesis nula es rechazada se acepta que Y_t es $I(1)$. Si, por el contrario, la hipótesis nula no puede rechazarse habrá que contrastar si Y_t es $I(2)$. Es decir, debe efectuarse a continuación la regresión **ADF** utilizando $\Delta \Delta Y_t$ en lugar de ΔY_t .

Para llevar a cabo los test de Dickey y Fuller es necesario elegir adecuadamente la especificación del modelo, es decir, la elección de las ecuaciones **ADF_A**, **ADF_B** o **ADF_C**, ya que los resultados del contraste pueden variar según la especificación elegida. Si la observación gráfica de la evolución de la variable no arroja información suficiente, se recomienda seguir el procedimiento ordenado de contraste señalado por Dolado et al (1990) resumido en el siguiente cuadro 0. Los resultados de la aplicación del test **ADF** para las series correspondientes se resumen en el cuadro 1.

Los test de Philips y Perron (PP)

Los test **PP** estiman una ecuación similar a la ecuación **DF**. Pero, en lugar de corregir la autocorrelación mediante la inclusión de variables retardadas (como se hace en la ecuación **ADF**), se hace una corrección no paramétrica y se utiliza un estimador robusto a la existencia de autocorrelación y heterocedasticidad de forma desconocida. En este caso, además de especificar si la regresión incluye o no un término constante y una tendencia, es necesario especificar el retardo de truncamiento. Los resultados de los test **PP** se indican en el cuadro 2.

Los resultados de los cuadros 1 y 2 indican, en primer lugar, que la presencia de dos raíces unitarias se descarta claramente para ambas variables. En segundo lugar, que la presencia de una raíz unitaria se descarta en el caso de la variable *BCC*, y no se descarta en el caso de la variable *QN* (de acuerdo con el test **PP** y con el procedimiento ordenado de contraste del test **ADF** explicado).

Por lo tanto, BCC y ΔQN tienen el mismo orden de integración, concretamente, ambas son estacionarias. Puede afirmarse entonces que se verifica una de las predicciones débiles del modelo.

b) Causalidad de Granger

El test de causalidad (resumido en el cuadro 3) permite rechazar claramente la hipótesis de que BCC no causa en el sentido de Granger ΔQN . Por lo tanto, se acepta que BCC causa ΔQN , en el sentido de Granger, confirmándose así la otra predicción débil del modelo.

En resumen, se puede decir que la contrastación empírica de las implicaciones débiles del modelo establecido ha sido satisfactoria.

Implicaciones fuertes

Al estimar el VAR correspondiente, aplicando el criterio de Akaike y el criterio de Schwarz se sugiere un VAR de orden 2. Mediante la aplicación del test LM, se comprueba que en este VAR no se puede rechazar la hipótesis de ausencia de correlación en los residuos. La especificación estadística de este VAR se ofrece en el cuadro 4.

Como se ha visto anteriormente, según el modelo intertemporal estimado, la variable RES construida a partir de la ecuación [10] deberá ser un error aleatorio. En consecuencia los coeficientes de la ecuación resultante de regresar RES sobre las variables explicativas del VAR deberían ser todos nulos.

Para el presente artículo se ha construido RES utilizando un tipo de interés anual del 7% ($RES7$ se obtiene fijando $r = 0.017$, ya que r indica en este caso el tipo de interés trimestral).⁸ Al haber comprobado que BCC y ΔQN son variables estacionarias RES será, por construcción, estacionaria y la aplicación de mínimos cuadrados ordinarios es adecuada para calcular esta regresión. Como se puede observar en el cuadro 5 los resultados de la regresión mencionada obligan a rechazar claramente la hipótesis de nulidad de todos los coeficientes, lo que implicará el rechazo estadístico del modelo.

Si se considera la posibilidad de que exista un retraso de un período en la adquisición de información, el test estadístico del modelo se efectuaría regresando $RES7$ sobre los coeficientes del VAR retardados un período. El cuadro 6 resume sus resultados e indica la imposibilidad de rechazar la hipótesis nula. En consecuencia, con

esta consideración, la evidencia empírica sería claramente favorable al enfoque intertemporal.

Los resultados son cualitativamente iguales a los obtenidos en el artículo de Beyaert et. al (1994) en el que se utilizan variables en términos per cápita. Sin embargo, con la utilización de variables en términos de su porcentaje sobre el *PIB*, el modelo se revela más preciso y los resultados son más robustos, ya que el nivel de confianza con el que se acepta el modelo es mayor.⁹

El gráfico 1, donde se muestra la evolución de la balanza por cuenta corriente real y la predecida sirve para evaluar informalmente el modelo. Su observación indica que el modelo predice de forma muy satisfactoria la evolución de la serie, aunque también se observa el retraso de un período y el comportamiento ligeramente más suave de la serie predecida.

3.3. El modelo con un horizonte temporal interanual: La consideración de diferencias de cuarto orden

En las páginas anteriores, y al igual que en los trabajos realizados en este campo, se consideró una pauta trimestral en el mecanismo de generación de expectativas. Esto implica que los agentes económicos estiman cada período los incrementos trimestrales de las variables. En esta sección se consideramos la posibilidad de que, en la generación de expectativas, los individuos tomen decisiones cada trimestre teniendo en cuenta los incrementos interanuales del producto neto. Esta posibilidad permite utilizar más datos que si se consideran variables anuales, mientras supone un comportamiento de los agentes económicos más acorde con el largo plazo.

En consecuencia es necesario reconsiderar las ecuaciones anteriores, y realizar la siguiente transformación: cuando una variable, X , se acompaña del subíndice T , indica la magnitud que resulta de realizar la operación:

$$X_T = (1+r)^3 X_t + (1+r)^2 X_{t+1} + (1+r)X_{t+2} + X_{t+3}.$$

Las diferencias serán ahora de cuarto orden, las principales ecuaciones del modelo transformado se indican en el apéndice y se señalan con el número que corresponde a la

ecuación original acompañado de la letra “s”. Indicaremos aquí solo las dos últimas por ser las fundamentales:

$$BCC_T = - \sum_{i=1}^{\infty} \beta^i \Delta_4 QN_{T+4i}, \quad [8s]$$

$$RES = BCC_T - (1+r)BCC_{T-4} - \Delta_4 QN_T, \quad [10s]$$

siendo ahora r el tipo de interés anual.

Implicaciones débiles

a) El orden de integración de las series

Por la reespecificación del modelo las dos series económicas a tener en cuenta serán BCC y las diferencias de cuarto orden del producto neto, $\Delta_4 QN$. Será necesario entonces comprobar si ambas series tienen el mismo orden de integración para lo que pueden llevarse a cabo los test de Dickey y Fuller de Integración Estacional, **DFSI** y **ADFSI**.¹⁰

Una serie se considera estacionalmente integrada de orden "d,D" ($SI_s(d,D)$) cuando puede ser transformada en una serie estacionaria mediante la utilización de diferencias de orden "s" un número de veces "D" y aplicando diferencias de primer orden al resultado "d" veces.

Los test **ADFSI** son una generalización evidente de los test **ADF**. Calculando el ratio t que le corresponde a γ en las siguientes ecuaciones se obtiene el valor que debe compararse con el valor crítico tabulado. Los test de Dickey y Fuller de integración estacional son idénticos a los de Dickey y Fuller, excepto por el hecho de que deben sustituirse en cada ecuación las diferencias de primer orden (Δ) por las diferencias de orden s correspondientes (Δ_s). Así, por ejemplo, el test **ADFSI** con deriva y tendencia se basaría en la ecuación:

Ecuación **ADFSI_C**:

$$\Delta_s Y_t = a_0 + a_2 t + \gamma Y_{t-s} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta_s Y_{t-i} + \xi_t,$$

siendo $s = 4$ cuando se utilizan datos trimestrales y utilizándose los mismos valores críticos que para los test **ADF** efectuados con anterioridad.

Si la hipótesis nula de que Y_t es $SI_4(0,1)$ no puede ser rechazada, es habitual considerar el orden de diferenciación no estacional requerido para alcanzar la estacionariedad, en lugar de considerar órdenes de diferenciación estacional más elevados. Por lo tanto, el siguiente paso será contrastar si la serie Y_t es $SI_4(1,1)$, en lugar de $SI_4(0,1)$, siendo ahora el primer caso la hipótesis nula. Para ello se efectúa la regresión: $\Delta(\Delta_4 Y_t) = a_0 + a_2 t + \gamma \Delta_4 Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta(\Delta_4 Y_{t-i}) + \xi_t$.

El cuadro 7 ofrece los resultados obtenidos al aplicar este test, y debe interpretarse de la misma forma que la que recoge los resultados del test **ADF**. Siguiendo el procedimiento ordenado de contraste del cuadro 0, los resultados obtenidos indican que no se puede rechazar la hipótesis de que BCC sea $SI_4(0,0)$, ni de que QN sea $SI_4(0,1)$. Esto implica que $\Delta_4 QN$ es $SI_4(0,0)$, y tendría el mismo orden de integración que BCC .

El test de Dickey, Hasza y Fuller (DHF)

El test más sencillo válido para contrastar integración estacional es el **DHF**, que recuerda una generalización del test **ADF** y se basa en la regresión:

Ecuación DHF

$\Delta_s Y_t = \gamma Z_{t-s} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta_s Y_{t-i} + \xi_t$, donde Z se construye de la siguiente manera:

-En primer lugar se efectúa la regresión:

$\Delta_s Y_t = \sum_{i=1}^p \lambda_i \Delta_s Y_{t-i} + \zeta_t$, donde p es el último retardo significativo.

-A partir de esta regresión se obtienen los estimadores mínimos cuadrados ordinarios λ_i^* , y se calcula Z como:

$Z_t = Y_t - \sum_{i=1}^p \lambda_i^* Y_{t-i}$.

-Sustituyendo el retardo $t-s$ de Z_t en la ecuación **DHF** y calculando el ratio t para γ se obtiene el valor que debemos comparar con los tabulados por Dickey, Hasza y Fuller.

Siguiendo el procedimiento explicado, se construye Z eligiendo el número de retardos según el último que resulte significativo en la regresión indicada y se utiliza Z en la regresión **DHF**. Los resultados se resumen en el cuadro 8 donde se observa que la aplicación del test **DHF** permite afirmar que tanto $\Delta_4 QN$ como BCC pueden ser consideradas $SI_4(0,0)$.

Como resultado general, podemos concluir que el método de mínimos cuadrados ordinarios puede ser utilizado para analizar la relación existente entre estas dos variables.

b) Causalidad de Granger

El test de causalidad realizado (resumido en el cuadro 9) indica que la hipótesis de que BCC no causa en el sentido de Granger $\Delta_4 QN$ puede rechazarse.

Implicaciones fuertes: test de restricciones formales

Con el mismo argumento que en el apartado anterior la variable BCC_T podría representarse a partir del siguiente sistema:

$$\begin{pmatrix} \Delta_4 QN_T \\ \Delta_4 QN_{T-1} \\ BCC_T \\ BCC_{T-4} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_1 & a_2 & b_1 & b_2 \\ 1 & 0 & 0 & 0 \\ c_1 & c_2 & d_1 & d_2 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta_4 QN_{T-1} \\ \Delta_4 QN_{T-2} \\ BCC_{T-4} \\ BCC_{T-8} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_{1T} \\ 0 \\ u_{2T} \\ 0 \end{pmatrix} \quad [12s]$$

Como fue explicado antes, la validez del modelo implicaría el cumplimiento de la ecuación [10s]:

$$RES = BCC_T - (1+r)BCC_{T-4} - \Delta_4 QN_T, \quad [10s]$$

que a su vez, como puede verse en el apéndice, es equivalente a imponer una determinada restricción sobre el sistema [12s].

Procediendo de igual manera que en el apartado anterior, se deduce que RES debe ser igual a un error aleatorio ($RES = -r\varepsilon_t$). Si en el modelo no se permite la existencia de un error transitorio en el consumo, RES debe ser igual a cero, dada la información

disponible en $T-4$, es decir en el mismo trimestre del año anterior. Al igual que en el caso anterior, se elige un tipo de interés anual del 7% y se construye $RES7$ de la forma:

$$RES7 = BCC_T - (1.07)BCC_{T-4} - \Delta_t QN_T.$$

En la regresión de esta variable sobre las variables explicativas del nuevo sistema deberíamos obtener coeficientes nulos para todas las variables explicativas. Los resultados de esta regresión se resumen en el cuadro 10. La observación de este cuadro permite afirmar que puede aceptarse la hipótesis de nulidad de todos los coeficientes. Además, si en la regresión se introducen variables dummy para recoger la componente estacional que no haya sido eliminada por el método de ajuste empleado, el estadístico F alcanza un valor de 0.82. Por lo tanto, no puede rechazarse la hipótesis de nulidad de todos sus coeficientes y el modelo es aceptado (no se rechaza estadísticamente).

La observación del gráfico 2, en el que se recoge la evolución de la serie teórica y la real, nos permite afirmar que el ajuste es bueno. Se comprueba también que las series tienen un comportamiento más suave que en el modelo donde se consideran diferencias de primer orden, y que no hay una pauta sistemática clara en los errores de predicción.

4. Conclusiones

En este artículo se ha examinado, mediante métodos econométricos de series temporales de largo plazo, la validez del enfoque intertemporal de la balanza por cuenta corriente, basado en la Hipótesis de la Renta Permanente, para el caso de España durante el período 1973-1996.

En la contrastación econométrica de este enfoque se han utilizado variables expresadas en términos de su porcentaje sobre el *PIB*. Dicha elección, que difiere del procedimiento usual consistente en trabajar con variables en niveles o en términos per cápita, se debe al hecho de que la variable relevante para reflejar la capacidad de pago de las economías la deuda externa medida como proporción del *PIB* y no en términos absolutos. Esta interpretación coincide, en efecto, con la que predomina en los análisis macroeconómicos de los organismos financieros internacionales y de las agencias de evaluación y calificación de riesgos (inter alia, Moody's, Standard & Poor). La utilización de las variables medidas de este modo permite, por un lado, evitar el supuesto de pleno empleo utilizado cuando se consideran variables per cápita, para

garantizar la existencia de una relación directa entre la población y el *PIB*. Por otro lado permite una interpretación menos rígida de una de las predicciones del enfoque intertemporal que afirma que un producto neto creciente provocaría déficit por cuenta corriente persistentes.

Los datos utilizados en este estudio son trimestrales y, para tener un análisis de mayor validez general, se consideraron dos procesos alternativos de formación de expectativas. El primero, el proceso habitualmente utilizado en esta literatura, consiste en suponer que los individuos forman expectativas cada período sobre los futuros incrementos trimestrales del producto neto. El segundo aquí considerado presupone que los consumidores también formarán las expectativas correspondientes cada trimestre, pero sobre los incrementos *interanuales* que experimentarán las variables. Este mecanismo permite compatibilizar la utilización de variables trimestrales con un comportamiento más coherente con el largo plazo. A pesar de sus ventajas, dicho proceso no ha sido considerado en ninguno de los trabajos previos que han intentado validar empíricamente el enfoque intertemporal. Además, cabe señalar que algunos datos, como el de la inflación, se publican normalmente en términos interanuales, por lo que, con estas consideraciones parece razonable analizar la posibilidad de que las expectativas sobre el futuro se formen también en términos interanuales.

La contrastación empírica se llevó a cabo a través de la utilización de métodos econométricos que consideran la estacionariedad de las variables en cuestión con el fin de examinar la verificación de las implicaciones débiles o fuertes del modelo intertemporal. Las conclusiones en torno a las implicaciones débiles indicaron, por un lado, que las series que recogen la evolución de la balanza por cuenta corriente y las diferencias en el producto neto tienen el mismo orden de integración, por otro lado, que la balanza por cuenta corriente debe causar en el sentido de Granger las diferencias en el producto neto. Respecto a las implicaciones fuertes, éstas establecen la impredecibilidad del término de error del modelo econométrico considerado.

A partir de los resultados aquí obtenidos se puede afirmar que, bajo el supuesto del mecanismo estandar de formación de expectativas, se corroboran los resultados habituales en la literatura del equilibrio intertemporal. Es decir, al igual que en los trabajos anteriores, las implicaciones débiles se confirman. Sin embargo las implicaciones fuertes, en las que se basa la posible aceptación del modelo, solo se satisfacen cuando se admite la existencia de retardos, introducidos de forma ad-hoc, en la obtención de información por parte de los agentes económicos. En tal caso, el modelo

es aceptado con una confianza mayor que la obtenida en los trabajos que utilizan variables per cápita. (Beyaert et al 1994). Por el contrario, al suponer el mecanismo alternativo de formación de expectativas con un horizonte interanual, se confirman tanto las implicaciones débiles como las fuertes sin la necesidad de recurrir, en este último caso, a supuestos especiales respecto a los retrasos en la adquisición de información. Así, en este trabajo se consigue la verificación estricta de todas las implicaciones del modelo intertemporal sencillo, resultado que no se había obtenido en ninguno de los trabajos empíricos anteriores que se refieren a la economía española.

Con estas consideraciones podría afirmarse que la evolución de la balanza por cuenta corriente española durante el período indicado puede explicarse como el resultado óptimo de un proceso maximizador, y que el déficit externo no ha sufrido una evolución que ponga en duda la solvencia de la economía española.

La decisión de enfocar el análisis empírico del presente artículo en el período que termina en el año 1996, responde al hecho de que con el objetivo de incorporar España a la Eurozona (lo que se logró en el año 2000), a partir de 1997-98 tuvo lugar una serie de cambios en la política económica encaminados a ajustar, entre otros, los niveles de déficit público para cumplir los objetivos fijados por la autoridad europea. Estos cambios dieron lugar a importantes modificaciones estructurales en la dinámica económica de España que convertirían el período completo en una muestra no homogénea, lo que podría cuestionar la validez de los resultados del análisis empírico realizado.

Una extensión evidente del presente artículo, a realizar en el futuro, consistiría en repetir el análisis efectuado ampliando la muestra hasta la actualidad y verificar econométricamente si se ha dado o no un cambio estructural en la dinámica del modelo con la inserción de España en la Eurozona. Dicha pregunta, por lo demás relevante rebasa los objetivos del presente trabajo.

APÉNDICE

Representando ahora r el tipo de interés anual y siendo $\beta = 1/(1+r)$ las principales ecuaciones del modelo se transformarían en:

$$\lim_{i \rightarrow \infty} \beta^i E_t(B_{t+4i}) = 0, \quad [1s]$$

$$B_{t+4} = (1+r)B_t + NX_T, \quad [2s]$$

$$B_t = -\sum_{i=1}^{\infty} \beta^i NX_{T+4i-4} = -\sum_{i=1}^{\infty} \beta^{i+1} NX_{T+4i} = -\beta \sum_{i=1}^{\infty} \beta^i NX_{T+4i}, \quad [3s]$$

$$\sum_{i=1}^{\infty} \beta^i C_{T+4i-4} = \sum_{i=1}^{\infty} \beta^i QN_{T+4i-4} + B_t, \quad [4s]$$

$$C_T = r \left(B_t + \sum_{i=1}^{\infty} \beta^i QN_{T+4i-4} \right), \quad [5s]$$

$$C_T = r \left(B_t + \beta \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i QN_{T+4i} \right), \quad [6s]$$

$$BCC_T = -r\beta \left[\sum_{i=0}^{\infty} \beta^i (QN_{T+4i} - QN_T) \right], \quad [7s]$$

$$BCC_T = -\sum_{i=1}^{\infty} \beta^i \Delta_4 QN_{T+4i}, \quad [8s]$$

$$RES = BCC_T - (1+r)BCC_{T-4} - \Delta_4 QN_T. \quad [10s]$$

Equivalencia entre la ecuación [10s] y la imposición de restricciones sobre el sistema:

$$\begin{pmatrix} \Delta_4 QN_T \\ \Delta_4 QN_{T-1} \\ BCC_T \\ BCC_{T-4} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_1 & a_2 & b_1 & b_2 \\ 1 & 0 & 0 & 0 \\ c_1 & c_2 & d_1 & d_2 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta_4 QN_{T-1} \\ \Delta_4 QN_{T-2} \\ BCC_{T-4} \\ BCC_{T-8} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_{1T} \\ 0 \\ u_{2T} \\ 0 \end{pmatrix}. \quad [12s]$$

Este sistema ya no es un VAR, puesto que la estructura de los retardos difiere de una variable a otra.

La ecuación [10s] es equivalente a imponer sobre este sistema la restricción:

$g'(I-\beta A) = h'\beta A$, siendo:

$g' = (0 \ 0 \ 1 \ 0)$, $h' = (1 \ 0 \ 0 \ 0)$, A la matriz de coeficientes y β el factor de descuento,

ya que:

$$I - \beta A =$$

$$= \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix} - \beta \begin{pmatrix} a_1 & a_2 & b_1 & b_2 \\ 1 & 0 & 0 & 0 \\ c_1 & c_2 & d_1 & d_2 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1-\beta a_1 & -\beta a_2 & -\beta b_1 & -\beta b_2 \\ -\beta & 1 & 0 & 0 \\ -\beta c_1 & -\beta c_2 & 1-\beta d_1 & -\beta d_2 \\ 0 & 0 & -\beta & 1 \end{pmatrix},$$

$$g'(I-\beta A) = h'\beta A,$$

$$(0 \ 0 \ 1 \ 0) \begin{pmatrix} 1-\beta a_1 & -\beta a_2 & -\beta b_1 & -\beta b_2 \\ -\beta & 1 & 0 & 0 \\ -\beta c_1 & -\beta c_2 & 1-\beta d_1 & -\beta d_2 \\ 0 & 0 & -\beta & 1 \end{pmatrix} = -(1 \ 0 \ 0 \ 0) \beta \begin{pmatrix} a_1 & a_2 & b_1 & b_2 \\ 1 & 0 & 0 & 0 \\ c_1 & c_2 & d_1 & d_2 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \end{pmatrix},$$

$$(-\beta c_1 \ -\beta c_2 \ 1-\beta d_1 \ -\beta d_2) = (-\beta a_1 \ -\beta a_2 \ -\beta b_1 \ -\beta b_2),$$

$$a_1 = c_1, \quad a_2 = c_2, \quad d_1 = b_1 + (1+r), \quad d_2 = b_2,$$

$$\begin{pmatrix} \Delta_4 QN_T \\ \Delta_4 QN_{T-1} \\ BCC_T \\ BCC_{T-4} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_1 & a_2 & b_1 & b_2 \\ 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_1 & a_2 & b_1 + (1+r) & b_2 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta_4 QN_{T-1} \\ \Delta_4 QN_{T-2} \\ BCC_{T-4} \\ BCC_{T-8} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_{1T} \\ 0 \\ u_{2T} \\ 0 \end{pmatrix},$$

lo que implica:

$$\Delta_4 QN_T = a_1 \Delta_4 QN_{T-1} + a_2 \Delta_4 QN_{T-2} + b_1 BCC_{T-4} + b_2 BCC_{T-8} + u_{1T},$$

$$\Delta_4 QN_{T-1} = \Delta_4 QN_{T-1},$$

$$BCC_T = a_1 \Delta_4 QN_{T-1} + a_2 \Delta_4 QN_{T-2} + [b_1 + (1+r)] BCC_{T-4} + b_2 BCC_{T-8} + u_{2T},$$

$$BCC_{T-4} = BCC_{T-4},$$

$$BCC_T - \Delta_4 QN_T = (1+r) BCC_{T-4} + u_{2T} - u_{1T},$$

que, como se puede observar, es equivalente a la ecuación [10s].

NOTAS

- ¹ Este trabajo es una versión resumida del capítulo 1 de la tesis doctoral de Fernández-Castro (2002).
- ² Desde el punto de vista del consumidor el gasto público y la inversión son variables exógenas que limitan la cantidad de consumo que puede derivarse de un determinado nivel de *PIB*.
- ³ La Hipótesis de la Equivalencia Ricardiana fue señalada por Bailey (1962) y enfatizada por Barro (1974).
- ⁴ Para una discusión detallada de este modelo véase Ventura (2002).
- ⁵ Véase Granger (1969).
- ⁶ Se elige esta definición de *BCC*, a pesar de que requiere una ubicación arbitraria de algunos de los errores y omisiones existentes en la balanza por cuenta corriente. La razón es que la alternativa, construir una posición neta de activos extranjeros y asignar la renta que de ella se deriva, presenta el problema de la ausencia de disponibilidad de tipos de interés, además de contar con la dificultad intrínseca de construir posiciones netas de activos. Los métodos Census X-11 (multiplicativo y aditivo) son los métodos estándar utilizados por el “Bureau of Census” de los E.E.U.U. para ajustar los datos estacionales publicados oficialmente. Dado que el método multiplicativo solo puede utilizarse para datos que toman siempre valores positivos, se ha utilizado el método aditivo.
- ⁷ Campbell y Perron (1991) sugieren un procedimiento alternativo que puede llevar a la elección de un número de retardos muy elevado.
- ⁸ Se han considerado otros valores para el tipo de interés, pero al igual que en estudios anteriores, como el de Beyaert et al (1994), los test resultan muy poco sensibles a la elección del tipo de interés, por lo que solo se facilitan los resultados que corresponden a un tipo de interés anual del 7%.
- ⁹ Cabe señalar que el valor crítico del estadístico F es aproximadamente igual a 3 en ambos trabajos y que, mientras en el artículo de Beyaert et (1994) se obtiene un valor del estadístico F aproximadamente igual a 0.8, en el presente artículo éste toma el valor 0.031.
- ¹⁰ Nótese que la utilización de estos test no se debe a la pretensión de tener en cuenta el componente estacional de las series trimestrales, puesto que estas se han ajustado estacionalmente, sino a la consideración de una pauta temporal diferente en la generación de expectativas.

BIBLIOGRAFÍA

- Agenor P., Bismut C., Cashin P. y Mc Dermott J. (1995). "Consumption Smoothing and the Current Account: evidence for France 1970-1994". *IMF Working Paper*.
- Ahmed S. (1986). "Temporary and Permanent Government Spending in an Open Economy". *Journal of Monetary Economics*, 17, pp. 197-224.
- Ahmed S. (1987). "Government Spending, the Balance of Trade, and the Terms of Trade in British History". *Journal of Monetary Economics*, 20, pp. 195-220.
- Azariadis C. (1993). *Intertemporal Macroeconomics*. Blackwell Publishers. Cambridge, Massachusetts.
- Bailey M. J. (1962). *National Income and the Price Level*. Mc Graw-Hill. Nueva York.
- Barro R. J. (1974). "Are Government Bonds Net Wealth?". *Journal of Political Economy*, 82, pp. 1095-1117.
- Baxter M. y Crucini M. J. (1993). "Explaining Saving/Investment Correlation". *American Economic Review*, 83, pp. 416-436.
- Beyaert A., Garcia Solanes J. y Perez Quirós G. (1994). "Consumo intertemporal y Balanza por Cuenta Corriente en la economía española". *Revista Española de Economía*, 11, pp. 27-47.
- Bong-Soo L. y Enders W. (1990). "Current Account and Budget Deficits: Twins or Distant Cousins". *The Review of Economics and Statistics*. Vol 74, pp. 373-381.
- Burki S. J. y Edwards S. (1995). *Latin America after Mexico: Quickening the Pace*. The World Bank. Washington.
- CEPAL (2002). *Globalización y Desarrollo*. Naciones Unidas, Santiago de Chile.
- Campbell J. Y. (1987). "Does saving anticipate declining labour income? An Alternative Test of the Permanent Income Hypothesis". *Econometrica*, 55, pp. 1249-1273.
- Campbell J. Y. y Mankiw G. N. (1990). "Permanent Income, Current Income and Consumption". *Journal of Business and Economics Statistics*, 8, pp. 265-278.
- Campbell J. Y. y Perron P. (1991). "Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Should Know about Unit Roots". *National Bureau of Economic Research*. Macroeconomics Conference. Cambridge.
- Campbell J. Y. y Shiller R. J. (1987). "Cointegration and Test of Present Value Models". *Journal of Political Economy*, 95, pp. 1062-1079.
- Cardia E. (1991). "The Dynamics of a Small Open Economy in response to Monetary, Fiscal and Productivity shocks". *Journal of Monetary Economics*, 28, pp. 411-434.

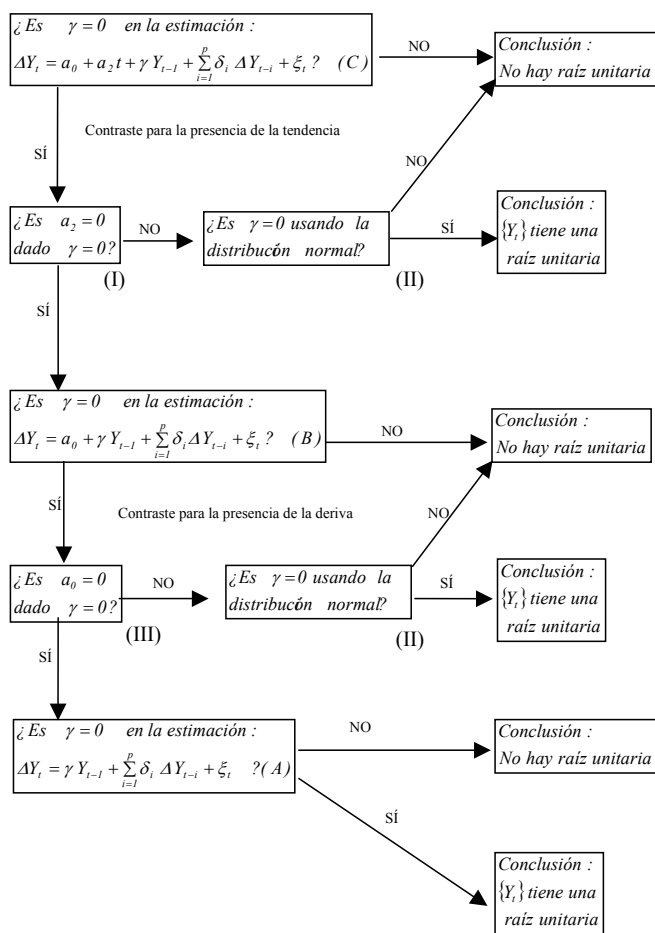
- Chao-Hsi H. (1993) “ An Empirical Study on Taiwan’s Current Account: 1961-90”. *Applied Economics*, 25, pp. 927-936.
- Coakley J. , Kulasi F. y Smith R. (1995). “The Feldstein-Horioza Puzzle and Capital Mobility”. *Discussion Papers in Economics 6/95*. Birbeck College, University of London.
- Dickey D. y Fuller W. A. (1981). “Autoregressive Time Series with a Unit Root”. *Econometrica*, 49, pp. 1057-1072.
- Dickey D. A., Hasza D. P. y Fuller W. A. (1984). “Testing for Unit Roots in Seasonal Time Series”. *Journal of American Statistical Association*, 79, pp. 355-367.
- Dolado J., Jenkinson T. y Sosvilla-Rivero S. (1990). “Cointegration and Unit Roots”. *Journal of Economic Surveys*, 4, pp. 249-273.
- Dooley M., Frankel J. y Mathieson D. J. (1987). “International Capital Mobility. What do Saving - Investment Correlation Tell us?”. *IMF Staff Papers*, 34, pp. 503-529.
- Enders W. (1995). *Applied Econometric Time Series*. Wiley Series in Probability and Mathematical Statistics. New York.
- Engel C. y Kletzer K. (1989). “Saving and investment in a small open economy with non- traded goods”. *International Economic Review*, 30, pp. 735-752.
- Feldstein M. y Horioka C. (1980). “Domestic saving and international capital flows”. *The Economic Journal*, 90, pp. 314-329.
- Fernández-Castro B. (2002). *La deuda exterior, su sostenibilidad y la solvencia de la economía española desde una perspectiva intertemporal*. Tesis doctoral. Departamento de Fundamentos del Análisis Económico. Universidad de Santiago de Compostela.
- Finn M. G. (1990). “On savings and investment dynamics in a small open economy”. *Journal of International Economics*, 29, pp. 1-21.
- Friedman M. (1975) *A Theory of the Consumption Function*. Princeton University Press. London
- Genberg H. y Swoboda A. (1992). “Saving, Investment and the Current Account”. *Scandinavian Journal of Economics*, 94 , pp. 347-366.
- Glick R. y Rogoff K. (1993) “Global versus Country-Specific Productivity Shocks and the Current Account”. *NBER Working Paper* N° 4140.
- Gosh A. y Ostry J. (1992). “Macroeconomic Uncertainty, Precautionary Savings and the Current Account”. *IMF Working Paper*.

- Gosh A. y Ostry J. (1995). "The Current Account in Developing Countries: a Perspective from the Consumption-Smoothing Approach". *The World Bank Economic Review*, 9, pp. 305-333.
- Granger C. W. J. (1969) "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods". *Econometrica*. Vol 37, pp. 424-48.
- Greene W. H. (1997). *Econometric Analysis*. MacMillan Publishing Co. Nueva York.
- Greenwood J. (1984). "Non-traded goods, the trade balance, and the balance of payments". *Canadian Journal of Economics*, 17, pp. 807-823.
- Hall R. E. (1978). "Stochastic implications of the life-cycle permanent hypothesis. Theory and evidence". *Journal of Political Economy*, 86, pp. 971-987.
- Hall R. E. (1988). "Intertemporal Substitution in Consumption". *Journal of Political Economy*, 86, pp. 339-357.
- Harberger A. C. (1950). "Currency Depreciation, Income and the Balance of Trade". *Journal of Political Economy*, 57, pp. 47-60.
- Harberger A. C. (1980). "Vignettes on the World Capital Market". *American Economic Review*, 70, pp. 331-337.
- Leiderman L. and Razin A. (1989). "Current Account Dynamics: The role of real Shocks". *IMF Working Paper* N° WP/89/90.
- Matas Mir A. y Rey-Maqueira Palmer J. (1995). "Evidencia para la economía española de la hipótesis Ricardiana en un modelo estocástico intertemporal". *Cuadernos de Economía*, 23, pp. 513-544.
- Macklem R. T. (1993). "Terms of Trade Disturbances and Fiscal Policy in a Small Open Economy". *The Economic Journal*, 103, pp. 916-936.
- Milessi-Ferreti G. M. y Razin A. (1996). "Current-Account Sustainability". *Princeton Studies in International Finance, Working Paper* N° 81.
- Obstfeld M. (1982). "Aggregate Spending and the Terms of Trade: Is There a Laursen-Metzler effect?". *The Quarterly Journal of Economics*, 97, pp. 251-270.
- Obstfeld M. y Rogoff K (1999). *Foundations of International Macroeconomics*. The MIT Press. Cambridge, Massachusetts. London, England.
- Otto G. (1992). "Testing a Present Value Model of the Current Account: Evidence from US and Canadian Time Series". *Journal of International Money and Finance*, 11, pp. 414-430.

- Persson T. y Svensson L. E. O. (1985). "Current Account Dynamics and the Terms of Trade: Harberger-Laursen-Metzler two generations later". *Journal of Political Economy*, 93, pp. 43-65.
- Ploeg van der F. (1994). *The Handbook of International Macroeconomics*. Blackwell Publishers. Cambridge, Massachusetts.
- Reisen H. (1998). "Sustainable and Excessive Current Account Deficits". *Empirica*, 25, pp. 111-131.
- Sachs J. (1981). "The Current Account and Macroeconomics Adjustment in the 1970's". *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, pp. 201-268.
- Sachs J. (1982). "The Current Account in the Macroeconomics Adjustment Process". *Scandinavian Journal of Economics*, 84, pp.147-159.
- Sheffrin S. M. y Woo W. T. (1990) "Present Value Test of an Intertemporal Model of the Current Account". *Journal of International Economics*, 29, pp. 237-253.
- Svensson L. E. O. y Razin A. (1983). "The terms of trade and the Current Account: The Harberger-Laursen-Metzler effect". *Journal of Political Economy*, 91, pp. 97-125.
- Tesar L. (1991). "Saving, Investment and International Capital Flows". *Journal of International Economics*, 31, pp. 55-78.
- Ventura J.(2002). "Towards a Theory of Current Account". *MIT Department of Economics Working Paper* 02-29.
- Viñals J. (1986). "Deuda exterior y objetivos de balanza de pagos en España: un análisis de largo plazo". *Investigaciones Económicas*, Vol 10, pp. 505-529.

CUADROS

Cuadro 0: Procedimiento ordenado de contraste



(I) Si $\begin{cases} \text{estadístico } t \text{ de } a_2 \text{ en } C < |D| & \text{sí,} \\ \text{estadístico } t \text{ de } a_2 \text{ en } C > |D| & \text{no,} \end{cases}$ siendo $|D| = \begin{cases} 2.85 & \text{con } 25 \text{ observaciones,} \\ 2.81 & \text{con } 50 \text{ observaciones,} \\ 2.79 & \text{con } 100 \text{ observaciones.} \end{cases}$

(II) Si $\begin{cases} \text{estadístico } t \text{ de } \gamma < |F| & \text{sí,} \\ \text{estadístico } t \text{ de } \gamma > |F| & \text{no,} \end{cases}$ siendo $|F| = 1.96$

(III) Si $\begin{cases} \text{estadístico } t \text{ de } a_0 \text{ en } B < |G| & \text{sí,} \\ \text{estadístico } t \text{ de } a_0 \text{ en } B > |G| & \text{no,} \end{cases}$ siendo $|G| = \begin{cases} 2.61 & \text{para } 25 \text{ observaciones,} \\ 2.56 & \text{para } 50 \text{ observaciones,} \\ 2.54 & \text{para } 100 \text{ observaciones.} \end{cases}$

Fuente: Elaboración propia basándose en Enders (1995) y Dickey Fuller (1981), indicando los valores críticos al 5%.

Cuadro 1

España, test de Dickey y Fuller Aumentados para las series: balanza por cuenta corriente (*BCC*) y producto neto (*QN*). Período 73-96. Datos trimestrales. Variables como porcentaje del *PIB*.

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta Y_{t-i} + \xi_t \quad (\text{A})$$

$$\Delta Y_t = a_0 + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta Y_{t-i} + \xi_t \quad (\text{B})$$

$$\Delta Y_t = a_0 + a_2 t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta Y_{t-i} + \xi_t \quad (\text{C})$$

Variable	Ret.	ADF _A est.	Prob. LM _A	ADF _B est.	Prob. LM _B	ADF _C est.	Prob. LM _C	a ₂ est. _C	a ₀ est. _B
<i>ΔBCC</i>	0	-13.16*	0.73	-13.09*	0.71	-13.11*	0.67	0.92	0.16
<i>BCC</i>	0	-2.58*	0.16	-3.05*	0.09	-3.06	0.08	0.60	1.58
<i>ΔQN</i>	0	-3.42*	0.13	-3.40*	0.13	-3.38	0.13	0.11	0.13
<i>QN</i>	0	0.21	0						
	1	0.04	0.13	-2.99*	0.48	-3.04	0.54	0.63	<u>2.99</u>

Notas: Ret.= último retardo incluido en la regresión. ADFx est. = estadístico *t* de γ en la regresión *x*, “*”=significativo al 5% (valores tabulados por Dickey y Fuller y disponibles en el programa Eviews 3.1), Prob. LMx = probabilidad asociada al test LM de autocorrelación residual, en la regresión *x*. |a₂ est. |_x y |a₀ est. |_x indican el valor absoluto del estadístico *t* del coeficiente indicado en la regresión *x*. Este valor aparece subrayado cuando es mayor que el valor crítico de referencia al 5% (|D| = 2.79 y |G| = 2.54 respectivamente como se indica en el cuadro 0).

Fuente: cálculos propios utilizando los datos del Instituto Nacional de Estadística y de las publicaciones del Banco de España (a precios corrientes) y el programa Eviews 3.1.

Cuadro 2				
España, test de Philips y Perron para las series: balanza por cuenta corriente (<i>BCC</i>) y producto neto (<i>QN</i>). Período 73-96. Datos trimestrales. Variables como porcentaje del <i>PIB</i> .				
$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \xi_t$ (A)				
$\Delta Y_t = a_0 + \gamma Y_{t-1} + \xi_t$ (B)				
$\Delta Y_t = a_0 + a_2 t + \gamma Y_{t-1} + \xi_t$ (C)				
Variable	Retardo de Truncamiento	PP estad. _A	PP estad. _B	PP estad. _C
<i>ΔBCC</i>	3	-12.99*	-12.92*	-12.96*
<i>BCC</i>	3	-2.42*	-2.93*	-2.93
<i>ΔQN</i>	3	-3.63*	-3.61*	-3.59*
<i>QN</i>	3	-0.16	-1.79	-1.71
<p>Notas: PP estad.x est. = estadístico <i>t</i> de γ en la regresión x, “*”=significativo al 5% (valores tabulados por Dickey y Fuller y disponibles en el programa Eviews 3.1).</p> <p>Fuente: cálculos propios utilizando los datos del Instituto Nacional de Estadística y de las publicaciones del Banco de España (a precios corrientes) y el programa Eviews 3.1.</p>				

Cuadro 3			
España, test de causalidad de la balanza por cuenta corriente (<i>BCC</i>) y las diferencias del producto neto (<i>ΔQN</i>). Período 1973-96. Datos trimestrales. Variables como porcentaje del <i>PIB</i> .			
Hipótesis nula	Retardos	Estadístico F	Probabilidad del Estadístico F
<i>BCC</i> no causa en el sentido de Granger <i>ΔQN</i>	12	2.28	0.018
<p>Fuente: cálculos propios utilizando los datos del Instituto Nacional de Estadística y de las publicaciones del Banco de España (a precios corrientes) y el programa Eviews 3.1.</p>			

Cuadro 4				
España. Especificación estadística del VAR seleccionado para <i>BCC</i> y ΔQN Período 1973-96. Datos trimestrales. Variables como porcentaje del <i>PIB</i> .				
Criterio estadístico para seleccionar el orden		Orden del VAR seleccionado	Probabilidad asociada al test LM en las ecuaciones individuales del VAR	
AIC	SIC		<i>BCC</i>	ΔQN
3.31 (K=1)	3.47 (K=1)	2	0.17	0.70
3.13 (K=2)	3.40 (K=2)			
3.15 (K=3)	3.54 (K=3)			
<p>Notas: AIC= Criterio de Información de Akaike, SIC= Criterio de Información de Schwarz. K=orden del VAR sugerido por el criterio indicado.</p> <p>Fuente: cálculos propios utilizando los datos del Instituto Nacional de Estadística y de las publicaciones del Banco de España (a precios corrientes) y el programa Eviews 3.1.</p>				

Cuadro 5					
España. Resultados de la regresión de <i>RES7</i> sobre una constante, <i>BCC</i> y ΔQN (con uno y dos retardos). Período 1973-96. Datos trimestrales. Variables como porcentaje del <i>PIB</i> .					
Variable	Constante	<i>BCC</i> (-1)	<i>BCC</i> (-2)	ΔQN (-1)	ΔQN (-2)
Coefficiente	-0.48	-0.477	0.430	0.246	0.179
Estadístico <i>t</i>	-0.370	-5.020	4.324	0.597	0.455
Estadístico F=6.347 , probabilidad del estadístico F=0					
<p>Fuente: cálculos propios utilizando los datos del Instituto Nacional de Estadística y de las publicaciones del Banco de España (a precios corrientes) y el programa Eviews 3.1.</p>					

Cuadro 6

España. Resultados de la regresión de *RES7* sobre una constante, *BCC* y *ΔQN* (con dos y tres retardos). Período 1973-96. Datos trimestrales. Variables como porcentaje del *PIB*.

Variable	Constante	<i>BCC</i> (-2)	<i>BCC</i> (-3)	<i>ΔQN</i> (-2)	<i>ΔQN</i> (-3)
Coefficiente	0.026	0.021	-0.006	-0.034	0.077
Estadístico <i>t</i>	0.175	0.191	-0.059	-0.074	0.171
Estadístico F=0.031 , probabilidad del estadístico F=0.998					
Fuente: cálculos propios utilizando los datos del Instituto Nacional de Estadística y de las publicaciones del Banco de España (a precios corrientes) y el programa Eviews 3.1.					

Cuadro 7

España, test de Dickey y Fuller Aumentados para integración estacional para las series: balanza por cuenta corriente (BCC_T) y producto neto ($\Delta_4 NO_T$). Periodo 73-96. Datos trimestrales. Variables como porcentaje del PIB.

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta_4 Y_{t-i} + \xi_t \quad (\text{A})$$

$$\Delta Y_t = a_0 + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta_4 Y_{t-i} + \xi_t \quad (\text{B})$$

$$\Delta Y_t = a_0 + a_2 t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta_4 Y_{t-i} + \xi_t \quad (\text{C})$$

Variable	Ret.	ADFSI _A est.	Prob. LM _A	ADFSI _B est.	Prob. LM _B	ADFSI _C est.	Prob. LM _C	$ a_2 \text{ est.} _C$	$ a_0 \text{ est.} _B$
BCC_T	0	-0.24	0						
	5	-3.23*	1	-4.05*	0.70	-4.04*	0.72	2.35	1.85
$\Delta_4 BCC_T$	0	-0.76	0						
	14	-2.73*	0.06	-2.71	0.06	-2.51	0.10	0.56	0.17
NO_T	0	0	0						
	3	0.29	0.10	-2.51	0.05	-2.51	0.05	0.49	2.49
$\Delta_4 NO_T$	0	-0.74	0						
	10	-3.20*	0.15	-3.18*	0.13	-3.15	0.11	0.57	0.46

Notas: Ret.= último retardo incluido en la regresión. ADFSIX est. = estadístico t de γ en la regresión x , “*”=significativo al 5% (valores tabulados por Dickey y Fuller y disponibles en el programa Eviews 3.1), Prob. LM x = probabilidad asociada al test LM de autocorrelación residual, en la regresión x . $|a_2 \text{ est.}|_x$ y $|a_0 \text{ est.}|_x$ indican el valor absoluto del estadístico t del coeficiente indicado en la regresión x . Este valor aparece subrayado cuando es mayor que el valor crítico de referencia al 5% ($|D| = 2.79$ y $|G| = 2.54$ respectivamente como se indica en el cuadro 0).

Fuente: cálculos propios utilizando los datos del Instituto Nacional de Estadística y de las publicaciones del Banco de España (a precios corrientes) y el programa Eviews 3.1.

Cuadro 8		
España, test de Dickey, Hasza y Fuller (DHF) para integración estacional para las series: balanza por cuenta corriente (BCC_T) y producto neto ($\Delta_4 QN_T$). Período 73-96. Datos trimestrales. Variables como porcentaje del <i>PIB</i> .		
$\Delta_s Y_t = \gamma Z_{t-s} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta_s Y_{t-i} + \xi_t$		
Variable	Retardos en la construcción de Z	t ratio de γ en la regresión
BCC_T	14	-4.58*
$\Delta_4 QN_T$	10	-6.20*
<p>Notas: “*” indica significativo al 5% según los valores reportados en Dickey Hasza y Fuller (1984). Valor crítico aproximado -1.9.</p> <p>Fuente: cálculos propios utilizando los datos del Instituto Nacional de Estadística y de las publicaciones del Banco de España (a precios corrientes) y el programa Eviews 3.1.</p>		

Cuadro 9			
España, test de causalidad de la balanza por cuenta corriente (BCC_T) y las diferencias del producto neto ($\Delta_4 QN_T$). Período 1973-96. Datos trimestrales. Variables como porcentaje del <i>PIB</i> .			
Hipótesis nula	Retardos	Estadístico F	Probabilidad del Estadístico F
BCC_T no causa en el sentido de Granger $\Delta_4 QN_T$	8	3.24.03	0.003
<p>Fuente: cálculos propios utilizando los datos del Instituto Nacional de Estadística y de las publicaciones del Banco de España (a precios corrientes) y el programa Eviews 3.1.</p>			

Cuadro 10

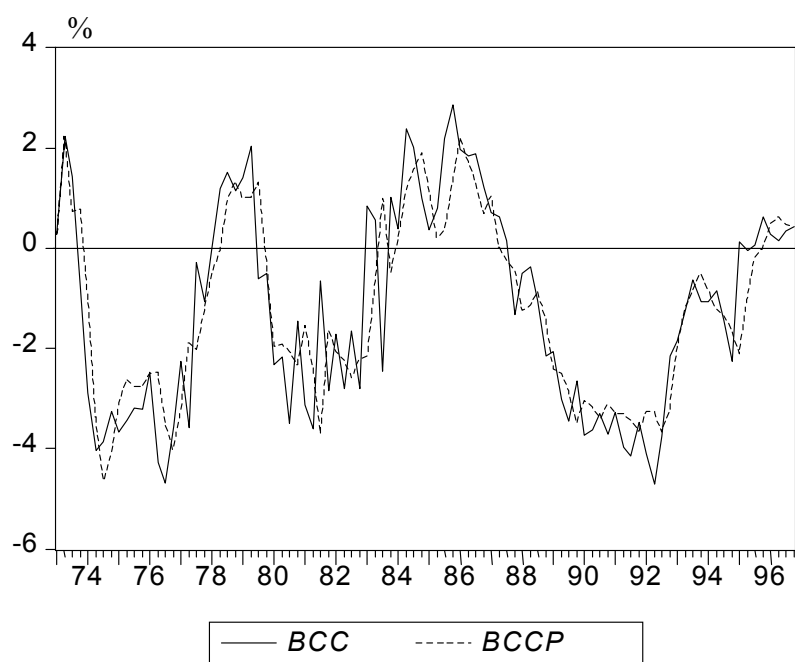
España. Resultados de la regresión de RES_T sobre una constante, BCC_T y $\Delta_4 QN_T$ (con retardos). Periodo 1973-96. Datos trimestrales. Variables como porcentaje del PIB .

Variable	Constante	$BCC_T (-4)$	$BCC_T (-8)$	$\Delta_4 QN_T (-1)$	$\Delta_4 QN_T (-2)$
Coefficiente	181.4	156.4	-130.4	382.4	-531.5
Estadístico t	0.255	1.633	-1.377	0.358	-0.506
Estadístico F=0.922 , probabilidad del Estadístico F=0.46					
Fuente: cálculos propios utilizando los datos del Instituto Nacional de Estadística y de las publicaciones del Banco de España (a precios corrientes) y el programa Eviews 3.1.					

GRÁFICOS

Gráfico 1

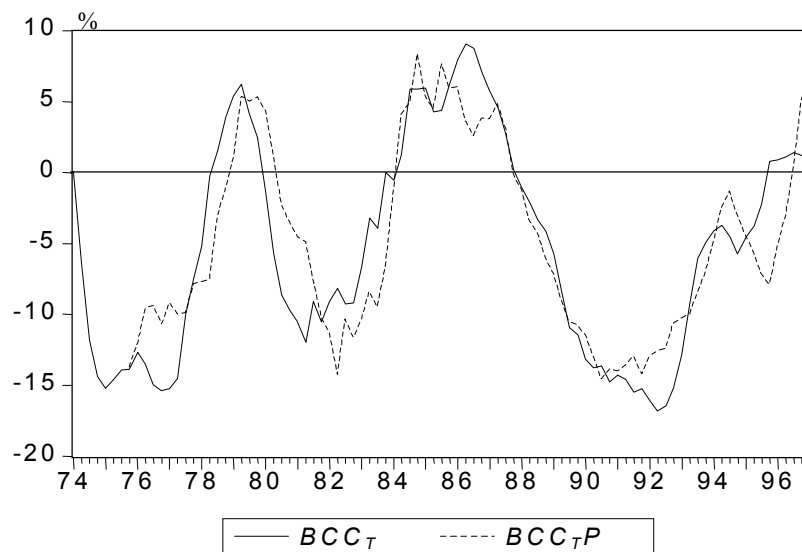
España. Balanza por cuenta corriente real (*BCC*) y predecida según el modelo intertemporal (*BCCP*). Período 1973-96. Datos trimestrales. Variables como porcentaje del *PIB*.



Fuente: cálculos propios utilizando los datos del Instituto Nacional de Estadística y de las publicaciones del Banco de España (a precios corrientes) y el programa Eviews 3.1.

Gráfico 2

España. Balanza por cuenta corriente real (BCC_T) y predecida según el modelo intertemporal (BCC_{TP}). Período 1973-96. Datos trimestrales. Variables como porcentaje del PIB y transformadas según se indica en la pág. 33.



Fuente: cálculos propios utilizando los datos del Instituto Nacional de Estadística y de las publicaciones del Banco de España (a precios corrientes) y el programa Eviews 3.1.

DOCUMENTOS DE TRABAJO YA PUBLICADOS

ÁREA DE ANÁLISE ECONÓMICA:

1. *Experimentación y estructura de mercado en la relación de licencia de patentes no drásticas. El caso de información simétrica.* (Manuel Antelo Suárez).
2. *Experimentación y estructura de mercado en la relación de licencia de patentes no drásticas. El caso de información asimétrica.* (Manuel Antelo Suárez).
3. *Modelos empíricos de oligopolio: una revisión.* (María Consuelo Pazó Martínez).
4. *El Análisis económico de los procesos de urbanización.* (Olga Alonso Villar).
5. *Optimal Tariffs When Production is fixed.* (José Méndez Naya; Luciano Méndez Naya).
6. *Reglas de clasificación discriminante: aplicación a la vivienda.* (Raquel Arévalo Tomé).
7. *Estructura demográfica y sistemas de pensiones. Un análisis de equilibrio general aplicado a la economía española.* (María Montero Muñoz).
8. *Spatial distribution of production and education.* (Olga Alonso-Villar).
9. *Diferencias salariales y comportamiento no competitivo en el mercado de trabajo en la industria española.* (Víctor Manuel Montuenga, Andrés E. Romeu Santana, Melchor Fernández Fernández).
10. *GPs' Payment Contracts and their Referral Policy.* (Begoña García Mariñoso e Izabela Jelovac).
11. *Una nueva matriz de contabilidad social para España: la SAM-90.* (Melchor Fernández e Clemente Polo).
12. *Money and Business Cycle in a Small Open Economy.* (Eduardo L. Giménez e José María Martín-Moreno).
13. *Endogenous Growth With Technological Change: A Model Based On R&D Expenditure.* (M^a Jesús Freire-Serén).
14. *Productive Public Spending in a Balassa-Samuelson Model of Dual Inflation.* (Jóse María Martín-Moreno e Jorge Blázquez).
15. *Efficient Allocation of Land between Productive Use and Recreational Use.* (Eduardo L. Giménez, Manuel González Gómez).
16. *Funcional Forms, Sampling Considerations and Estimation of Demand for Protected Natural Areas: The Cíes Islands Case Study in Galicia (Spain).* (Manuel González Gómez, Philippe Polomé e Albino Prada Blanco).
17. *Innovación e Comercio: Estimación dun Modelo Dinámico de Datos de Panel con Coeficientes Heteroxéneos.* (Xulia Guntín Araujo).
18. *Disparidades regionales en la tasa de paro: el papel del mecanismo de determinación salarial.* (Roberto Bande e Melchor Fernández, Víctor M. Montuenga).
19. *Restructuring or delegating: which is better?* (Manel Antelo, and Lluís Bru)
20. *Ajustes Dinámicos en las Tasas de Paro: España Vs. Portugal.* (Roberto Bande).
21. *Lagged Adjustment Processes and the Natural Rate in Spain: a Comparison with Portugal.* (Roberto Bande).
22. *Un modelo intertemporal de la balanza por cuenta corriente de la economía española: la relevancia del proceso de formación de expectativas considerado.* (Belén Fernández-Castro e Juan Carlos Moreno-Brid).

ÁREA DE ECONOMÍA APLICADA:

1. *Economía de Mercado e Autoxestión: Sociedades Anónimas Laborais do Sector Industrial en Galicia.* (Xosé Henrique Vázquez Vicente).
2. *Fecundidade e Actividade en Galicia, 1970-1993.* (Xoaquín Fernández Leiceaga).
3. *La reforma de la financiación autonómica y su incidencia en Galicia.* (Xoaquín Álvarez Corbacho).

4. *A industria conserveira: Análise económica dunha industria estratéxica en Galicia. 1996.* (José Ramón García González).
5. *A contabilización física dos fluxos de enerxía e materiais.* (Xoan Ramón Doldán García).
6. *Indicadores económico-financieros estratificados do sector industrial conserveiro en Galicia. 1993-1996.* (José Ramón García González).
7. *A desigualdade relativa na distribución persoal da renda en Galicia. Análise cuantitativa a partir dos datos da EPF 90/91.* (Ángela Troitiño Cobas).
8. *O benestar-renda en Galicia. Análise cuantitativa a partir dos datos da EPF 90/91.* (Ángela Troitiño Cobas).
9. *El fraccionamiento del periodo impositivo en el IRPF Español y la decisión temporal de casarse.* (Jaime Alonso, Xose C. Álvarez, Xose M. González e Daniel Miles).
10. *Análise dos inputs intermedios, primarios e da formación bruta de capital fixo no sector mitícola galego.* (Gonzalo Rodríguez Rodríguez).
11. *Un algoritmo genético versus técnicas tradicionais para la validación teórica en valoración contingente.* (Manuel González Gómez y Marcos Álvarez Díaz).
12. *La incidencia de la ley de cooperativas de Galicia en el régimen fiscal especial de estas entidades.* (Fdo. Ignacio Fernández Fernández, M^a Milagros Sieiro Constenla)
13. *Panorámica actual dos montes de veciños en Galicia.* (Xesús L. Balboa López, Begoña Besteiro Rodríguez, Xaquín Fernández Leiceaga, Lourenzo Fernández Prieto, Manuel Jordán Rodríguez, Edelmiro López Iglesias, David Soto Fernández e Pablo Viso Outeiriño).
14. *Análisis estructural de los problemas del turismo en Galicia: balance de una década (1991-2001).* (Begoña Besteiro Rodríguez)
15. *Lo macro, lo micro y lo político en la nueva economía institucional.* (Gonzalo Caballero)

ÁREA DE HISTORIA:

1. *Aproximación ao crédito na Galiza do S. XIX. Os casos da terra de Santiago e da Ulla.* (Francisco Xabier Meilán Arroyo).
2. *Aspectos do comercio contemporáneo entre España e Portugal.* (Carmen Espido Bello).
3. *Pensamento económico e agrarismo na primeira metade do século XX.* (Miguel Cabo Villaverde).
4. *Civilizar o corpo e modernizar a vida: ximnasia, sport e mentalidade burguesa na fin dun século. Galicia 1875-1900.* (Andrés Domínguez Almansa).
5. *Las élites parlamentarias de Galicia (1977-1996).* (Guillermo Márquez Cruz).
6. *Perfil do propietario innovador na Galicia do século XIX. Historia dun desencuentro.* (Xosé R. Veiga Alonso).
7. *Os atrancos do sector pecuario galego no contexto da construción do mercado interior español, 1900-1921.* (Antonio Bernárdez Sobreira).
8. *Los estudios electorales en Galicia: Una revisión bibliográfica (1876-1997).* (Ignacio Lago Peñas).
9. *Control social y proyectos políticos en una sociedad rural.* Carballo, 1880-1936. (Silvia Riego Rama).
10. *As Primeiras Eleccións do Estatuto Real na Provincia de Lugo.* (Prudencio Vivero Mogo).
11. *Galicia nos tempos de medo e fame: autarquía, sociedade e mercado negro no primeiro franquismo, 1936-1959.* (Raúl Soutelo Vázquez).
12. *Organización e mobilización dos traballadores durante o franquismo. A folga xeral de Vigo do ano 1972.* (Mario Domínguez Cabaleiro, José Gómez Alén, Pedro Lago Peñas, Víctor Santidrián Arias).
13. *En torno ó elduayenismo: reflexións sobre a política clientelista na provincia de Pontevedra. 1856-1879.* (Felipe Castro Pérez).
14. *As estatísticas para o estudo da agricultura galega no primeiro tercio do século xx. Análise crítica.* (David Soto Fernández).

ÁREA DE XEOGRAFÍA:

1. *A industria da lousa.* (Xosé Antón Rodríguez González; Xosé M^a San Román Rodríguez).
2. *O avellentamento demográfico en Galicia e as súas consecuencias.* (Jesús M. González Pérez; José Somoza Medina).
3. *Estructura urbana da cidade da Coruña, os barrios residenciais: o espacio obxectivo e a súa visión a través da prensa diaria.* (M^a José Piñeira Mantiñán; Luis Alfonso Escudero Gómez).
4. *As vilas e a organización do espacio en Galicia.* (Román Rodríguez González).
5. *O comercio nas cabeceiras do interior de Galicia.* (Alejandro López González).
6. *A mortalidade infantil no noroeste portugués nos finais do século XX.* (Paula Cristina Almeida Remoaldo).
7. *O casco histórico de Santiago de Compostela, características demográficas e morfolóxicas.* (José Antonio Aldrey Vázquez; José Formigo Couceiro).
8. *Mobilidade e planificación urbana en Santiago de Compostela: cara a un sistema de transportes sustentable.* (Miguel Pazos Otón).
9. *A produción de espacio turístico e de ocio na marxe norte da ría de Pontevedra.* (Carlos Alberto Patiño Romarís).
10. *Desenvolvemento urbano e difusión xeolingüística: algúns apuntamentos sobre o caso galego.* (Carlos Valcárcel Riveiro).
11. *Nacionalismo y educación geográfica en la España del siglo XX. Una aproximación a través de los manuales de bachillerato.* (Jacobo García Álvarez, Daniel Marías Martínez).

ÁREA DE XESTIÓN DA INFORMACIÓN

1. *Estudio Comparativo das Bases de Datos: Science Citation Index, Biological Abstracts, Current contents, Life Science, Medline.* (Margarida Andrade García; Ana María Andrade García; Begoña Domínguez Dovalo).
2. *Análise de satisfacción de usuarios cos servicios bibliotecarios da Universidade na Facultade de Filosofía e CC. da Educación de Santiago.* (Ana Menéndez Rodríguez; Olga Otero Tovar; José Vázquez Montero).

XORNADAS DO IDEGA

1. *Pobreza e inclusión social en Galicia.* Coordinadores: Coral del Río Otero; Santiago Lago Peñas.
2. *O sistema universitario Galego: balance e perspectivas.* Coordinadores: Santiago Lago Peñas, Alberto Vaquero García.
3. *As prestacións por desemprego a debate.* Santiago Lago Peñas, Rosa Verdugo Matés.

❖ *Tódolos exemplares están dispoñibles na biblioteca do IDEGA, así como na páxina WEB do Instituto (<http://www.usc.es/idega/>)*

NORMAS PARA A REMISIÓN DE ORIXINAIS:

Deberán ser remitidos tres exemplares do traballo e unha copia en diskette ao Director do IDEGA: Avda. das ciencias s/nº. Campus Universitario Sur. 15706 Santiago de Compostela, cumprindo coas seguintes normas:

1. A primeira páxina deberá incluír o título, o/s nome/s, enderezo/s, teléfono/s, correo electrónico e institución/s ás que pertence o/s autor/es, un índice, 5 palabras chave ou descriptors, así como dous resumos dun máximo de 200-250 palabras: un na lingua na que estea escrita o traballo e outro en inglés.
2. O texto estará en interlineado 1,5 con marxes mínimas de tres centímetros, e cunha extensión máxima de cincuenta folios incluídas as notas e a bibliografía.
3. A bibliografía se presentará alfabeticamente ao final do texto seguindo o modelo: Apelidos e iniciais do autor en maiúsculas, ano de publicación entre paréntese e distinguindo a, b, c, en caso de máis dunha obra do mesmo autor no mesmo ano. Título en cursiva. Os títulos de artigo irán entre aspas e os nomes das revistas en cursiva. lugar de publicación e editorial (en caso de libro), e, en caso de revista, volume e nº de revista seguido das páxinas inicial e final unidas por un guión.
4. As referencias bibliográficas no texto e nas notas ao pé seguirán os modelos habituais nas diferentes especialidades científicas.
5. O soporte informático empregado deberá ser Word(Office 97) para Windows 9x, Excell ou Acces.
6. A dirección do IDEGA acusará recibo dos orixinais e resolverá sobre a súa publicación nun prazo prudencial. Terán preferencia os traballos presentados ás Sesións Científicas do Instituto.

O IDEGA someterá tódolos traballos recibidos a avaliación. Serán criterios de selección o nivel científico e a contribución dos mesmos á análise da realidade socio-económica galega.