

**CAUSALIDAD Y COINTEGRACION EN MODELOS ECONOMETRICOS:
Aplicaciones a los países de la OCDE y limitaciones de los tests de cointegración**

M. Carmen GUISÁN

Catedrática de Econometría, eccg@usc.es
Universidad de Santiago de Compostela (Spain)

Published 2002

<http://www.usc.es/economet/ea.htm>

Resumen: *En este documento se analizan las limitaciones del análisis de cointegración para la determinación del carácter causal o espurio de las relaciones económicas. La aplicación habitual de este enfoque lleva, con frecuencia, a considerar como espurias relaciones que son causales y, además, no siempre evita el peligro de considerar como no espurias relaciones que sí lo son. Se efectúa una aplicación a la relación entre Consumo y el PIB en 25 países de la OCDE, la cual confirma las limitaciones de dicho enfoque. Documentos de la autora en inglés, relacionados con este tema son Guisán(2001a) y (2003), citados en la bibliografía.*

Abstract: *A general review of cointegration is presented in this paper, emphasizing the limitations of this approach, as the usual application very often leads to declare as spurious many important causal relations, and besides that it does not always avoid the peril of accepting as causal relations that really are spurious. The application to the relation between Private Consumption and Gross Domestic Product in 25 OECD countries confirms the limitations of the usual approach to cointegration. Related papers in English, also downloadable, are Guisan(2001a) and (2003), cited in the bibliography.*

JEL Classification: C5, C52, E21, F0, O51, O52

ÍNDICE

1. Características y limitaciones del análisis de cointegración	2
1.1. Cointegración, estacionariedad y regresiones no espurias	2
1.2. Contrastes DF, ADF, EG y otros.....	7
1.3. Posibilidades y limitaciones del análisis de cointegración	13
1.4. Cointegración y modelos CE.....	17
2. Aplicación del análisis de cointegración en 25 países de la OCDE	20
2.1. Contrastes de cointegración entre Consumo y PIB	20
2.2. Relaciones no espurias y no cointegradas	31
2.3. Relaciones espurias y cointegradas	33
2.4. Resumen.....	36
3. Otros enfoques de análisis de causalidad	37
Anexo: Datos utilizados.....	38
Bibliografía.....	45

* In collaboration with the Euro-American Association of Economic Development Studies

1. CARACTERISTICAS Y LIMITACIONES DEL ANALISIS DE COINTEGRACION

1.1. Cointegración, estacionariedad y regresiones no espurias

Introducción

El análisis de causalidad entre variables económicas ha sido objeto de numerosas controversias metodológicas. Entre las distintas tendencias metodológicas han alcanzado un gran protagonismo durante el período 1980-99 el análisis de la cointegración y los modelos con corrección de error (CE). Generalmente se relacionan ambos enfoques, de acuerdo con la perspectiva de Engle y Granger (1987).

Los modelos CE tienen interés práctico, incluso en el caso de regresiones no espurias que no superan los contrastes de cointegración, si se consideran en su versión contemporánea, la cual tiene en cuenta la relación causal contemporánea entre el incremento de la variable explicativa y el de la variable explicada. Sus resultados son generalmente buenos si la relación causal está bien especificada, y existen otras especificaciones alternativas que también proporcionan resultados similares.

El análisis de cointegración ha alcanzado en los últimos años un elevado protagonismo en las revistas científicas de Economía, desplazando a otros análisis que tienen un grado de realismo mucho mayor. Algunos autores han destacado recientemente algunas limitaciones de esta metodología y en este estudio realizamos un estudio muy completo para comprobar sus limitaciones y la conveniencia de revisar la aplicación de este enfoque.

La sección 1 presenta una visión sintética del análisis de cointegración en los modelos econométricos, señalando sus principales características y limitaciones.

La sección 2 presenta resultados y conclusiones de un estudio que hemos realizado con datos de 25 países de la OCDE, en el que se comprueba de forma muy evidente que no siempre debe identificarse la no superación de los contrastes de cointegración a con la existencia de relaciones espurias, pues podemos encontrar relaciones no espurias no cointegradas y también relaciones espurias cointegradas.

En muchos casos la no superación del contraste se debe a una situación de incertidumbre, y no se debe a la ausencia de estacionariedad. Puede ocurrir incluso, en algunos casos, que exista un ligero problema de estacionariedad en la perturbación a causa de una especificación mejorable, pero ello es compatible con la existencia de una relación causal importante entre dos variables.

En la sección 3 se comentan brevemente otros enfoques para el análisis de la causalidad, teniendo en cuenta la conveniencia de analizar no sólo la existencia de relación causal sino también el sentido de la causalidad, tanto en las posibles relaciones bilaterales contemporáneas como en las no contemporáneas. También se mencionan los contrastes de causalidad de Granger y Hausman y otros enfoques útiles para el análisis de causalidad, incluyendo el análisis de regresión, varios contrastes de especificación y la evaluación de la capacidad predictiva.

Teoría de la cointegración

Desde que Granger y Newbold(1974) y (1977) señalaron el problema de la posible existencia de frecuentes *regresiones espurias* en la aplicación de métodos econométricos de regresión en modelos de series temporales, se han suscitado diversas controversias metodológicas en Econometría que en general han provocado un énfasis excesivo en las revistas científicas por cuestiones bastante sofisticadas pero en muchos casos cuestionables desde el punto de vista de su utilidad prácticas en Economía.

Las controversias metodológicas suscitadas por la *teoría de la cointegración*, y por otras propuestas para el tratamiento del problema de las posibles regresiones espurias, han ocupado un protagonismo sin duda excesivo en un gran número de publicaciones científicas, contribuyendo en muchos casos a aumentar la separación existente entre los contenidos de estas publicaciones y la economía real.

En Guisán(2003) se presenta una síntesis de las principales controversias metodológicas suscitadas en las últimas décadas, muy relacionadas con el análisis de cointegración y el problema de la causalidad. Por otra parte, en la bibliografía seleccionada se incluyen también referencias a otras lecturas de interés en las que se presentan diversas perspectivas sobre estas metodologías, en muchas de las cuales pueden observarse críticas a algunas de las limitaciones del análisis de cointegración.

Además, el análisis de las relaciones entre Consumo y PIB en 25 países de la OCDE que presentamos en la sección 2 muestra resultados que son realmente impresionantes pues cuestionan de forma muy clara la validez del análisis de cointegración como método general de discriminación entre regresiones espurias y no espurias.

En efecto, utilizando la metodología habitual de los contrastes de cointegración, encontramos que existen con gran frecuencia importantes regresiones no espurias que no están cointegradas y, también, el caso de regresiones claramente espurias que sí están cointegradas.

La principal conclusión de estos resultados, y de los obtenidos en otras aplicaciones, es que el análisis de cointegración no es una técnica superior, de forma general, al análisis de la regresión. Sólo se trata de una técnica más que puede contribuir, en algunas ocasiones, a mejorar la especificación del modelo, pero que no es en general ni imprescindible ni una solución definitiva para superar el peligro de las regresiones espurias.

El análisis de regresión aplicado con realismo, en la línea que se indica en las sección 3 proporciona en general resultados mucho más claros e interesantes respecto a la existencia o no de relaciones espurias que el análisis de la cointegración. Es conveniente utilizar ambos análisis pero mientras el primero, en los términos mencionados, es casi siempre imprescindible, el segundo tiene un interés práctico menor y además en general debe usarse en fases de perfeccionamiento del modelo más que en las fases de análisis de la causalidad.

Antes de analizar las limitaciones del análisis de la cointegración, exponemos a continuación algunos conceptos y características de interés en este enfoque.

Para ello comenzamos exponiendo dos términos que se repiten con gran frecuencia en el análisis de la cointegración y que son el de *regresiones espurias* y el de *test de raíces unitarias*.

¿Qué son las regresiones espurias?

Según Granger y Newbold(1974) son regresiones espurias las existentes entre dos variables que muestran las siguientes características: 1) No mantienen entre sí una relación causal. 2) La estimación de un modelo econométrico temporal, que relaciona a una de ellas con la otra, proporciona elevada bondad del ajuste y un valor del estadístico Durbin-Watson (dw) llamativamente bajo, muy inferior al valor 2 que correspondería a la ausencia de autocorrelación e inferior al límite inferior del test de Durbin-Watson (dw).

Estos autores encontraron en su análisis una gran frecuencia de modelos econométricos de series temporales que presentaban las dos características mencionadas en el apartado 2), lo cual es cierto, y llegaron a la conclusión de que dicha situación podría deberse al carácter no estacionario de la perturbación aleatoria motivado por la inexistencia de relación causal entre las dos variables, lo cual no es tan cierto, al menos de forma general.

Su análisis resalta la necesidad de analizar la *estacionariedad* de la perturbación aleatoria, ya que es una hipótesis que en general debe cumplirse en los modelos que están bien especificados. Sin embargo este criterio no debe aplicarse de forma mecanicista y rígida pues la ausencia de estacionariedad puede deberse en muchos casos a pequeños problemas de especificación que tienen generalmente fácil solución y no siempre debe interpretarse como sinónimo de regresión espuria.

Discrepamos además de la práctica habitual de muchos de los seguidores de este enfoque, quienes consideran que la no superación del contraste de estacionariedad, cuando los resultados de los tests no permiten rechazar la no cointegración entre las variables, implica siempre el carácter no estacionario de la perturbación.

La no superación de los contrastes de cointegración puede darse en numerosos casos de regresiones causales, y por lo tanto no espurias, debido a la existencia de un intervalo de confianza muy amplio para el parámetro que se contrasta, en situaciones donde existe una evidencia muy clara de su carácter no nulo, como las que veremos en la sección 2.2.

El hallazgo de Granger y Newbold de que los bajos valores del estadísticos dw podrían deberse no sólo a la posible presencia de autocorrelación, con perturbación aleatoria estacionaria, sino a la propia falta de estacionariedad de la perturbación, tiene sin duda interés y además existen situaciones en las que efectivamente así ocurre, pero lo importante es señalar que la falta de estacionariedad no es siempre un problema grave que indica el carácter espurio de una regresión.

En efecto, como se analiza en Guisán(2003), puede presentarse no estacionariedad de la perturbación con cierta frecuencia en relaciones dinámicas no espurias, debido a un pequeño problema en la forma de la especificación del modelo, y se corrige con una ligera

modificación en dicha relación. En caso de ignorarse empeora ligeramente la calidad de los resultados pero no invalida la causalidad existente entre las variables, y generalmente no impide efectuar análisis y predicciones, y obtener conclusiones relevantes para un mejor conocimiento económico.

Así por ejemplo las relaciones en niveles en modelos autorregresivos con variables exógenas causales, puede no cointegrar, mientras que la misma relación en forma de un modelo dinámico mixto en el que la variable endógena y su retardo se expresan en niveles y las variables exógenas en incrementos, puede cointegrar sin ningún problema.

¿Qué son los tests de raíces unitarias?

La metodología desarrollada para contrastar la estacionariedad de la perturbación se realiza a través de un test en el que la hipótesis que se contrasta es el valor unitario de un determinado coeficiente autorregresivo (a_1) a través del análisis de la nulidad de ($a_1 - 1$).

Bajo determinadas hipótesis si el modelo está bien especificado la perturbación será estacionaria y el coeficiente a_1 será menor que 1. Si se rechaza la hipótesis de que ($a_1 - 1$) es igual a cero y hay evidencia de que $(a_1 - 1) < 0$, entonces se acepta que la perturbación es estacionaria y que la regresión es no espuria. Si se acepta la hipótesis ($a_1 - 1$) = 0 y hay evidencia de que ($a_1 - 1$) es igual o mayor que cero, entonces la perturbación no es estacionaria y, según los defensores de este enfoque, la regresión se considera espuria o no causal.

Existen varios problemas con este enfoque, siendo el principal de ellos en nuestra opinión la identidad que se hace en él entre *no estacionariedad de la perturbación* y la *regresión espuria*. La realidad es que ambos conceptos, aunque a veces están relacionados no son idénticos, pues existen regresiones no espurias con perturbaciones no estacionarias y podemos especificar también numerosas regresiones espurias con perturbaciones no estacionarias.

Todo ello hace que consideremos muy exagerada la importancia que se ha dado en las dos últimas décadas al problema de la cointegración en muchas publicaciones científicas cuando en realidad se trata de una técnica más que tiene alguna utilidad y muchas limitaciones.

Antes de señalar más detalladamente sus limitaciones describiremos otros conceptos de este enfoque y sus contrastes.

Perturbación estacionaria

Decimos que una perturbación es estacionaria de 2º orden, si sus momentos de primero y segundo orden son constantes a lo largo del tiempo. Ello requiere que la perturbación tenga una varianza constante, lo que se convierte en la cuestión clave en el análisis de cointegración.

Granger y Newbold demostraron que si no existe relación causal entre las variables la varianza de la perturbación aumenta a lo largo del tiempo y afecta al estadístico dw, cuyos bajos valores pueden deberse a este problema.

Los conocidos contrastes de perturbación ruido blanco, como los de Box-Cox y de Box-Ljung, del análisis de series temporales, se han utilizado con frecuencia para la contrastación de la estacionariedad de la perturbación de los modelos econométricos, pero fueron considerados por muchos investigadores estadísticos como insuficientes por su tendencia frecuente a la aceptación de dicha hipótesis, lo que consideraron un peligro de no rechazo de regresiones espurias.

Como consecuencia de ello se diseñaron contrastes considerados por sus autores como más rigurosos. El énfasis en el diseño de estos contrastes fué en general el de evitar el peligro de aceptar la causalidad en el caso de regresiones espurias. Uno de los contrastes más utilizados en este sentido es el test EG de Engle-Granger, el cual como veremos en la próxima sección presenta, en su utilización habitual, el peligro contrario que es el de considerar como no estacionarias perturbaciones que lo son.

Por otra parte, como ya hemos indicado en ocasiones la perturbación puede ser no estacionaria también en relaciones causales y no espurias, debido a un pequeño problema de especificación de niveles e incrementos en los modelos dinámicos. Por lo tanto debemos criticar lo incorrecto que resulta identificar, como hacen muchos seguidores del análisis de cointegración, toda perturbación no estacionaria con la ausencia de relación causal y la existencia de una relación espuria.

Variables cointegradas

Los contrastes más frecuentemente utilizados de estacionariedad de la perturbación se realizan a través del análisis de la cointegración entre variables, denominándose variables cointegradas precisamente a aquellas que cumplen determinados requisitos para que la perturbación resultante, al restar a la variable dependiente su valor esperado, sea estacionaria.

La perturbación es estacionaria, o sigue un proceso estacionario, si existe una combinación lineal entre las variables y_t y x_t , dada en este caso por la parte determinista del modelo que las relaciona, que es estacionaria.

Para ello se requiere que las variables sean integradas del mismo orden y que además estén cointegradas, es decir que se relacionen mediante una relación lineal estable, de forma que la diferencia entre el valor de y_t y la $E(y_t/x_t)$ sea estacionaria.

En un modelo multivariante no se precisa que cada una de las variables explicativas sea del mismo orden de integración que el regresando, basta con que exista una combinación entre las variables explicativas, $E(y_t/X'_t)$ (donde X'_t es la fila t -ésima de la matriz X de regresores), que sea integrada del mismo orden que y_t y cointegre con esta variable.

Analizar la cointegración entre dos o más variables equivale a analizar la estacionariedad de la perturbación aleatoria del modelo que las relaciona.

El análisis de la estacionariedad de una variable se analiza generalmente mediante el test ADF o “augmented Dickey-Fuller”, que se basa en el test propuesto por Dickey y Fuller, pero añadiendo a la relación del test algunos retardos.

Cuando la variable cuya estacionariedad interesa analizar es la perturbación aleatoria, se utiliza el método de Engle-Granger (EG), basado en el ADF, siguiendo un procedimiento algo diferente y teniendo en cuenta que la perturbación es una variable no observable, lo que presenta algunas peculiaridades que hacen que el nivel crítico necesario para aceptar la cointegración sea más elevado, en valor absoluto, que el del test ADF.

En la sección 1.2 exponemos de forma sintética estos contrastes. En la sección 1.3. analizamos las posibilidades y limitaciones del análisis de la cointegración y en la sección 1.4. exponemos el concepto de modelo con componente de error o modelo CE que se utiliza con gran frecuencia en el contexto del análisis de cointegración.

1.2. Contrastes DF, ADF, EG y otros

Test DF

Dickey y Fuller(1979) desarrollaron contrastes de raíces unitarias en el contexto de modelos univariantes de series temporales para analizar la estacionariedad de los procesos estocásticos.

El planteamiento es el siguiente:

$$(1.1) \quad z_t = a_1 z_{t-1} + v_t$$

Si a_1 es menor que 1 la variable z_t estará autocorrelacionada pero será estacionaria, mientras que si es igual a uno, o mayor que la unidad, será no estacionaria y su varianza crecerá de forma explosiva.

El test DF, o test de Dickey y Fuller, es un contraste de la hipótesis $H_0: a_1 = 1$ frente a la alternativa $H_1: a_1 < 1$, en un proceso AR(1), y para realizarlo se utiliza la relación (1.2) obtenida al aplicar primeras diferencias en (1.1):

$$(1.2) \quad D z_t = d_1 z_{t-1} + v_t;$$

donde $D z_t = z_t - z_{t-1}$, $d_1 = (a_1 - 1)$ y el parámetro d_1 tomará valores en el intervalo comprendido entre 2 y cero: $-2 < d_1 < 0$, si el valor absoluto del parámetro a_1 es menor que la unidad: $-1 < a_1 < 1$.

El test DF consiste en contrastar la hipótesis nula $H_0: d_1 = 0$ (raíz unitaria y no estacionariedad) frente a la hipótesis alternativa $H_1: d_1 < 0$ (raíz no unitaria, a_1 menor que 1 y aceptación de la estacionariedad).

El test consiste en calcular el estadístico t:

$$(1.3) \quad t = (d_1 - 0) / s_{d1}$$

obtenido al tipificar el estimador d_1 , restándole el valor esperado bajo H_0 y dividiendo por su desviación típica.

La *hipótesis nula*, H_0 : *no estacionariedad* de la perturbación, se acepta si t toma un valor situado a la derecha del valor crítico correspondiente al nivel de significación establecido (las tablas proporcionan generalmente los valores críticos, que son negativos, para niveles de significación del 1%, 5% y 10%, siendo el 5% el más utilizado en la práctica) y se rechaza si toma un valor menor que el valor crítico.

La *hipótesis alternativa*, H_1 : *estacionariedad* se acepta por lo tanto si t es <0 y suficientemente grande en valor absoluto para situarse a la izquierda del valor crítico.

Este test se denomina también contraste de *raíz unitaria* refiriéndose a que se está contrastando el valor unitario de la raíz de la ecuación de primer grado formada por el polinomio autorregresivo de (1.1) igualado a cero.

La raíz de dicho polinomio es $1/a_1$ y por lo tanto contrastar la existencia de raíz unitaria es equivalente a contrastar el valor unitario tanto de a_1 como de su inverso. Si $a_1 < 1$ implica que la raíz de la ecuación es mayor que la unidad y si $a_1 > 1$ implica que la raíz de la ecuación es menor que la unidad. Por ello se dice que en un proceso AR(1) la condición de estacionariedad es que la raíz del polinomio esté fuera del círculo unitario.

Si el valor de la t es próximo a cero existe, en principio, evidencia a favor de la existencia de raíz unitaria y de la no estacionariedad de z . Si el valor de t es positivo y alejado de cero existe evidencia a favor de valor de a_1 mayor que la unidad y por lo tanto también en contra de la estacionariedad.

En caso de estacionariedad a_1 puede oscilar entre -1 y 0, o entre 0 y 1, sin llegar a ser igual a 1 en valor absoluto, y d_1 estará comprendido entre -2 y -1 en el primer caso, y entre -1 y 0 en el segundo, sin llegar a ser igual a cero. Así el intervalo de valores posibles de d_1 compatibles con la estacionariedad es $-2 < d < 0$.

Pueden producirse situaciones de incertidumbre en las que el valor de t sea negativo, pero esté a la derecha del valor crítico del test, y exista un intervalo de confianza para el parámetro d_1 demasiado amplio, de forma que su extremo inferior sea negativo y muy alejado de cero y su extremo superior positivo y muy próximo a cero.

En muchos casos, como los que examinaremos en la sección 2.2, estas situaciones no corresponden a ausencia de estacionariedad sino que proporcionan una evidencia bastante clara de cointegración entre las variables y estacionariedad de la perturbación, aunque exista un ligero grado de incertidumbre en el resultado del test.

La *situación de incertidumbre* es bastante frecuente en la práctica, sobre todo cuando el valor de a_1 es próximo a la unidad, y se produce siempre que el intervalo de confianza para el parámetro de (1.2) sea demasiado amplio, incluyendo tanto el valor cero como otros valores bastante alejados de éste, pero en la mayoría de las aplicaciones no se analiza la posibilidad de que el no rechazo de la hipótesis nula se deba a la incertidumbre.

Esta forma de realizar el test es distinta de la habitual en la contrastación de hipótesis de significatividad de un parámetro de un modelo econométrico, ya que lo habitual es que la hipótesis nula no se rechace en situaciones de incertidumbre y en el caso de los tests DF y ADF la incertidumbre se incluye en la misma alternativa que el rechazo.

Esta es una de las críticas más generalizadas a la utilización de este enfoque ya que su utilización en la práctica conduce en ocasiones a rechazar la estacionariedad cuando realmente el proceso es estacionario.

Fuller(1976) demuestra que bajo la hipótesis nula (no estacionariedad y existencia de raíz unitaria) no deben utilizarse los valores críticos de la t de Student, ya que bajo dicha hipótesis el estadístico t de (1.3) no sigue una distribución t de Student standard, sino valores críticos deducidos de estudios de simulación por el método de Montecarlo. Posteriormente otros autores analizaron el problema de los valores críticos y en la actualidad suelen utilizarse los propuestos por MacKinnon para el test DF.

La relación (1.2) puede incorporar un término constante y una tendencia, a través de la variable t que representa el tiempo, según se expresa en (1.4):

$$(1.4) \quad D z_t = d_1 z_{t-1} + d_0 + d_2 t + v_t ;$$

siendo t la variable tiempo

Al realizar el test podemos elegir las opciones (N,C,T) siendo C la opción de incorporar término constante sin tendencia, T la opción de incorporar término constante y tendencia, y N la opción de no incorporar ninguno de ambos términos.

Este test no suele utilizarse para contrastar la estacionariedad de la perturbación de un modelo econométrico, pero sirve de base para los tests ADF y EG, que en cierta medida son extensiones del test de Dickey y Fuller, los cuales se utilizan con bastante frecuencia.

Test ADF

El test ADF, denominado test “aumentado” de Dickey y Fuller, consiste también en contrastar la hipótesis de nulidad de d_1 pero en una relación “aumentada” con la inclusión de valores retardados de Dz . Si se considera necesario pueden incluirse también término constante y la tendencia, al igual que el test DF, de forma que el contraste, en caso de un “aumento” de 2 retardos, se realiza en la relación:

$$(1.5) \quad Dz = d_1 z + d_0 + d_2 t + d_3 Dz(-1) + d_4 Dz(-2) + \dots$$

Los valores críticos más utilizados son los propuestos por MacKinnon para el test ADF, que figuran en los programas como el Micro-Tsp y el E-views con las salidas de las regresiones efectuadas y que también pueden consultarse en la bibliografía correspondiente.

Los niveles críticos de las tablas de MacKinnon dependen de las opciones (N,C,T) utilizadas, del tamaño muestral y del número de retardos que figuran en la relación. La opción de cero retardos coincide con el test DF.

La hipótesis nula, o hipótesis a contrastar, es la de "integración" o "no estacionariedad" de la perturbación aleatoria, frente a la alternativa de "no integración" o "estacionariedad". Ello ocasiona algunas debilidades del test como veremos más adelante, que ya han sido criticadas por Maddala(1992) y otros autores, ya que puede provocar una

tendencia excesiva a "aceptar" la hipótesis nula, de "no estacionariedad" cuando la variable es estacionaria. Dicha "aceptación" no implica necesariamente una evidencia favorable hacia la hipótesis nula ya que puede haber una clara situación de incertidumbre.

Este test se utiliza con cierta frecuencia para contrastar la hipótesis de cointegración entre las variables de un modelo econométrico causal, utilizando los residuos de la estimación MCO del modelo como variable el z en la relación (1.5). En general se utiliza al menos un retardo de Dz , y en ocasiones más si los parámetros correspondientes resultan significativos. La opción (C,1), término constante y un retardo es una de las más utilizadas.

Este contraste es considerado por los seguidores del análisis de cointegración como menos riguroso que el EG, ya que tiene una mayor tendencia a aceptar la cointegración, y por lo tanto podría suponer un mayor peligro de no rechazar regresiones espurias.

Test EG

En el caso de que z_t sea la perturbación del modelo econométrico, nos encontramos con el problema de que se trata de una variable no observable, la cual es preciso sustituir por los residuos de la regresión.

Con carácter orientativo se puede aplicar el test ADF directamente a los residuos del modelo econométrico pero ese procedimiento ha sido criticado por poco riguroso y porque, según sus críticos, puede tender a aceptar excesivamente la hipótesis alternativa de estacionariedad de la perturbación, incluso en el caso de regresiones espurias.

En ese caso muchos económetras consideran preferible utilizar el test EG, propuesto por Engle y Granger(1987), basado en el ADF pero con algunas variantes en las etapas a realizar y en los valores críticos de MacKinnon para el test EG.

El test EG consiste en contrastar la estacionariedad de la perturbación de un modelo econométrico, en una relación (1.7), similar a la (1.1) pero en la que la variable z_t es la perturbación aleatoria u_t de (1.6):

$$(1.6) \quad y = Xb + u$$

$$(1.7) \quad u_t = a_1 u_{t-1} + v_t$$

Para contrastar la hipótesis de valor unitario para a_1 se contrasta la hipótesis de nulidad de d_1 en la relación (1.8), obtenida tomando primeras diferencias en (1.7) y añadiendo, si se considera oportuno, términos de "aumento", como en el test ADF, pero sin añadir ni término constante ni tendencia en dicha relación. Así en el caso de 2 "aumentos" la relación a utilizar en el contraste sería:

$$(1.8) \quad D(u)_t = d_1 u_{t-1} + d_2 D(u)_{t-1} + d_3 D(u)_{t-2} + \dots; d_1 = (a_1 - 1)$$

El test propuesto por Engle y Granger consiste en contrastar la nulidad de d_1 en (1.8), y comparar el estadístico t de (1.3) con los valores críticos correspondientes.

Han sido propuestos varios niveles críticos siendo generalmente utilizados los de MacKinnon para el test EG, que son diferentes a los del test ADF al tener en cuenta que la perturbación no es observable y hay que utilizar en su lugar los residuos de la regresión (1.6).

El test se efectúa, en el programa MicroTSP, mediante la instrucción UROOT(C,1) Y $X_1 \dots X_k$, en el caso de varias variables explicativas, incluyendo término constante en (1.9) y un retardo de $D(uf)$ en 1.10, y consiste en efectuar dos regresiones:

$$(1.9) \quad LS \quad Y \quad C \quad X_1 \quad X_2 \quad \dots X_k \quad \text{regresión de cointegración}$$

$$(1.10) \quad LS \quad D(uf) \quad Duf(-1) \quad uf(-1) \dots \quad \text{regresión de los residuos}$$

Así los residuos de la estimación MCO de la *regresión de cointegración*, (1.9), se utilizan en la *regresión de los residuos*, o ecuación del test, (1.10) como una aproximación al valor de la perturbación, con objeto de contrastar la hipótesis nula, H_0 , de *no estacionariedad* de ésta, mediante el contraste de la nulidad del coeficiente de $Resid(-1)$.

Si dicho coeficiente toma un valor negativo y el estadístico t correspondiente se sitúa a la izquierda del valor crítico considerado adecuado se rechaza la hipótesis H_0 , de no estacionariedad, aceptándose la estacionariedad de la perturbación y la cointegración de las variables incluidas en (1.9).

Si el valor del estadístico t es próximo a cero existe, en principio, evidencia a favor de la hipótesis H_0 existencia de raíz unitaria, valor de a_1 igual a la unidad, rechazo de la estacionariedad de la perturbación aleatoria y ausencia de cointegración entre y_t y las x_{it} . Para una interpretación correcta es necesario observar el intervalo de confianza para el parámetro d_1 . Si dicho intervalo es muy amplio estaremos en una situación de incertidumbre.

Si el valor de t es positivo se rechaza también la estacionariedad, siendo en ese caso la evidencia favorable a $a_1 > 1$ cuanto más alejado este de cero por la derecha.

Al igual que en el caso del test ADF pueden producirse en la práctica muchas situaciones de incertidumbre, con valores del estadístico t próximos a cero acompañados de intervalos de confianza para el parámetro d_1 demasiado amplios.

Los valores críticos de MacKinnon para este test, en la relación (1.10), están también en la cola izquierda de la distribución de la t, y por lo tanto son negativos, dependiendo su valor del tamaño muestral y del número de parámetros estimados. En valor absoluto sus valores son bastante elevados, más que en los tests DF y ADF, lo que hace que sea difícil en la práctica rechazar la hipótesis nula y que en el caso de perturbaciones estacionarias pero muy autocorrelacionadas, con coeficiente de autocorrelación < 1 pero próximo a la unidad, sean bastante frecuentes las situaciones de incertidumbre.

Por lo tanto la aplicación frecuente, para muchos autores, consistente en no contemplar la situación de incertidumbre y en proceder limitando las opciones a aceptación o rechazo de la hipótesis nula, puede conducir a excesivas aceptaciones de H_0

(no estacionariedad) y a indebidos rechazos de H_1 (estacionariedad) en numerosos casos en los que las variables están realmente cointegradas.

Los rechazos indebidos en situaciones de incertidumbre son muy frecuentes para valores de a_1 comprendidos entre 0.90 y 0.99, como ya se ha puesto de manifiesto en diversos estudios.

Este contraste incluye las opciones C y T, referidas ambas a la ecuación (1.9), y no a la (1.10) como era el caso de los tests DF y ADF. No incluye la opción N, de forma que en la relación (1.9), o *regresión de cointegración*, figuran en el lado derecho la variable explicativa, o en su caso varias variables explicativas, el término constante y, en la opción T además una variable de tendencia.

Otros contrastes de cointegración

En la bibliografía seleccionada que figura al final se presentan otros tests desarrollados con posterioridad al de Engle y Granger(1987) con el fin de adaptarse a diferentes situaciones más o menos complejas que se presentan en la práctica, pero que no suponen un cambio esencial de planteamiento respecto a la problemática que presenta el análisis de la cointegración.

Entre dichos tests figuran el de Phillips y Perron(1988) y el de Johansen(1988) y (1989) que se incorporan también en programas informáticos de uso frecuente como el E-views, y se trata de contrastes que son bastante mecanicistas en la línea del modelo CE no contemporáneo y de los modelos VAR, y que por lo tanto suponen un peligro de declarar espurias regresiones causales entre las variables, por los motivos que analizaremos en este trabajo.

Aunque algunos autores, como Otero(1993), señalan que las propiedades estadísticas del método de Johansen son superiores a las del método de Engle-Granger sus resultados son, en mi opinión y en la de otros autores, en general menos interesantes para un economista ya que se alejan mucho de los supuestos realistas de las relaciones causales de la Economía.

En efecto el método de Johansen está muy relacionado con el enfoque VAR en el que se omite el orden de causalidad entre las variables y no se considera la importancia de las relaciones causales contemporáneas. Como señala Maddala(1992) se trata de un enfoque ateorico, puramente estadístico, y que en general no resulta adecuado para el análisis de las relaciones económicas.

El enfoque Engle-Granger tiene un mayor interés para la Economía, a pesar de sus limitaciones, pues tiene en cuenta la existencia de relación contemporánea entre las variables. Su correcta aplicación práctica requiere una menor rigidez en el análisis de sus resultados, de forma que éstos deben interpretarse teniendo en cuenta el problema de la incertidumbre, especialmente cuando el intervalo de confianza para el parámetro del contraste es muy amplio y tiene un extremo inferior negativo y muy alejado de cero al mismo tiempo que un extremo superior positivo y cercano a cero, de forma que en esos casos la no aceptación de la cointegración no implica rechazar, sino que significa que hay algún grado de incertidumbre.

Se han desarrollado además contrastes de cointegración para situaciones específicas como de Hylleberg, Engle, Granger y Yoo(1990) para detectar integración estacional de primer orden en modelos con datos trimestrales. Tienen también interés los enfoques de Pesaran, Shin y Smith(2001) y otras aportaciones recientes.

Además de estos contrastes relativamente nuevos, en la metodología econométrica figuran contrastes más antiguos, como los tests de ruido blanco de Anderson, Box-Pierce que se aplican con frecuencia a los modelos Arima y en el análisis temporal bivalente, los cuales también tienen interés aunque sean considerados por muchos como menos rigurosos, por mostrar una mayor tendencia a la aceptación de la estacionariedad que el test de Engle-Granger.

La experiencia práctica muestra que los tests más sencillos de ruido blanco para los residuos pueden utilizarse como una aproximación razonable en muchas situaciones prácticas. Con frecuencia los métodos más sencillos proporcionan mejores resultados que los más sofisticados porque tienden a aceptar más veces la relación causal entre las variable cuando existe.

Dichos tests pueden tener el peligro contrario, de tender a aceptar la estacionariedad cuando no existe, pero esta alternativa es en general menos probable ya que el econométra utiliza generalmente criterios razonables desde el punto de vista económico y otros análisis complementarios que evitan ese peligro.

1.3. Posibilidades y limitaciones del análisis de la cointegración

Señalamos a continuación algunas limitaciones importantes que tiene el análisis de cointegración, a pesar de los grandes esfuerzos realizados para desarrollar esta técnica como una alternativa a otros contrastes de especificación de los modelos. La realidad indica que sus supuestos teóricos son muy limitados y su aplicación mecanicista, de forma rígida y excluyente sin atender a otras evidencias, puede conducir a errores importantes.

No obstante su aplicación de forma flexible y atendiendo a los resultados de otros análisis, puede ser de utilidad en algunas ocasiones. Así puede contribuir a mejorar la especificación de un modelo causal, contribuyendo a decidir correctamente si algunas variables explicativas deben figurar en niveles o en primeras diferencias, especialmente en modelos dinámicos.

Además hay que tener en cuenta que las limitaciones de esta técnica son también importantes y que no debe aplicarse de forma rígida, especialmente en las fases exploratorias en las que se trata de dilucidar el sentido de la causalidad y de distinguir entre especificaciones alternativas que tienen un planteamiento económico muy diferente.

Una vez que las relaciones causales están bastante claras, en base a otros análisis económicos y econométricos, la especificación puede perfeccionarse hasta alcanzar la estacionariedad de la perturbación.

En esa fase el análisis de cointegración es de utilidad siempre que se interprete teniendo en cuenta la amplitud del intervalo de confianza y el posible problema de incertidumbre, así como las demás consideraciones que hemos realizado.

Destacamos a continuación algunas de las principales limitaciones de la práctica habitual del análisis de cointegración, cuya consideración es de utilidad para la correcta interpretación de sus resultados.

1.- Falta de distinción entre no estacionariedad e incertidumbre

Ya hemos indicado algunas de las limitaciones que presenta el análisis de la cointegración, aún en el caso de los tests más rigurosos entre los propuestos para analizar este problema. Algunas de las críticas que se mencionan en la bibliografía tienen que ver con los problemas que plantean las situaciones de incertidumbre, por la forma en que éstas se asimilan en la práctica a la aceptación de la hipótesis nula de no estacionariedad de la perturbación y no cointegración de las variables.

En algunas aplicaciones podemos encontrar que el resultado es de incertidumbre incluso en casos de relación causal y elevada correlación lineal entre las variables, con lo cual el riesgo de cometer errores, rechazando relaciones causales importantes es enorme si asimilamos las situaciones de incertidumbres a situaciones de aceptación de la no cointegración.

En los ejemplos del próximo capítulo veremos como en relaciones causales que posiblemente están cointegradas pero que no superan el contraste de estacionariedad, la situación más frecuente es la de que el intervalo de confianza para el parámetro cuya nulidad se contrasta tenga un extremo inferior negativo y muy alejado de cero (incluso con valor menor que -0.7 en algunos casos) y el extremo superior positivo y muy próximo a cero (menor que 0.10 en algunos casos).

2.- Regresiones no espurias no cointegradas

Existe un problema que en general no se destaca en la literatura econométrica pero que posiblemente es casi tan importante como el del párrafo anterior, y es el planteamiento básico de este enfoque respecto a la identificación entre la no estacionariedad de la perturbación y la existencia de regresiones espurias, o lo que es lo mismo la identificación de regresiones espurias con no cointegración.

Es posible encontrar numerosas regresiones que no son espurias que no están cointegradas, y por lo tanto no existe identidad entre ambos conceptos. El hecho de que bajo determinadas circunstancias las regresiones espurias no estén cointegradas no implica que las relaciones no cointegradas sean siempre espurias.

En este sentido es importante destacar que para que una regresión sea espuria la característica más importante es la ausencia de relación causal entre las variables que están estadísticamente correlacionadas, lo cual puede ocurrir con numerosas variables que tengan tendencias lineales, incluso de signo contrario, tomadas al azar.

Este problema no es frecuente en la especificación de modelos econométricos por parte de economistas cualificados, ya que los investigadores suelen plantear modelos basados en teorías económicas y en la evidencia empírica y tienen generalmente algún fundamento de causalidad.

Pequeños problemas de especificación como la omisión de alguna variable secundaria, o la inclusión en niveles de una variable explicativa que debería aparecer en primeras diferencias pueden provocar un pequeño problema de no estacionariedad pero no deben llevarnos a declarar como espuria una relación causal importante.

Por ello hay que ser prudentes ante los resultados de no cointegración, pues no deben llevarnos a afirmar de forma mecanicista que la relación entre las principales variables de la relación es espuria cuando existan importantes evidencias que apoyen el carácter causal de la relación.

3.- Regresiones espurias y cointegración

Puede darse el caso de que variables que no mantienen una relación de causalidad estén cointegradas, como veremos en la sección 2.3, y ello constituye una limitación muy importante del análisis de cointegración, ya que la aceptación de la cointegración no es condición ni necesaria ni suficiente para afirmar que entre las variables existe una relación no espuria. En realidad es una técnica más, no imprescindible, y desde luego limitada, cuyos resultados deben ser interpretados con precaución, teniendo en cuenta otras muchas características del problema analizado.

De la misma forma que pequeños problemas de especificación pueden hacer que una regresión causal importante aparezca según los tests de cointegración como espuria, también puede ocurrir lo contrario es decir que pequeñas modificaciones en una relación realmente espuria, como la inclusión de algunas variables que casualmente cointegran, pueden hacer que se rechace la no cointegración y se seleccione un modelo que no merece ser seleccionado.

4.- No delimita el sentido de la causalidad

Por otra parte el análisis de la cointegración, aún teniendo interés como la mayoría de las técnicas econométricas, para mejorar el análisis de la especificación del modelo, no ayuda a distinguir el sentido de la causalidad entre variables, tema que es de gran interés especialmente a nivel macroeconómico donde las variables por el lado de la oferta y la demanda interaccionan de forma compleja.

Si dos variables están cointegradas se acepta la hipótesis tanto estableciendo la regresión de la variable dependiente sobre la independiente como en sentido contrario, lo que no aporta evidencia sobre el sentido de la causalidad y hay que recurrir, en caso de duda a otros análisis.

La estimación de un sistema interdependiente, mediante mínimos cuadrados en dos etapas, MC2E, el test de Hausman, los contrastes de especificación y la evaluación de la capacidad predictiva son métodos alternativos de gran interés para delimitar la causalidad.

5.- No tiene en cuenta otros análisis complementarios de interés

Los contrastes de cointegración se aplican con frecuencia sin tener en cuenta de forma suficiente ni la observación de los datos, en el tiempo y en el espacio, ni otros

análisis complementarios importantes para un correcto planteamiento de los problemas y de sus soluciones.

No debemos relegar el conocimiento de la realidad económica y su interacción con factores culturales, legislativos y sociales, que son con frecuencia de mayor trascendencia para el avance de la Economía como ciencia positiva capaz de dar soluciones a los problemas del mundo real, y sustituir la riqueza de esta cultura y de este pensamiento por unos contrastes mecanicistas que presentan numerosas limitaciones e inexactitudes.

Por todo ello resulta llamativa la excesiva importancia que muchas publicaciones científicas de Econometría han prestado al análisis de la cointegración en las últimas décadas, incluso en sus versiones más mecanicistas, de una forma casi hegemónica, mientras muchas cuestiones de gran importancia para la economía real apenas han tenido presencia en las páginas de dichas publicaciones.

Consideraciones de interés práctico

Las limitaciones señaladas nos indican una vez más que una correcta metodología econométrica no puede ser mecanicista, pues como ya señaló Amemiya(1980) la investigación econométrica de calidad es una mezcla de ciencia y arte, que se basa en la profundidad del pensamiento, en el grado de conocimiento de la realidad económica y del pensamiento de otros autores, y en la capacidad de relacionar los efectos con sus causas.

A modo de resumen de las características y limitaciones del análisis de cointegración podemos destacar las siguientes consideraciones:

En las fases iniciales de la investigación de las relaciones causales entre variables el problema de la cointegración es generalmente poco o nada importante, ya que los resultados fundamentales apenas se ven afectados por este problema.

Cuando el modelo está ya muy elaborado es generalmente preferible expresarlo en forma que cumpla, además de otras buenas propiedades, como capacidad predictiva, y estabilidad tanto muestral como postmuestral, también el requisito de estacionariedad de la perturbación, lo cual en general se consigue de forma fácil, especificando de forma adecuada la relación entre las variables en niveles y en primeras diferencias como en el modelo EC causal y en el modelo dinámico mixto.

El análisis de la cointegración puede ser un perfeccionamiento complementario positivo, como otros análisis de los modelos, siempre que las relaciones fundamentales entre las variables estén bien especificadas y tengan un interés para el conocimiento económico del mundo real que es lo que verdaderamente interesa a los economistas cualificados, pero está lejos de tener la importancia y la eficacia que en las últimas décadas se le han atribuido.

Para el economista práctico existen generalmente otras cuestiones de mayor relevancia a las que se debe conceder prioridad.

En definitiva puede haber excelentes estudios econométricos sin análisis de cointegración y malos estudios econométricos con aplicación mecánicamente rigurosa de contrastes de cointegración. La relevancia de los estudios econométricos hay que

evaluarla en conjunto, en función de sus aportaciones al conocimiento real de la Economía.

Un énfasis excesivo y prematuro en el análisis de la cointegración, especialmente en sus versiones más mecanicistas, sobre todo en las etapas más exploratorias de la investigación econométrica, puede ser incluso muy contraproducente para la obtención de resultados científicamente interesantes desde el punto de vista económico, por el riesgo que tienen los contrastes de cointegración de considerar espurias importantes relaciones causales.

Es pues importante abordar el análisis de la causalidad en Economía desde una perspectiva más amplia como la que se indica en la sección 3.

El análisis de cointegración puede ser una técnica válida para perfeccionar el modelo en una etapa avanzada de su especificación, cuando las relaciones de causalidad ya están claras, pero en general es poco útil si se trata de utilizar como técnica preferente en las etapas fundamentales de la elaboración del modelo.

1.4. Cointegración y modelos CE

El análisis de cointegración está muy relacionado con los modelos CE ya que el denominado *teorema de representación de Granger* establece una correspondencia entre relaciones cointegradas y modelos con CE (modelos con componente de error).

Estos modelos constituyen una opción interesante para la estimación de modelos dinámicos incluso en el caso de relaciones no cointegradas como veremos en la sección 3.1, cuando se especifican en su forma causal contemporánea.

Modelos CE

El *modelo con componente de error*, o *modelo CE*, fué propuesto por Davidson, Hendry, Srba y Yeo(1978) en base a investigaciones previas de otros autores que se remontan ya a 1964, y recibió un gran impulso a partir del trabajo de Engle y Granger(1987) en el que se relaciona la cointegración con este enfoque.

Engle y Granger consideran que un vector de N series temporales, x_t , tiene una representación CE si:

$$(1.11) \quad A(L) (1 - L) x_t = - F z_{t-1} + u_t$$

donde L es el operador de retardos; $A(L)$ es una matriz de polinomios en el operador de retardos; F es una matriz de parámetros no nula de orden $N \times r$; A es una matriz de parámetros de orden $N \times r$; $z_{t-1} = A' x_{t-1}$ es un vector $r \times 1$ de combinaciones lineales de los valores retardados de las variables y u_t es un vector, de orden $N \times 1$, de perturbaciones aleatorias estacionarias.

Así los incrementos de las variables en un determinado momento del tiempo son explicados en función de sus valores pasados.

Engle y Granger establecen un teorema por el que se relacionan la cointegración y el modelo CE, de forma que establecen una equivalencia entre ambos, por la que las relaciones entre variables cointegradas pueden representarse mediante un modelo CE y la existencia de cointegración implica que puede efectuarse una representación mediante un modelo CE.

Modelos CE con causalidad contemporánea

En algunas versiones de este enfoque, como en Maddala(1992) p.591, se admite la consideración de relaciones causales contemporáneas y se distingue entre relación a largo plazo y a corto plazo.

En el caso de que el vector de variables del modelo x_t esté constituido por dos variables, y_t y X_t , la *relación a largo plazo* entre ambas variables puede expresarse como:

$$(1.12) \quad y_t^* = a + b X_t + u_t$$

mientras que su relación a corto plazo puede expresarse, de acuerdo con el modelo CE, de forma que las desviaciones respecto a la tendencia a largo plazo tienden a corregirse.

Si en un período el valor observado de y_t es superior al de su tendencia, $E(y_t^*/X_t)$, se supone que se producirá en el período siguiente una disminución en y_t que amortigue esa diferencia, y si y_t es inferior a y_t^* se supone que en el período siguiente se producirá un aumento de y_t que lo acerque a su tendencia, de forma que las *relación a corto plazo* puede expresarse mediante las dos expresiones siguientes, donde g es un parámetro cuyo valor es menor que cero.

$$(1.13) \quad y_t = y_t^* + g (y_{t-1} - a - b X_{t-1})$$

Si aplicamos primeras diferencias a esta relación, sustituimos y_t^* por su valor estimado en la relación (1.12) estimada, y añadimos una perturbación aleatoria, v_t obtenemos:

$$(1.14) \quad D y_t = b D X_t + g \hat{u}_{t-1} + v_t$$

La relación (1.12) se denomina *regresión de cointegración*, y la (1.14) *modelo CE con relación contemporánea*.

De forma similar se procede en el caso de varias variables explicativas, en cuyo caso en el lado derecho de (1.11) y de las demás relaciones aparecerían los términos correspondientes a cada una de dichas variables explicativas, y la perturbación retardada estimada, $\hat{u}_{t-1}$, incluiría la diferencia entre el valor retardado de y_t y una combinación lineal de los valores retardados de todas las variables explicativas, deducido de la relación (1.11).

Así en el caso de k variables explicativas, tendríamos:

$$(1.15) \quad y_t^* = b_1 X_{1t} + \dots + b_k X_{kt} + u_t \quad \text{regresión de cointegración}$$

$$(1.16) \quad Dy_t = b_1 DX_{1t} + \dots + b_k DX_{kt} + g \hat{u}_{t-1} + v_t \quad \text{modelo CE}$$

Engle y Granger proponen estimar la relación (1.16), *modelo CE*, en dos etapas, estimando en la primera etapa por MCO la relación (1.15), o *regresión de cointegración*, para calcular $\hat{u}_{t-1}$ y, en una segunda etapa estimar los parámetros de (1.16).

Otero(1993) señala que los estimadores de la primera etapa son consistentes, incluso *superconsistentes* en el sentido de que la convergencia de los estimadores al verdadero valor de los parámetros es más rápida de lo habitual, pero presenta algunos problemas que pueden solventarse aplicando el método en tres etapas propuesto por Engle y Yoo(1989), que consiste añadir una 3ª etapa al método bietápico de Engle y Granger, de forma que el vector de estimadores seleccionado es:

$$(1.17) \quad b^{(3)} = b^{(1)} + d$$

siendo $b^{(1)}$ el vector de orden $k \times 1$ de estimadores de la 1ª etapa, y d el valor estimado del parámetro g en la relación:

$$(1.18) \quad e_t = (c X_t) + w_t$$

donde e_t son los residuos de la 2ª etapa, c es el estimador del parámetro g en la 2ª etapa y w_t es una perturbación aleatoria.

Nuestra experiencia es la de que existe poca diferencia entre ambos métodos y de que en general es suficiente con aplicar el método bietápico de Engle y Granger.

El modelo CE con causalidad contemporánea presenta en general buenos resultados, tanto si las variables están cointegradas como si no, ya que permite tener en cuenta la relación causal a largo plazo y las desviaciones a corto plazo.

La validez de este enfoque, como de otros con resultados similares, como los que se presentan en Guisán(2003), para la especificación de relaciones dinámicas se basa fundamentalmente en el hecho de que permite tener en cuenta la existencia de relaciones causales contemporáneas.

Modelos CE sin causalidad contemporánea

Algunos autores plantean una versión no contemporánea del modelo CE que proporciona resultados generalmente mucho peores que la versión contemporánea. En dicha versión sólo se reconoce la existencia de relaciones de cointegración entre las variables sin que se reconozca la existencia de un orden de causalidad entre ellas, ni la posible interdependencia contemporánea.

Las versiones del modelo CE no contemporáneo no permite por lo tanto despejar una variable causa en función de una o más variables explicativas, y se reduce a expresar el vector de incrementos de cada una de las variables explicadas por el modelo en función de valores pasados de todas ellas y de sus incrementos retardados, con un componente de corrección que tiene en cuenta la desviación retardada respecto a la relación de cointegración.

Ese enfoque de modelo CE no causal, guarda bastante relación con el enfoque VAR, y adolece de sus mismos defectos, proporcionando en general peores resultados que el enfoque CE contemporáneo y que otros enfoques alternativos como los modelos dinámicos mixtos.

En las próxima sección analizamos los resultados obtenidos al aplicar el análisis de cointegración a la relación entre Consumo y PIB en 25 países.

2. APLICACION DEL ANALISIS DE COINTEGRACION EN 25 PAISES DE LA OCDE

2.1. Contrastes de cointegración entre Consumo y PIB

Los resultados del análisis de la cointegración que presentamos en esta sección suponen, en mi opinión, un cuestionamiento importante de la utilización mecanicista de esta técnica por la gran cantidad de resultados poco realistas que proporciona.

Ello no significa que no tenga ninguna utilidad, pero sí que es una técnica más, no imprescindible en las primeras fases del análisis de causalidad, y que en ocasiones, cuando las relaciones causales están ya bastante bien delimitadas, puede ayudar a perfeccionar el modelo mediante la selección de una forma adecuada de la expresión de las variables, ya sea en niveles ya en primeras diferencias o de forma mixta.

Aunque existen otros tests que se denominan *de causalidad*, como los que se mencionan en la sección 3, hay que señalar que en general el análisis de la cointegración se utiliza como un test de causalidad ya que se aplica para tratar de determinar si la relación establecida entre dos variables evita el peligro de las regresiones espurias. En ese sentido debe ser utilizado con mucha precaución para no declarar como espurias regresiones causales importantes.

Antes de presentar los resultados de los contrastes de cointegración comentamos brevemente algunas características de las variables seleccionadas para este estudio.

Variables seleccionadas

Vamos a analizar la relación entre el Consumo Privado nacional (C90) y Producto Interior Bruto (PIB90) de 25 países de la OCDE durante el periodo 1960-95, estando ambas variables expresadas en miles de millones de dólares de 1990 según tipo de cambio. Los datos utilizados se incluyen en el Anexo para que los lectores interesados puedan efectuar análisis complementarios.

En general hemos utilizado los datos de la edición OCDE(1997), pero en algún caso, dado que no todos los análisis se realizaron en el mismo momento del tiempo, pueden aparecer pequeñas discrepancias por utilizarse algún dato de alguna variable de ediciones anteriores o de la edición posterior. Estas pequeñas discrepancias estadísticas, generalmente casi inevitables, no afectan en general a los resultados de los contrastes ni a las conclusiones del análisis. Los datos utilizados figuran en el Anexo.

El estudio aplicado podría haberse planteado entre las variables Consumo Privado y Renta Familiar Disponible, que mantienen entre sí una fuerte relación causal directa, pero dado que las estadísticas disponibles ofrecen presentan mayores dificultades para obtener datos de los 25 países de la OCDE para la variable Renta Familiar Disponible, parece preferible, por simplificación, plantear el análisis entre las variable Consumo Privado y Producto Interior Bruto. En algunos países hemos aplicado las dos alternativas y los resultados fundamentales son similares.

Dado que el Consumo depende de la Renta y ésta depende fundamentalmente del PIB, existe también una fuerte relación causal positiva entre Consumo y PIB. En un esquema keynesiano la relación será bidireccional pero en otros planteamientos macroeconómicos del lado de la oferta la dependencia puede ser solamente unilateral, como se analiza en Guisán(2001) y (2003).

De momento analizamos sólo la relación entre el Consumo, como variable dependiente, y el PIB como variable independiente, y posteriormente en la sección 3.4 haremos referencia a los casos en que ambas variables tienen relación unilateral o bilateral.

Obviamente ambas variables tienen una relación causal, estable e importante, que puede variar a corto plazo en función de determinados cambios en la política fiscal o en la política de rentas. No cabe duda de que salvo en circunstancias muy excepcionales la capacidad de renta familiar disponible y el nivel de consumo privado de cada país dependen de su PIB. Por ello si los contrastes son correctos deberán poner de manifiesto esta relación.

Contrastes de cointegración y niveles de significación

El análisis de cointegración que desarrollamos en este capítulo consiste en aplicar a cada uno de los 25 países de la OCDE, mediante el programa Micro-TSP, los tres métodos que indicamos a continuación: 1) Test aumentado de Dickey-Fuller (ADF) de integración para los residuos con niveles críticos próximos a la t de Student. 2) Test de cointegración de Engle-Granger (EG), con niveles críticos de MacKinnon, más elevados en valor absoluto, para las variables originales. 3) Test de cointegración de EG, con niveles críticos de MacKinnon, para las primeras diferencias.

La principal diferencia entre el test ADF y el test EG está en los niveles de significación utilizados ya que los niveles críticos de MacKinnon para el test EG son más elevados que para el test ADF, especialmente en la opción que incluye tendencia en la regresión de cointegración (opción T).

Según los estudios de simulación realizados por este autor los niveles por él propuestos son más rigurosos bajo determinadas hipótesis para aceptar o rechazar la hipótesis de cointegración, teniendo en cuenta que los residuos de la relación de cointegración entre las variables no son las auténticas perturbaciones sino unas estimaciones.

Sin embargo en situaciones de proximidad a la raíz unitaria pueden producirse situaciones de incertidumbre importantes que en general y ello puede analizarse calculando los extremos del intervalo de confianza para el parámetro analizado. En caso

de duda es preferible utilizar la opción C (sin tendencia) que la opción T (con tendencia) ya que ésta última tiene un mayor peligro de aceptar la no cointegración en situaciones de incertidumbre.

Los contrastes cuyos resultados presentamos en esta sección son los siguientes:

1) Test ADF.- Análisis de la integración de las serie de residuos de la regresión MCO del Consumo Privado y el Producto Interior Bruto de cada país.

Para ello se utiliza en una primera fase un modelo de regresión lineal simple con ordenada en el origen entre la variable Consumo y la variable PIB.

$$LS \quad C90i \quad C \quad PIB90i$$

En la segunda fase se calculan los residuos MCO y se contrasta la hipótesis de "no estacionariedad" de la serie de residuos mediante el test ADF de contraste de raíz unitaria.

$$FIT \ C90iF$$

$$GENR \ UF=RESID$$

$$UROOT(C,1) \ UF$$

Los resultados se presentan en las tablas 2.1. y 2.2. La primera de estas tablas corresponde al período 1965-90 y la segunda al período 1960-95, para ver la diferencia que se produce al cambiar el tamaño de la muestra.

En la instrucción de contrastación de raíces unitarias (Uroot) se indican entre paréntesis la opción elegida (N,C,T) y el número de retardos del incremento de z , Dz en la relación 1.5, siendo en este caso $Dz=D(uf)$.

Los niveles críticos de MacKinnon para el test ADF, que proporciona el programa Micro-TSP, son muy similares a los de la t de Student, aunque algo más elevados en valor absoluto, teniendo en cuenta la propuesta de Fuller(1976) de considerar que dichos niveles deberían de tener en cuenta que los valores de la t de Student no serían válidos bajo la hipótesis de no cointegración.

2) Test EG en niveles.- Análisis de la cointegración de las variables Consumo y PIB medidas en niveles.

Se consideran las dos variantes del test EG y se aplican a cada país en el período 1960-95, de forma que se realizan 2 tests para cada uno de los 25 países y un total de 50 contrastes de este tipo. Los resultados se presentan en la tabla 2.3.

Al aplicar el test EG de cointegración se desarrollan también dos fases, pero las variantes difieren, ya que en el test ADF la inclusión de constante y tendencia se refiere a la *ecuación del test* y en el test EG a la *ecuación de cointegración*, y además los niveles críticos que proporciona el programa MicroTSP para este test, siguiendo las propuestas de MacKinnon para este test, son más elevados en valor absolutos a los de la t de Student y a los propuestos por Fuller para el test ADF.

En el programa Micro-TSP este test puede realizarse mediante la instrucción UROOT para varias variables:

UROOT(C,1) C90i PIB90i

Esta instrucción proporciona los resultados correspondiente al test de estacionariedad para la perturbación de la ecuación de cointegración:

LS C90i C PIB90i

incluyendo un retardo en $D(uf)$ en la ecuación del test, en la que no hay ordenada en el origen. En la opción (T,1) incluiría además una tendencia temporal en la ecuación que relaciona a C90i con PIB90i.

El estadístico t , correspondiente a la hipótesis de nulidad del coeficiente de $UF(-1)$ en el test $EG(C,1)$ es idéntico al del test ADF en la opción (N,1), pero los resultados del test no son iguales porque difieren los niveles de significación.

Los valores críticos de MacKinnon para el test EG tienen en cuenta que el contraste de no cointegración se realiza sobre los residuos de la *ecuación de cointegración* que en realidad es un estimador de la perturbación aleatoria, la cual es la variable que en realidad queremos analizar pero cuyos valores no son directamente observables. Dichos niveles críticos tienen en cuenta el tamaño muestral, y el número de regresores de la ecuación de cointegración.

3) Test EG en primeras diferencias.- Análisis de la cointegración de las series diferenciadas de primer orden obtenidas a partir de las variables originales. Analiza la cointegración entre el incremento anual del Consumo y el incremento anual del PIB.

Se calculan las primeras diferencias de las variables y se aplican también las dos variantes del test a cada país en el período 1960-95, con un total de 50 aplicaciones de este método. Los resultados se presentan en la tabla 2.4.

Como veremos a continuación el test EG para las variables en niveles, que es el que en principio sería el más correcto de los tres según algunos seguidores de esta metodología, falla completamente al no detectar la existencia de una importante relación no espuria entre las variables objeto del análisis en casi ninguno de los casos considerados, ya que una de sus opciones no lo detecta en ningún país y en la otra opción sólo lo detecta en 2 de los 25 países.

En la sección 2.2. analizamos los resultados de la sección 2.1 buscando una explicación al problema de la existencia de relaciones no espurias y no cointegradas, ya que en todos los casos la relación entre Consumo y PIB es causal y no espuria, y sin embargo está en muchos casos claramente no cointegradas. En algunos casos puede ocurrir que haya incertidumbre pero en otros está claro que la relación causal no cointegra, y es conveniente analizar la causa.

Por otra parte, en la sección 2.3 comprobamos que los tests de cointegración también fallan al reconocer como "no espurias" regresiones que en cambio son en general

espurias, como las existentes entre el Consumo de cada país y el PIB de otros países. Se presenta por lo tanto el problema de regresiones espurias y cointegradas.

Como ya hemos indicado, el principal problema de la cointegración es que su aplicación se realiza con frecuencia en fases iniciales del análisis de causalidad, cuando en realidad se trata de una técnica que en general no sirve para esta función, siendo en cambio útil para perfeccionar un modelo causal una vez realizadas otras etapas previas más relevantes para la correcta especificación del modelo.

Describimos a continuación los resultados de los 3 métodos aplicados a los datos de Consumo y PIB en 25 países de la OCDE.

1) Aplicación del test ADF

El test ADF es un contraste de integración de orden cero de los residuos de la relación lineal entre el Consumo y el PIB de cada país.

En los contrastes de esta sección consideramos 6 variantes para cada país, utilizando una muestra de tamaño más reducido (1965-90) y la muestra del período 1960-95, con tres variantes del test ADF en cada una de ambas muestras.

Las opciones aplicadas del test ADF son (C,1), (T,1) y (N,1). Todas ellas incluyen un retardo del incremento del residuo en el lado derecho de la relación, además del propio residuo retardado. La primera de ellas incluye término constante en la regresión del test, mientras que la segunda opción incluye tanto el término constante como una tendencia y la opción N no incluye ninguno de ambos términos. Los niveles de significación son más altos en T que en C, y también más altos en la opción C que en la opción N.

En este test el *rechazo* de la hipótesis nula muestra con frecuencia una evidencia clara a favor de la estacionariedad pero la *aceptación* debe ser interpretada con mucha precaución, ya que con frecuencia no indica ausencia de cointegración y puede deberse a una situación de incertidumbre, la cual no suele tenerse en cuenta en muchas aplicaciones.

En efecto, al igual que en el test de nulidad de un parámetro de cualquier modelo econométrico, la aceptación de la hipótesis nula puede deberse a dos motivos muy diferentes:

- a) La existencia de una clara evidencia empírica favorable a dicha hipótesis.
- b) la existencia de una gran incertidumbre, puesta de manifiesto por una gran amplitud del intervalo de confianza del parámetro.

En la tabla 2.1. figuran los resultados del contraste en el período 1965-90 y en la tabla 2.2 los del período 1960-95. En ambos casos utilizamos las tres opciones que proporciona el test y junto al valor del estadístico ADF indicamos si se acepta o no la integración de orden cero de los residuos, y por lo tanto la cointegración de las variables C90 y PIB90 que representan el Consumo privado real y el PIB real en precios de 1990.

El orden de los países en las tablas es el alfabético de su denominación en lengua española, salvo en los casos de Gran Bretaña y Estados Unidos que figuran en el orden alfabético de su denominación abreviada (UK y US)) que corresponden a su denominación en lengua inglesa (United Kingdom y United States).

Cuando indicamos que "sí" existe cointegración queremos decir que se rechaza la hipótesis nula de "no cointegración de las variables", mientras que cuando indicamos "no" significa que la hipótesis nula de "no cointegración" se "acepta" y por lo tanto no existe evidencia suficiente para afirmar que existe cointegración. Se ha considerado un nivel de significación del 5% para los valores críticos de las tablas de MacKinnon.

De las tres opciones la denominada (N), que no incluye ni término constante ni tendencia en la ecuación del test es a veces la más indicada, en el contexto de este test, cuando la variable cuya estacionariedad se analiza es, como en este caso, el término de perturbación de un modelo econométrico.

En los resultados de las tablas 2.1 y 2.2 podemos observar que en la opción N de este test la cointegración se acepta con más facilidad.

El test ADF tiene niveles críticos menores que el test EG y por lo tanto tiene una mayor tendencia al rechazo de la hipótesis de no cointegración y presenta resultados más favorables para afirmar la cointegración y la estacionariedad cuando existe una relación causal, como es este caso de relación entre el Consumo y el PIB de cada país.

El test ADF tiene también un mayor peligro de aceptaciones indebidas cuando la relación es espuria y no causal, como en el caso de las relaciones que se analizan en la sección 2.3.

El hecho de utilizar un retardo, cero retardos o más retardos en el valor retardado del lado derecho de la ecuación del test no afectó en general a los resultados ni en este test ni en el test EG.

Tabla 2.1

Contraste ADF de integración de los residuos
Relación entre C90 y PIB90 de cada país en el período 1965-90

País	(C, 1)	(T, 1)	(N, 1)
1.-A. Alemania	-2.19 no	-2.14 no	-2.23 sí
2.-AU. Australia	-3.13 sí	-2.88 no	-3.32 sí
3.-AT. Austria	-2.39 no	-2.53 no	-2.41 sí
4.-B. Bélgica	-1.42 no	-1.31 no	-1.49 no
5.-CA. Canadá	-3.49 sí	-3.41 no	-3.57 sí
6.-D. Dinamarca	-2.55 no	-2.49 no	-2.62 sí

7.-E. España	-1.81 no	-1.91 no	-1.84 no
8.-F. Francia	-2.29 no	-2.41 no	-2.34 sí
9.-FI. Finlandia	-2.58 no	-2.49 no	-2.64 sí
10.-GR. Grecia	-1.49 no	-1.39 no	-1.60 no
11.-HO. Holanda	-1.33 no	-1.16 no	-1.39 no
12.-IR. Irlanda	-2.35 no	-2.33 no	-2.40 sí
13.-IS. Islandia	-4.42 sí	-4.27 sí	-4.50 sí
14.-IT. Italia	-2.23 no	-2.22 no	-2.25 sí
15.-J. Japón	-2.76 no	-2.75 no	-2.84 sí
16.-L. Luxemburgo	-1.58 no	-1.19 no	-1.62 no
17.-M. México	-2.68 no	-2.56 no	-2.80 sí
18.-No. Noruega	-2.97 no	-2.75 no	-3.03 sí
19.-NZ. Nueva Zelanda	-1.54 no	-1.51 no	-1.59 no
20. PT. Portugal	-2.25 no	-2.35 no	-2.26 sí
21. SE. Suecia	-2.55 no	-2.58 no	-2.61 sí
22. SI. Suiza	-1.49 no	-1.08 no	-1.55 no
23. TU. Turquía	-2.01 no	-1.88 no	-2.06 sí
24. UK. Gran Bretaña	-1.84 no	-1.43 no	-1.88 no
25. US. Estados Unidos	-3.32 sí	-3.12 no	-3.38 sí

Valores críticos, tablas de McKinnon para el test ADF			
al 1%	-3.7343	-4.3942	-2.6649
al 5%	-2.9907	-3.6118	-1.9559
al 10%	-2.6348	-3.2418	-1.6231

Nota: Indicamos "sí" cuando el resultado del test indica cointegración y "no" cuando no la indica. Los resultados corresponden a las opciones C, T y N del test con un retardo.

Tabla 2.2

Contraste ADF de integración de los residuos.
Relación entre C90 y PIB90 de cada país en el período 1960-95

País	(C, 1)	(T, 1)	(N, 1)
1.-A. Alemania	-2.80 no	-2.73 no	-2.84 sí
2.-AU. Australia	-3.52 sí	-3.53 no	-3.57 sí
3.-AT. Austria	-2.24 no	-2.23 no	-2.28 sí
4.-B. Bélgica	-2.39 no	-2.42 no	-2.41 sí
5.-CA. Canadá	-4.12 sí	-4.05 sí	-4.16 sí
6.-D. Dinamarca	-2.85 no	-2.88 no	-2.90 sí
7.-E. España	-2.01 no	-2.03 no	-2.05 sí
8.-FI. Finlandia	-3.35 sí	-3.22 no	-3.40 sí
9.-F. Francia	-2.48 no	-2.50 no	-2.51 sí
10.-GR. Grecia	-1.41 no	-1.36 no	-1.44 no
11.-HO. Holanda	-1.80 no	-1.78 no	-1.83 no
12.-IR. Irlanda	-1.88 no	-1.48 no	-1.93 no*
13.-IS. Islandia	-3.31 sí	-3.17 no	-3.36 sí
14.-IT. Italia	-2.24 no	-2.17 no	-2.28 sí
15.-J. Japón	-3.28 sí	-3.15 no	-3.38 sí
16.-L. Luxemburgo	-1.26 no	-0.16 no	-1.30 no
17.-M. México	-2.10 no	-2.05 no	-2.14 sí
18.-NO. Noruega	-1.90 no	-1.72 no	-1.94 no*
19.-NZ. Nueva Zelanda	-2.02 no	-2.03 no	-2.05 sí
20.-PT. Portugal	-2.27 no	-2.23 no	-2.31 sí
21.-SE. Suecia	-2.22 no	-2.23 no	-2.28 sí
22.-SI. Suiza	-2.03 no	-1.97 no	-2.06 sí
23.-TU. Turquía	-2.45 no	-2.36 no	-2.48 sí
24.-UK. Gran Bretaña	-1.95 no	-1.91 no	-1.96 sí
25.-US. Estados Unidos	-3.39 sí	-3.51 no *	-3.44 sí
Valores críticos, tablas de McKinnon para el test ADF			
al 1%	-3.6353	-4.2505	-2.6321
al 5%	-2.9499	-3.5468	-1.9510
al 10%	-2.6133	-3.2056	-1.6209

Nota: Indicamos "sí" cuando el resultado del test indica cointegración y "no" cuando no la indica. Se indican con asterisco (*) los casos en los que la cointegración no se acepta para un nivel de significación del 5% pero sí se acepta para un nivel ligeramente superior. Los resultados corresponden a las opciones C, T y N del test con un retardo.

Si comparamos los resultados de las tablas 2.1 y 2.2 observamos que la ampliación del tamaño de la muestra mejora los resultados, ya que mientras en la tabla 2.1. no puede afirmarse la existencia de cointegración en 9 de los 25 países con la opción (N) ocurre que en la tabla 2.2 esto sólo ocurre en 5 casos, dos de los cuales además permiten un resultado afirmativo si elevamos ligeramente el nivel de significación.

2) Aplicación del test EG en niveles

El test EG de cointegración entre dos variables, que en este caso son $C90i$ y $PIB90i$ (para $i = A, \dots, US$, siendo i el subíndice que representa al país i^o), presenta dos opciones, la opción (C) y la opción (T). La opción N no existe en este test, en caso de indicar esa opción en el programa éste pasa automáticamente a la opción C.

En la primera opción se incluye término constante en la *regresión de cointegración* y en la segunda opción se incluye tanto término constante como tendencia en dicha regresión.

En este método las opciones (C) y (T) no se aplican, como sí se hacía en el test ADF, a la *regresión del test* sino que se incluyen en la *regresión de cointegración*, la cual consiste en la estimación MCO de la relación lineal existente entre $C90i$ y $PIB90i$. Después el método consiste en efectuar una *regresión del test* con la serie de residuos MCO de la *regresión de cointegración*, similar a la opción (N) del Método 1, y contrastar la hipótesis nula de *no cointegración* frente a la hipótesis alternativa de *cointegración*.

Podemos comprobar que los resultados del estadístico EG de la opción (C,1) son idénticos a los del estadístico ADF de la opción (N,1), pero en cambio los resultados del contraste difieren porque en el método de esta sección los valores críticos propuestos por McKinnon son mucho más elevados en valor absoluto y por lo tanto es mucho más difícil rechazar la hipótesis nula de "no cointegración".

El término *aceptar la hipótesis nula* aquí, como en todos los casos en los que existe un intervalo de confianza muy amplio para el parámetro estimado, no significa que exista siempre evidencia empírica favorable a la no cointegración sino que en muchos casos lo que revela es una situación de *incertidumbre*. Ello ocurre cuando el intervalo de confianza para el parámetro que se contrasta comprende valores muy alejados de la hipótesis básica.

La tabla 2.3 muestra los resultados del test EG de cointegración para las variables $C90i$ y $PIB90i$, siendo i el subíndice indicativo del país, aplicado a los 25 países de la OCDE en el período 1960-95, en las opciones (C,1) y (T,1). Los resultados serían muy parecidos considerando otras opciones como (C,0), (T,0) y (T,1), o un mayor número de retardos.

En el puede comprobarse que este test conduciría a calificar, incorrectamente, la relación entre ambas variables como una "regresión espuria". En general estos resultados deben interpretarse teniendo en cuenta el intervalo de confianza como hacemos en la sección 2.2.

A pesar de la defensa que de él hacen los seguidores de este enfoque quiero destacar que el test falla absolutamente en el caso de la opción (T) y casi por completo en el caso de la opción (C) para el análisis de causalidad, detectando solamente en el caso de Canadá la existencia de una regresión no espuria entre el Consumo Privado real y el PIB. En los otros 24 países la relación sería incorrectamente considerada espuria, según la práctica habitual de este test la cual no tiene en cuenta las situaciones de incertidumbre.

Tabla 2.3
 Contraste EG de cointegración en niveles
 Relación entre C90i y PIB90i en el período 1960-95.

País	(C,1)	(T,1)
1.-A. Alemania	-2.84 no	-3.30 no
2.-AU. Australia	-3.27 no	-2.21 no
3.-AT. Austria	-2.28 no	-2.42 no
4.-B. Bélgica	-2.41 no	-2.41 no
5.-CA. Canadá	-4.16 sí	-3.72 no
6.-D. Dinamarca	-2.90 no	-2.96 no
7.-E. España	-2.05 no	-3.01 no
8.-FI. Finlandia	-3.40 no	-3.35 no
9.-F. Francia	-2.51 no	-3.66 no
10.-GR. Grecia	-1.44 no	-1.56 no
11.-HO. Holanda	-1.83 no	-1.77 no
12.-IR. Irlanda	-1.93 no	-2.83 no
13.-IS. Islandia	-3.36 no	-3.29 no
14.-IT. Italia	-2.28 no	-2.42 no
15.-J. Japón	-3.38 no	-3.48 no
16.-L. Luxemburgo	-1.30 no	-3.62 no
17.-M. México	-2.14 no	-2.58 no
18.-NO. Noruega	-1.94 no	-2.54 no
19.-NZ. Nueva Zelanda	-2.05 no	-2.02 no
20. PT. Portugal	-2.31 no	-2.72 no
21. SE. Suecia	-2.28 no	-3.49 no
22. SI. Suiza	-2.06 no	-1.58 no
23. Tu. Turquía	-2.48 no	-3.35 no
24. UK. Gran Bretaña	-1.96 no	-2.38 no
25. US. Estados Unidos	-3.44 no	-3.43 no
Valores críticos, tablas de McKinnon para el test EG		
al 1%	-4.2359	-4.8128
al 5%	-3.5210	-4.0710
al 10%	-3.1708	-3.7112

Nota: Indicamos "sí" cuando el resultado del test indica cointegración y "no" cuando No la indica. Los resultados corresponde a las opciones C y T con un retardo.

3) Aplicación del test EG en primeras diferencias

La tabla 2.4 presenta los resultados obtenidos al aplicar el mismo test EG de cointegración de la tabla 2.3, en sus opciones (C,1 y (T,1) pero utilizando las primeras diferencia de las series C90i y PIB90i en vez de a sus valores originales.

Los valores críticos de McKinnon difieren ligeramente de los correspondientes a la tabla 2.3 debido a que la muestra en este caso pierde la observación del período inicial, necesaria para poder calcular el primer incremento, y por lo tanto la muestra se refiere al período 1961-95.

Comprobamos que el método 3, consistente en la aplicación del test EG con variables en primeras diferencias, tiene mejores resultados en el sentido de lograr que se acepte la cointegración en esta relación no espuria entre Consumo y PIB. Sin embargo, ello no significa que sea un método mejor que los otros dos ya que tiene también el gran peligro de aceptar regresiones espurias como veremos en la sección 2.3. Simplemente es un método con mayor tendencia a la aceptación de la hipótesis de cointegración.

Tabla 2.4
Contraste EG de cointegración
Relación entre los incrementos anuales de C90 y PIB90 en 1961-95

País	(C, 1)	(T, 1)
1.-A. Alemania	-3.81 sí	-3.85 no
2.-AU. Australia	-3.57 sí	-4.70 sí
3.-AT. Austria	-4.17 sí	-4.26 sí
4.-B. Bélgica	-3.48 no	-3.46 no
5.-CA. Canadá	-2.89 no	-2.87 no
6.-D. Dinamarca	-3.85 sí	-3.85 no
7.-E. España	-4.04 sí	-4.15 sí
8.-F. Francia	-6.46 sí	-6.72 sí
9.-FI. Finlandia	-4.05 sí	-4.12 sí
10.-GR. Grecia	4.20 sí	-4.22 sí
11.-HO. Holanda	-3.73 sí	-3.96 no
12.-IR. Irlanda	-3.76 sí	-3.77 no
13.-IS. Islandia	-6.09 sí	-6.30 sí
14.-IT. Italia	-2.92 no	-2.97 no
15.-J. Japón	-6.07 sí	-4.24 sí
16.-L. Luxemburgo	-4.19 sí	-4.00 no
17.-M. México	-3.52 sí	-3.56 no
18.-NO. Noruega	-5.09 sí	-6.10 sí
19.-NZ. Nueva Zelanda	-3.33 no	-3.33 no
20. PT. Portugal	-3.74 sí	-3.74 no
21. SE. Suecia	-3.59 sí	-3.79 no
22. SI. Suiza	-4.65 sí	-5.60 sí
23. TU. Turquía	-4.20 sí	-4.20 sí
24. UK. Gran Bretaña	-3.26 no	-3.55 no
25. US. Estados Unidos	-4.38 sí	-4.51 sí
Valores críticos, tablas de McKinnon para el test EG		
al 1%	-4.2469	-4.8285
al 5%	-3.5260	-4.0802
al 10%	-3.1748	-3.7179

Nota: Indicamos "sí" cuando el resultado del test indica cointegración y "no" cuando no la indica. Los resultados corresponden a las opciones C y T con un retardo.

2.2 Relaciones no espurias y no cointegradas

En la sección anterior hemos visto que el métodos 2, EG, y el método 1, en sus opciones C y T, fallan totalmente al aceptar como no cointegradas y espurias regresiones que no son espurias sino claramente causales. Así pues el análisis de la cointegración no debe considerarse ni como imprescindible ni como una prueba irrefutable para el análisis de causalidad entre las variables.

Tampoco el método 3 y el método 1 en su versión N son muy apropiado para el análisis de causalidad, pues tiende a aceptar tanto regresiones causales como regresiones espurias como ya hemos indicado y como veremos en la sección 2.3.

Dado que en general la regresión aplicada a cada uno de los 25 países de C90i sobre PIB90i proporcionó, como puede comprobarse con los datos que figuran en el Anexo, altos valores del coeficiente de determinación, muy próximos a 1, y un bajo valor del estadístico Durbin-Watson, características señaladas por Granger y Newbold como muy típicas de las regresiones espurias podría ocurrir que una persona que no supiese nada de Economía llegase a la incorrecta conclusión de que no existe una relación estable y causal entre las variables Consumo Privado y Producto Interior Bruto y que sus altos coeficientes de correlación se deben a meras correlaciones casuales.

Esa persona se equivocaría completamente como se equivocan las revistas científicas que fomentan la publicación de trabajos sofisticados y de escaso interés real, basados en la aplicación rígida y mecanicista de esta metodologías, sin tener en cuenta otros análisis complementarios de gran relevancia y sin considerar las características y la amplitud del intervalo de confianza del parámetro que se contrasta.

Por otra parte, como veremos más adelante, el problema de la aplicación mecánica habitual de los tests ADF y EG no es sólo que fallen por calificar como espurias a regresiones que no lo son sino que tampoco sirven como defensa frente a las regresiones espurias.

En efecto en la sección 2.3 comprobaremos que podemos encontrar en este conjunto de datos resultados del test que indican cointegración entre el Consumo de un país y el PIB de otro con el que apenas tiene relación, mientras que no indica cointegración con el PIB del propio país.

Según la metodología habitual del análisis de la cointegración los resultados anómalos de la sección 2.1 podrían explicarse si las variables C90i y PIB90i no fuesen integradas del mismo orden.

En ese caso necesitaríamos incorporar más variables explicativas a la regresión de cointegración para que una combinación lineal de las variables explicativas estuviese cointegrada con la variable explicada. Sin embargo esta posible explicación no es aplicable a la mayoría de los 25 países mencionados en los que ambas variables presentan las características propias de procesos integrados de primer orden (I(1)).

El fallo de este método para detectar la existencia de regresiones no espurias, como las analizadas en esta sección, se debe fundamentalmente a dos causas:

1) Gran amplitud del intervalo de confianza para el parámetro del contraste, que suele presentarse para raíces unitarias menores que la unidad pero próximas a uno. Debido a esa amplitud del intervalo no es correcta la frecuente tendencia de muchos autores a considerar que la aceptación de la hipótesis nula implica siempre no cointegración.

2) Identificación indebida, por parte de muchos investigadores, de los conceptos de cointegración y causalidad. En este sentido hay que señalar que puede haber relaciones causales que no cointegran debido a un pequeño problema en la especificación de alguna variable. Así en la sección 3.4 veremos como este problema, generalmente poco importante, desaparece con una ligera modificación en la especificación de los modelos.

El resultado del no rechazo de la hipótesis H_0 de no cointegración no debe interpretarse siempre como una evidencia en contra de la cointegración, ni un rechazo de la estacionariedad de la perturbación.

En el caso de la relación entre Consumo y PIB de los 25 países de la OCDE aquí analizados, está claro que los intervalos de confianza del parámetro del contraste EG muestran una evidencia bastante importante respecto a que el valor de a_1 es positivo y menor que 1, y poca evidencia respecto a que su valor es 1.

Por ello el intervalo de confianza de d_1 en la regresión del test está comprendido en la mayor parte de su amplitud dentro de los límites de la estacionariedad, en cada uno de los 25 países y en el conjunto total, como puede comprobarse con los datos que figuran en tabla 2.5.

El intervalo de valores de d_1 compatibles con la estacionariedad, como hemos indicado en (1.2), es $-2 < d_1 < 0$, y en los resultados de la tabla 2.5 observamos que una proporción importante de los intervalos de confianza de muchos países están incluidos en dicho intervalo.

La tabla (2.5) muestra los intervalos de confianza del parámetro d_1 del test EG con las variables en niveles, correspondiente a los casos en los que la opción (T,0) fué la seleccionada, según los criterios habituales de significatividad, que son los de Australia, Dinamarca, Francia, Grecia, Irlanda, Islandia, Suiza, Turquía, Gran Bretaña (UK) y Estados Unidos (USA). Resultados similares se obtuvieron para todos los países en cualquiera de las opciones consideradas, según se muestra en Guisán(2000 b).

Estos resultados ponen de manifiesto una fuerte evidencia favorable a la hipótesis de cointegración entre el C90i y PIB90i, ya que los intervalos de confianza tienen la mayor parte de su amplitud dentro de los límites del intervalo $-2 < d_1 < 0$.

Así en el caso de Francia el intervalo de confianza pertenece al intervalo de estacionariedad en un 83%, para un nivel de confianza del 98%, y en un 93% para un nivel de confianza del 80%. En este caso, como en el de Estados Unidos y en el total de los 25 países, correspondiente a la última fila de la tabla 2.5, la evidencia es claramente favorable a la cointegración a pesar de que el estadístico EG correspondiente no permita rechazar la no cointegración.

En los demás países la evidencia es más favorable a la cointegración que a la no cointegración aunque en algunos casos el test proporciona un resultado de cierta incertidumbre. Por lo tanto es importante analizar el intervalo de confianza para la correcta interpretación de este test.

Tabla 2.5

Intervalos de confianza, del 98%, 90% y 80% del parámetro d_1

País	98%		90%		80%	
Australia	-0.79	0.34	-0.70	0.25	-0.66	0.21
Dinamarca	-0.89	0.29	-0.80	0.20	-0.75	0.15
Francia	-1.39	0.27	-1.26	0.14	-1.20	0.08
Grecia	-0.95	0.22	-0.86	0.13	-0.81	0.09
Irlanda	-1.00	0.28	-0.90	0.18	-0.85	0.13
Islandia	-1.12	0.23	-1.01	0.13	-0.96	0.07
Suiza	-0.48	0.27	-0.42	0.21	-0.39	0.18
Turquía	-1.32	0.16	-1.20	0.04	-1.15	-0.01
UK	-0.58	0.24	-0.51	0.18	-0.48	0.15
USA	-0.97	0.16	-0.88	0.07	-0.84	0.03
25 países	-1.00	0.18	-0.91	0.09	-0.87	0.05

Nota: Resultados correspondientes a la opción (T,0) del test EG, con los niveles críticos de MacKinnon. Con otras opciones del test los resultados fueron muy similares.

2.3. Relaciones espurias y cointegradas

Esta aplicación tiene por objeto constatar empíricamente que la aplicación del método 2, test EG en niveles, en la forma que se realiza habitualmente, no sólo falla al no detectar la cointegración en regresiones no espurias sino que también puede fallar en sentido contrario, al detectar cointegración en regresiones espurias.

En este sentido fallan todavía más los otros métodos de la sección 2.1, por su mayor tendencia a aceptar la cointegración tanto en las regresiones causales como en las espurias

Las regresiones que vamos a analizar en esta sección son en alto grado espurias, ya que en general el nivel de renta familiar y de consumo de un país no dependen del PIB de otro país sino del PIB propio.

Es cierto que pueden existir influencias indirectas que expliquen como la marcha general de la economía de los principales países de la OCDE influye sobre todos ellos, pero no existe ningún razonamiento que nos permita considerar como lógico que se presenten numerosos casos en los que C90 del país i no esté cointegrado con su propio PIB y sí lo esté con el PIB de otro país con el que mantiene una relación económica muy débil.

En la tabla 2.6 se exponen los resultados obtenidos en las cointegraciones cruzadas con los datos de C90 i y PIB90 j (para todo i y todo j) de los 25 países de la OCDE en el período 1960-95, aplicando la opción (C,1) del método 2 e indicando entre paréntesis el valor numérico del estadístico EG en los casos en que su valor se situó a la izquierda del valor crítico de las tablas de MacKinnon para un nivel de significación del 5%.

Los resultados indican que la aplicación automática del test, llevaría a resultados claramente inadecuados, ya que sólo en el caso de Canadá la variable C90 i cointegraría con el propio PIB90 i , mientras que se aceptaría la cointegración del Consumo de Alemania con el PIB de España, Finlandia, Portugal y Gran Bretaña, y otros muchos resultados cruzados de escasa o nula causalidad como la cointegración del Consumo de México con el PIB de Finlandia, Islandia y Suecia.

Un análisis más detallado de las relaciones entre las variables debe incluir una observación en la primera fase el efecto de incluir conjuntamente en la misma regresión el PIB i del propio país y el PIB j de otro país. Esta sencilla operación puede proporcionar una evidencia bastante clara de la importancia del propio PIB, y de la generalmente nula o escasa incidencia directa del PIB de otro país, sobre el propio Consumo, tal como veremos en la próxima sección.

Por lo tanto el método 2, test EG en niveles, además de no garantizar un grado de reconocimiento razonable de regresiones no espurias tampoco garantiza de forma general el rechazo de regresiones espurias como la mayoría de las que figuran en esta sección entre el Consumo de un país y el PIB de otro país distinto.

El porcentaje de fallos del método es bastante elevado, ya que se produjo en 57 de las 600 combinaciones cruzadas posibles, lo que supone un 9.5% de los casos. Este porcentaje es, sin embargo, mucho menor que el de resultados inadecuados por no detectar la causalidad del propio PIB i , que como ya hemos indicado afectó a 24 de los 25 países, lo que supone un 96% de los casos.

También hay que señalar que la aplicación de la opción (T) ni distintas opciones de retardos tampoco evitaron la aceptación de regresiones espurias, como son en general las existentes entre el Consumo de un país y el PIB de otro país.

Otros contrastes de cointegración como el de Johansen tampoco evitaron los peligro de aceptar como verdaderas relaciones espurias y de rechazar como falsas algunas relaciones causales.

Tabla 2.6

Resultados de aceptación de la cointegración entre las variables C90i y PIB90j
 Datos combinados de 25 países: Valores significativos del estadístico EG.

EG significativo en la relación de C90i con PIB90j	
1.-A. Alemania:	E=-39.0, Fi=-3.76, Pt=-3.99, UK=-4.02
2.-Au. Australia:	UK=-3.55, US=-3.72
3.-At. Austria:	PT=-3.60
4.-B. Bélgica:	FI=-3.56
5.-Ca. Canadá:	CA=-4.16, Fi=-3.64
6.-D. Dinamarca:	A=-3.62, AT=-3.63, B=-4.03, E=-3.79, F=-4.10 FI=-3.63, NZ=-3.72, P=-3.72, Se=-4.21, Si=-3.61
7.-E. España:	Ninguno
8.-F. Francia:	FI=-4.28, IT=-4.31, SE=-3.74
9.-FI. Finlandia:	DK=-3.61, J=-4.19, M=-3.94, NO=-4.17
10.-GR. Grecia:	FI=-4.05, SE=-3.60
11.-HO. Holanda:	FI=-4.10
12.-IR. Irlanda:	Ninguno
13.-IS. Islandia:	FI=-5.77, M=-3.97
14.-IT. Italia:	FI=-4.36, NO=-3.98
15.-J. Japón:	A=-3.59, FI=-3.86, UK=-4.49
16.-L. Luxemburgo:	UK=-3.80, US=-3.70
17.-M. México:	FI=-4.82, IS=-3.60, SE=-4.20.
18.-NO. Noruega:	AT=-3.74, CA=-4.28, F=-3.74, FI=-5.86 IS=-3.88, IT=-3.99, PT=-3.84
19.-NZ. N.Zelanda:	A=-3.78, At=-3.57, E=-3.97, Ho=-3.82, J=-3.71.
20. PT Portugal:	No=-3.80.
21. SE. Suecia:	Ninguno.
22. SI. Suiza:	Se=-4.37.
23. TU. Turquía:	Ninguno.
24. UK. Gran Bretaña:	Ninguno.
25. US. Estados Unidos:	J=-4.32, Uk=-3.95.

Nota: Figuran los valores del estadístico EG situados a la izquierda del nivel crítico de la tabla de MacKinnon (-3.5210), es decir los casos en que se *aceptaría*, con la metodología indicada, la cointegración.

Como ya hemos indicado, el problema examinado en esta sección tampoco se resolvería utilizando los otros contrastes, ya que incluso tienen un peligro mayor que el método 2 de aceptar como no espurias regresiones que lo son.

En el caso del método 3, EG en primeras diferencias, podemos señalar los siguientes resultados, bastante poco lógicos, para los casos de Alemania, Francia y Gran Bretaña:

En el caso de Alemania el incremento anual del Consumo mantiene una regresión cointegrada con el incremento anual del PIB de los 25 países de la OCDE. Evidentemente no podemos afirmar que se trate de regresiones no espurias en todos los casos.

En el caso de Francia, el incremento del Consumo mantiene una relación cointegrada con el incremento del PIB de 15 de los 25 países. Cointegra con Alemania, Bélgica, Canadá, España, Finlandia, Francia, Grecia, Holanda, Islandia, Irlanda, Italia, Japón, Noruega, Suecia y Suiza. No cointegra con los otros 10 países entre los que se incluyen UK y US. No parece lógico interpretar estos resultados para afirmar que existe relación causal con todos los que cointegran y que no existe con los que no cointegran.

El caso de Gran Bretaña es más llamativo de los tres, ya que el incremento del Consumo cointegra, en la opción UROOT(C,1) D(C90UK) D(PIB90j), con el incremento del PIB de todos los países menos 3, siendo los países en los que no cointegra, Finlandia, Luxemburgo y la propia Gran Bretaña. Evidentemente no parece aceptable que alguien diga que existe una relación espuria entre el incremento del Consumo de Gran Bretaña y el incremento de su PIB mientras que existe una relación no espuria con los incrementos de los otros 22 países.

Estos resultados deben llevarnos a una reflexión de prudencia respecto a las modas metodológicas, de forma que sigamos una estrategia razonable a la hora de admitir y rechazar relaciones entre las variables, sin olvidarnos de que en la realidad existen también muchas situaciones de incertidumbre en las que los contrastes no resultan concluyentes y que ni la cointegración implica causalidad ni viceversa. Son conceptos algo relacionados en algunos casos pero no siempre coincidentes.

2.4. Resumen

Los resultados obtenidos en las secciones anteriores, para el período 1960-95, nos indican que el test ADF en niveles, en la opción (N,1) tiene un alto porcentaje de aciertos si la relación es causal, ya que permitió aceptar la cointegración entre C90i y PIB90i, al nivel de significación del 5%, en 20 de los 25 casos, lo que supone un 80% de aciertos. La opción (C,1) del ADF sólo proporcionó 5 cointegraciones entre 25 casos, lo que supone sólo un 20% de aciertos.

La opción (C,1) del test EG en niveles proporcionó un 0% de aciertos, y la opción (C,1) del test EG en primeras diferencias proporcionó 20 cointegraciones entre 25 casos, lo que supone un 80% de aciertos.

Teniendo en cuenta estos resultados parecen preferibles las opciones ADF(N,1) en niveles y EG(C,1) en primeras diferencias. Sin embargo estas opciones, aunque tienen menor riesgo de rechazar la hipótesis de relación causal cuando es verdadera tienen también un mayor riesgo de aceptar dicha hipótesis cuando es falsa.

Así en Guisán(2001) se puede comprobar que con datos del período 1960-97, la relación de cointegración cruzada, que en general es falsa, entre C90 del país i y PIB90 del país j, se aceptó en un 66% de los casos con el test ADF en niveles y en un 23% con el test EG en primeras diferencias.

En dicho estudio pudo comprobarse además que el test ADF en primeras diferencias proporcionó un 100% de aciertos de la hipótesis verdadera entre C90i y PIB90i, pero también un 96% de aceptaciones en las cointegraciones cruzadas, generalmente falsas, entre C90i y PIB90j.

Así pues el test EG en primeras diferencias parece mostrar un cierto equilibrio entre los riesgos de rechazar la hipótesis cuando es verdadera y de aceptarla cuando es falsa, pero tampoco es una solución única que haya que seguirse con rigidez, sino un resultado orientativo dentro de algunas de las fases de la investigación econométrica.

3.- OTROS ENFOQUES PARA EL ANÁLISIS DE CAUSALIDAD

En Guisán(2003) presentamos un análisis de causalidad más detallado de la relación entre el Consumo y el PIB en países de la OCDE, en el que aplicamos las siguientes metodologías:

1) Análisis uniecuacional de regresión, incluyendo la relación de C90i con el propio PIB90i, la relación cruzada PIB90j, y la combinación de ambas.

2) Análisis multiecuacional de regresión, teniendo en cuenta la relación contemporánea, con mínimos cuadrados en dos etapas, MC2E, y el test de Hausman, y la relación bilateral no contemporánea del enfoque VAR y el test de Granger. Incluimos también una versión modificada del test de Granger que mejora los resultados del test.

3) Análisis de la capacidad predictiva como método de selección de especificaciones alternativas de la forma de la relación funcional.

4) Utilización de los contrastes de especificación para la selección de modelos alternativos.

La principal conclusión de dicho estudio nos indica que una combinación de los distintos criterios proporciona en general información suficiente para la aceptación de relaciones causales y el rechazo de las no causales con porcentajes de acierto muy superiores a los de los contrastes de cointegración.

En el caso de una relación causal tan clara como es la que en general existe entre C90i y PIB90i, el análisis uniecuacional de regresión, indicado en el apartado 1) de esta sección, proporcionó en el 100% de los casos una clara evidencia de la existencia de una importante relación causal verdadera entre dichas variables y un rechazo, también del 100% de la existencia de una relación causal importante en el caso de las relaciones cruzadas entre C90i y PIB90j.

La investigación econométrica ha sido definida en alguna ocasión por AMEMIYA(1980) como una combinación de ciencia y arte, y en parte es así, pero en todo caso es una ciencia eminentemente económica donde las técnicas estadísticas y econométricas deben ser siempre guiadas por el conocimiento de la economía y de la realidad económica, y no como técnicas meramente mecánicas.

ANEXO. DATOS UTILIZADOS EN EL ANÁLISIS DE COINTEGRACION.

Los datos corresponde al Consumo Privado Nacional y al Producto Interior Bruto de 25 países de la OCDE en 1960-95, expresados en miles de millones de dólares a precios y tipos de cambio de 1990. La fuente de datos es OCDE National Accounts Statistics, generalmente en la edición de 1997, aunque en algunos casos corresponde a otra edición anterior o posterior. Los datos de Alemania corresponden a la Alemania unida, es decir incluyen las revisiones de datos posteriores a la unificación.

Tabla A.1. Datos correspondientes a Austria, Australia, Alemania y Bélgica
(miles de millones de dólares de 1990 según tipos de cambio)

obs	C90AT	PIB90AT	C90AU	PIB90AU	C90AX	PIB90AX	C90B	PIB90B
1960	31.68000	56.54000	57.58000	92.66000	321.7280	654.6600	49.68000	71.80000
1961	33.60000	59.14000	58.18000	93.14000	341.3200	684.9600	49.87000	76.13000
1962	34.71000	60.56000	61.80000	99.07000	360.6800	716.9099	51.81000	80.08000
1963	36.63000	63.03000	65.55000	105.6100	370.7700	737.0800	54.15000	83.60000
1964	37.89000	66.83000	69.02000	112.2500	390.6000	786.1800	55.57000	89.41000
1965	39.76000	68.75000	71.68000	118.4900	419.3700	828.2700	57.95000	92.62000
1966	41.48000	72.62000	74.31000	121.8300	430.4100	851.3800	59.45000	95.49000
1967	42.93000	74.81000	78.36000	130.2800	435.3400	848.7600	61.14000	99.19000
1968	44.65000	78.15000	82.65000	137.9000	455.7900	895.0400	64.38000	103.3300
1969	45.96000	83.06000	87.59000	146.2600	492.1400	961.8200	67.81000	110.1700
1970	47.87000	88.98000	92.00000	155.0700	529.9900	1010.260	70.78000	116.9900
1971	51.09000	93.52000	95.57000	164.2500	559.1100	1041.150	74.26000	121.3800
1972	54.19000	99.33000	99.70000	170.6000	585.1500	1085.410	78.66000	127.7600
1973	57.10000	104.1900	106.1300	179.6300	602.4000	1137.140	85.07000	136.5900
1974	58.81000	108.2900	110.0100	182.4600	605.3700	1139.350	87.45000	141.2800
1975	60.72000	107.9000	114.4500	187.5500	624.4400	1125.100	88.20000	139.4000
1976	63.48000	112.8400	117.7300	194.5300	648.9700	1184.990	92.69000	147.2800
1977	66.97000	118.1200	119.2100	196.4700	678.4300	1218.710	95.13000	148.2100
1978	65.89000	117.6900	123.2200	202.2900	703.4500	1255.230	97.50000	152.4200
1979	68.76000	124.1100	126.4600	211.4400	726.7300	1308.260	102.5000	155.9900
1980	69.84000	126.9800	130.7900	216.1300	735.7700	1321.090	104.9400	162.9700
1981	70.43000	126.8500	136.3600	224.0000	733.8100	1327.590	104.6300	160.9400
1982	72.23000	129.2700	140.0300	222.7900	726.4700	1320.160	106.5400	163.2100
1983	75.82000	132.9000	142.0400	224.9600	736.7200	1347.250	105.6000	163.2000
1984	74.82000	133.3400	146.2700	241.6500	751.8600	1388.140	106.2900	167.2300
1985	76.24000	136.3900	153.1800	252.9800	767.1400	1420.830	108.4100	168.9100
1986	77.90000	139.5200	155.0800	258.5300	794.6000	1456.660	110.6300	171.4400
1987	80.17000	141.8700	158.2600	270.0100	822.1200	1481.220	113.1300	175.4800
1988	82.82000	146.3600	163.8900	280.3400	845.5200	1535.300	116.7900	183.7700
1989	85.87000	152.5500	172.3900	292.1900	869.5900	1588.710	121.1000	190.3600
1990	89.09000	159.5000	176.9500	295.6100	912.4400	1640.060	124.6700	196.1300
1991	91.63000	164.9600	178.4500	291.7400	963.3700	1686.650	128.2300	199.2700
1992	94.35000	167.1700	184.7900	299.6300	990.5800	1723.770	131.0900	202.2400
1993	95.01000	168.0300	189.6200	311.7400	991.9500	1703.380	129.3400	199.2900
1994	96.67000	172.3000	198.2900	328.3400	1003.920	1749.660	131.4400	204.4100
1995	99.45000	175.8500	208.0200	341.6500	1022.380	1770.940	132.5700	209.1900

Tabla A2. Datos correspondientes a Canadá, Dinamarca, España y Finlandia
(miles de millones de dólares de 1990 según tipos de cambio)

obs	C90CA	PIB90CA	C90D	PIB90D	C90E	PIB90E	C90FI	PIB90FI
1960	101.1600	165.1900	33.93000	54.67000	81.80000	126.6400	22.53000	44.24000
1961	106.2800	180.0600	35.44000	60.37000	90.79000	141.6300	24.25000	47.60000
1962	111.7100	192.3900	37.53000	63.79000	98.77000	155.7200	25.71000	49.02000
1963	116.3000	202.1200	37.54000	64.20000	109.9300	170.6700	26.84000	50.63000
1964	122.4800	215.4300	40.49000	70.15000	114.6400	179.7300	28.33000	53.28000
1965	129.7200	229.4700	41.88000	73.34000	122.4300	190.9700	29.91000	56.11000
1966	136.1700	244.5800	43.67000	75.35000	131.2700	204.8000	30.67000	57.44000
1967	141.0800	251.7100	44.94000	77.93000	139.1700	213.6900	31.32000	58.68000
1968	147.2000	265.0400	45.80000	81.03000	147.4900	227.7900	31.34000	60.03000
1969	154.2400	278.9800	48.69000	86.15000	158.0400	248.0800	34.70000	65.79000
1970	156.7900	286.1800	50.39000	87.90000	165.4100	258.6100	37.33000	70.71000
1971	166.3900	302.1200	50.01000	90.24000	173.8500	270.6400	37.95000	72.19000
1972	177.7800	318.0800	50.84000	95.00000	188.2800	292.6900	41.14000	77.70000
1973	190.0200	340.8600	53.30000	98.45000	202.9700	315.4900	43.58000	82.91000
1974	199.8300	354.7900	51.78000	97.53000	213.3200	333.2200	44.36000	85.42000
1975	208.2900	362.8000	53.68000	96.89000	217.1600	335.0200	45.76000	86.40000
1976	219.4300	382.6700	57.91000	103.1600	229.3200	346.0900	46.15000	86.04000
1977	225.7700	395.5300	58.53000	104.8400	232.7600	355.9200	45.69000	86.25000
1978	233.3800	411.5300	58.97000	106.3800	234.8500	361.1200	46.78000	88.05000
1979	239.5500	428.6300	59.78000	110.1500	237.9100	361.2700	49.13000	94.18000
1980	244.3900	434.3700	57.58000	109.6700	242.8200	369.2500	50.20000	99.20000
1981	248.3500	447.8600	56.25000	108.6900	239.9400	368.7900	50.87000	101.0500
1982	242.0500	434.2100	57.06000	111.9700	239.6200	374.4800	53.36000	104.3300
1983	249.3800	446.8500	58.54000	114.7900	240.1600	382.5800	55.00000	107.1500
1984	260.7000	472.4700	60.52000	119.8300	239.8100	388.3200	56.73000	110.3800
1985	274.1400	498.0200	63.52000	124.9700	244.5700	394.9000	58.85000	114.1000
1986	284.8900	511.0700	67.17000	129.5200	252.6800	407.5400	61.20000	116.8100
1987	296.3400	531.9000	66.16000	129.9100	267.3200	430.5300	64.38000	121.5900
1988	309.2000	557.7600	65.48000	131.4200	280.4500	452.7500	67.69000	127.5600
1989	319.7900	571.2500	65.27000	131.7600	296.3100	474.2000	70.58000	134.7900
1990	323.8500	572.6700	65.43000	133.3600	307.0900	491.9400	70.55000	134.8100
1991	319.2900	561.7300	66.59000	135.2200	315.9700	503.1000	68.01000	125.2800
1992	325.0000	566.8500	68.30000	136.9400	322.9600	506.5500	64.70000	120.8300
1993	331.0500	581.1700	69.26000	138.1000	315.8000	500.6600	62.82000	119.4100
1994	341.2900	603.9300	74.15000	146.0400	318.6700	511.9300	64.01000	124.8400
1995	346.9900	616.7300	76.54000	150.7400	323.7300	525.8400	66.95000	131.1600

Tabla A3. Datos correspondientes a Francia, Grecia, Holanda e Irlanda
(miles de millones de dólares de 1990 según tipos de cambio)

obs	C90F	PIB90F	C90GR	PIB90GR	C90HO	PIB90HO	C90IR	PIB90IR
1960	244.0200	408.8300	15.90000	21.41000	56.10000	104.6100	10.43000	13.32000
1961	258.5300	431.3400	16.98000	23.80000	56.03000	104.9200	10.76000	13.98000
1962	276.7900	460.1200	17.70000	24.16000	62.64000	112.1000	11.13000	14.43000
1963	295.8800	484.7300	18.60000	26.61000	67.06000	116.1700	11.60000	15.12000
1964	312.5400	516.3200	20.23000	28.81000	71.01000	125.7800	12.10000	15.69000
1965	325.0700	540.9900	21.78000	31.51000	76.32000	132.3800	12.19000	16.00000
1966	340.7800	569.2000	23.25000	33.43000	78.75000	136.0100	12.38000	16.14000
1967	358.1400	595.8900	24.70000	35.27000	83.03000	143.1900	12.84000	17.07000
1968	372.3900	621.2600	26.40000	37.62000	88.50000	152.3800	13.99000	18.48000
1969	394.8600	664.6900	28.03000	41.34000	95.49000	162.1800	14.74000	19.56000
1970	411.6900	702.7900	30.50000	44.63000	102.5500	171.4100	14.59000	20.08000
1971	430.9600	736.8000	32.19000	47.81000	105.9400	178.6500	15.06000	20.78000
1972	451.0400	769.5500	34.44000	52.05000	109.6500	184.5600	15.84000	22.13000
1973	473.0300	811.4300	37.07000	55.86000	114.0300	193.2100	16.98000	23.17000
1974	478.8700	835.2100	37.32000	53.83000	118.2500	200.8800	17.26000	24.16000
1975	490.8800	829.3900	39.36000	57.09000	122.1500	200.6900	17.40000	25.53000
1976	513.5300	865.2400	41.45000	60.72000	128.6300	210.9700	17.89000	25.88000
1977	527.3800	897.5400	43.34000	62.80000	134.5500	215.8600	19.10000	28.01000
1978	546.2200	922.4500	45.81000	67.01000	140.4200	220.9500	20.84000	30.02000
1979	561.4700	950.2400	47.01000	69.48000	143.6600	225.8700	21.77000	30.94000
1980	567.3000	962.8700	47.09000	70.70000	143.1200	228.5900	21.86000	31.90000
1981	577.5800	969.0400	48.05000	70.74000	138.8800	227.4300	22.23000	32.96000
1982	596.1800	990.5100	49.92000	71.02000	138.2400	224.7900	20.66000	33.71000
1983	600.8900	998.3200	50.05000	71.30000	139.5500	228.6300	20.84000	33.63000
1984	605.9900	1011.330	50.90001	73.26000	141.2100	236.1500	21.26000	35.09000
1985	618.6900	1029.780	52.89000	75.55000	145.1900	243.4200	22.23000	36.18000
1986	640.9100	1054.300	53.24000	76.78000	148.9600	250.1200	22.68000	36.02000
1987	657.8000	1078.000	53.89000	76.42000	153.0400	253.6600	23.43000	37.70000
1988	677.0000	1123.690	55.81000	79.82000	154.3300	260.2900	24.49000	39.67000
1989	695.8500	1167.490	59.21000	82.89000	159.7100	272.4700	26.08000	41.97000
1990	712.2800	1195.430	60.74000	82.91000	166.4500	283.6700	26.45000	45.53000
1991	720.6600	1204.740	62.46000	85.47000	171.6100	290.1100	27.01000	46.68000
1992	729.9600	1217.460	63.95000	86.08000	175.9500	295.9900	28.27000	48.91000
1993	730.4200	1201.750	63.45000	84.67000	177.7100	298.2400	28.94000	50.72000
1994	740.3700	1233.880	64.74000	86.40000	181.6300	307.8600	30.75000	54.81000
1995	751.5900	1260.510	66.53000	88.21000	185.3400	314.8000	32.00000	61.28000

Tabla A4. Datos correspondientes a Islandia, Italia, Japón y Luxemburgo
(miles de millones de dólares de 1990 según tipos de cambio)

obs	C90IC	PIB90IC	C90IT	PIB90IT	C90J	PIB90J	C90L	PIB90L
1960	0.9300	1.6400	180.5700	353.7500	319.3700	479.9600	2.0400	3.6700
1961	0.9300	1.6400	194.0700	382.7800	352.6000	537.7600	2.1400	3.8100
1962	1.0300	1.7800	207.9400	406.5300	379.210	585.6700	2.2300	3.8600
1963	1.1400	1.9600	227.2200	429.3400	412.5500	635.3000	2.3400	3.9900
1964	1.2500	2.1500	234.7500	441.3400	457.0300	709.4800	2.5500	4.3100
1965	1.3400	2.3100	242.4100	455.7700	483.3600	750.7700	2.6500	4.3900
1966	1.5200	2.5100	259.7700	483.0500	531.8400	830.6400	2.7000	4.4400
1967	1.5400	2.4800	278.9400	517.7200	587.1100	922.7000	2.7000	4.4500
1968	1.4600	2.3500	293.3600	551.6100	637.2200	1041.5700	2.8100	4.6300
1969	1.3900	2.4000	312.7100	585.2400	703.1400	1171.5300	2.9600	5.1000
1970	1.6100	2.5800	336.5000	616.3200	755.2500	1296.9800	3.1400	5.1800
1971	1.8900	2.9200	348.5600	628.0000	796.7400	1357.9200	3.3200	5.3200
1972	2.0200	3.1000	361.0100	646.3700	868.2600	1472.1700	3.4800	5.6700
1973	2.1300	3.3100	385.0200	688.6600	944.7300	1590.4300	3.6800	6.1400
1974	2.3500	3.5000	399.5100	720.9500	943.9300	1570.9400	3.8400	6.4000
1975	2.1200	3.5200	402.3800	705.4800	985.5000	1619.5100	4.0500	5.9800
1976	2.2400	3.7300	422.6800	751.3200	1014.1600	1683.8800	4.1700	6.1300
1977	2.5300	4.0500	436.1400	773.0300	1055.0600	1757.8100	4.2700	6.2300
1978	2.7500	4.3000	448.7500	801.8500	1110.4800	1850.4800	4.3900	6.4800
1979	2.8300	4.5100	479.6800	847.3400	1182.5100	1951.9600	4.5500	6.6400
1980	2.9300	4.7700	509.3900	877.2600	1195.0600	2006.9600	4.6800	6.6900
1981	3.1100	4.9700	516.7700	881.4100	1212.6300	2070.5900	4.7600	6.6500
1982	3.2600	5.0800	522.6600	885.4500	1265.4700	2133.8900	4.7800	6.7300
1983	3.0800	4.9700	526.1600	896.2400	1307.7300	2183.440	4.8000	6.9300
1984	3.1900	5.1800	539.2200	919.2600	1342.0600	2268.9800	4.8700	7.3600
1985	3.3300	5.3500	555.9700	945.0900	1386.5700	2368.9000	5.0000	7.5700
1986	3.5600	5.6800	579.2100	971.9300	1435.1400	2437.4900	5.2800	8.1600
1987	4.1300	6.1700	604.2700	1002.0200	1495.5700	2538.8700	5.5300	8.3500
1988	3.9800	6.1600	631.7800	1040.7900	1574.6700	2696.1400	5.7800	9.2200
1989	3.8100	6.1800	654.6000	1070.7800	1649.6000	2826.4100	6.0700	10.1300
1990	3.8300	6.2500	670.7400	1093.9500	1721.7200	2970.0900	6.4200	10.3500
1991	3.9900	6.3200	688.5700	1106.4000	1765.0600	3082.8900	6.8300	10.9800
1992	3.8100	6.1100	697.8500	1112.6600	1801.6700	3114.4000	6.7600	11.4700
1993	3.6400	6.1700	674.2900	1099.8000	1822.6600	3124.1000	6.8800	12.4700
1994	3.7100	6.4000	680.0800	1123.6700	1857.6000	3144.2400	7.0400	13.0000
1995	3.8600	6.4600	689.9200	1156.7100	1896.0800	3190.5000	7.2100	13.4900

Tabla A5. Datos correspondientes a México, Noruega, Nueva Zelanda y Portugal
(miles de millones de dólares de 1990 según tipos de cambio)

obs	C90MX	PIB90MX	C90NO	PIB90NO	C90NZ	PIB90NZ	C90PT	PIB90PT
1960	45.87000	61.89000	23.18000	37.59000	14.45000	20.78000	12.79000	17.19000
1961	47.72000	64.37000	24.64000	40.43000	14.67000	21.99000	13.66000	18.13000

1962	49.50000	67.31000	25.40000	41.57000	15.23000	22.46000	13.95000	19.34000
1963	52.51000	72.34000	26.26000	43.14000	16.29000	23.87000	14.89000	20.48000
1964	58.47000	80.03000	27.24000	45.30000	16.88000	25.05000	14.68000	21.83000
1965	62.51000	85.23000	27.91000	47.70000	17.85000	26.65000	15.34000	23.46000
1966	65.73000	90.48000	28.92000	49.50000	18.60000	28.31000	15.48000	24.41000
1967	70.07000	95.85000	30.02000	52.60000	17.84000	27.01000	16.25000	26.26000
1968	74.92000	102.8000	31.13000	53.79000	18.27000	27.00000	20.57000	28.59000
1969	79.95000	108.7700	33.52000	56.21000	19.28000	29.75000	21.48000	29.19000
1970	85.04000	115.9100	33.51000	57.34000	20.19000	29.33000	22.05000	31.85000
1971	89.48000	120.7500	35.05000	59.96000	20.28000	30.85000	24.85000	33.97000
1972	95.52000	130.9900	36.08000	63.06000	21.71000	32.18000	25.85000	36.69000
1973	101.8600	142.0100	37.13000	65.65000	23.54000	34.46000	28.96000	40.80000
1974	107.1100	150.6900	38.56000	69.06000	24.49000	36.51000	31.78000	41.26000
1975	113.2300	159.1400	40.54000	71.94000	24.31000	36.09000	31.50000	39.47000
1976	118.3700	165.8900	43.00000	76.84000	23.51000	36.97000	32.60000	42.19000
1977	120.7800	171.6000	45.98000	79.59000	22.75000	35.17000	32.79000	44.56000
1978	130.6300	185.7600	45.23000	83.20000	23.16000	35.31000	32.12000	45.81000
1979	142.1800	202.7600	47.13000	86.80000	23.05000	36.03000	32.12000	48.40000
1980	152.9000	219.6400	48.07000	91.10000	22.99000	36.28000	33.32000	50.62000
1981	164.1700	238.9600	48.13000	91.98000	23.46000	38.04000	34.29000	51.44000
1982	160.1200	237.2700	48.64000	92.14000	23.14000	38.75000	35.10000	52.53000
1983	151.5400	227.0700	49.54000	95.40000	23.86000	39.82000	34.59000	52.44000
1984	156.4700	235.2500	51.11000	101.0000	24.78000	41.78000	33.57000	51.46000
1985	162.0400	241.7700	55.89000	106.2700	25.12000	42.10000	33.80000	52.90000
1986	157.4500	232.6900	58.66000	110.0800	26.17000	42.98000	35.69000	55.09000
1987	157.2400	237.0100	58.19000	112.3100	26.81000	43.16000	37.59000	58.61000
1988	160.0900	239.9600	57.00000	112.1900	27.28000	42.99000	40.17000	63.00000
1989	171.7500	250.0400	56.64000	113.2200	27.37000	43.36000	41.23000	66.23000
1990	182.7900	261.7100	57.05000	115.4500	27.30000	43.10000	43.64000	69.13000
1991	191.3400	273.8000	57.88000	119.0500	26.75000	42.57000	45.24000	70.75000
1992	200.3000	283.7400	59.18000	122.9400	26.84000	43.08000	47.17000	72.53000
1993	203.2300	289.2700	60.45000	126.3000	27.70000	45.81000	47.88000	71.73000
1994	212.5400	302.0400	62.85000	133.2400	29.38000	48.27000	48.95000	73.33000
1995	192.3200	283.4200	65.00000	138.3600	30.59000	50.01000	49.73000	75.42000

Tabla A6. Datos correspondientes a Suecia, Suiza, Turquía y Gran Bretaña
(miles de millones de dólares de 1990 según tipos de cambio)

obs	C90SE	PIB90SE	C90SI	PIB90SI	C90TU	PIB90TU	C90UK	PIB90UK
1960	60.17000	98.59000	57.21000	102.4100	28.85000	35.06000	276.5700	467.5800

1961	62.85000	104.1900	62.71000	112.2700	29.13000	35.66000	282.6800	479.6100
1962	64.94000	108.6200	66.72000	117.6500	31.41000	37.83000	289.2600	485.9800
1963	67.81000	114.4100	69.94000	123.3900	34.52000	41.40000	301.5200	505.2100
1964	70.52000	122.2200	73.24000	129.8800	34.86000	43.11000	310.7100	530.6600
1965	73.52000	126.8900	75.78000	134.0100	35.75000	44.24000	315.3500	545.4600
1966	74.95000	129.5400	78.04000	137.3100	39.01000	49.42000	320.8400	556.6400
1967	76.66000	133.9000	80.32000	141.5000	40.21000	51.64000	328.5800	569.5000
1968	79.81000	138.7700	83.44000	146.5800	43.14000	55.10000	337.7400	592.2000
1969	83.35000	145.7200	87.99000	154.8400	45.43000	58.03000	339.8000	604.3500
1970	86.26000	155.1500	92.72000	164.7100	46.44000	60.87000	349.6500	618.6100
1971	86.34000	156.6200	97.13000	171.4300	50.62000	64.26000	360.7100	631.7200
1972	89.30000	160.2000	102.4100	176.9100	53.89000	69.03000	383.0100	654.0700
1973	91.61000	166.5600	105.2400	182.3100	54.67000	71.29000	403.9700	698.0500
1974	94.70000	171.8900	104.7300	184.9600	50.42000	75.27000	398.1200	688.5700
1975	97.35000	176.2800	101.6700	171.4900	54.62000	80.67000	396.7600	687.7700
1976	101.4000	178.1400	102.7500	169.0800	59.81000	89.11000	398.6700	703.2100
1977	100.3400	175.3000	105.8600	173.2000	71.55000	92.15000	397.3000	718.4600
1978	99.63000	178.3700	108.2100	173.9100	72.96000	93.53000	418.5300	744.0700
1979	102.0400	185.2200	109.5900	178.2400	72.09000	92.95000	436.7900	764.5900
1980	101.2200	188.3100	112.4700	186.4400	76.34000	90.68000	436.6000	752.0500
1981	100.9600	188.2800	113.6600	189.3800	70.54000	95.08000	437.0500	742.2500
1982	101.6900	190.1700	114.0500	186.6600	75.38000	98.47000	441.2400	753.7400
1983	99.67000	193.5000	115.3800	187.6100	80.46000	103.3600	461.2200	780.5000
1984	101.1400	201.3400	116.8800	193.2900	86.98000	110.3000	470.5300	800.0100
1985	103.8500	205.2200	118.7900	199.8900	86.45000	114.9700	488.6000	828.2400
1986	108.4400	209.9300	121.5500	203.1500	91.49000	123.0400	522.0600	864.6700
1987	113.3900	216.5300	124.2100	204.6400	91.21000	134.7100	549.7000	905.8400
1988	116.1500	221.4100	126.3500	211.0100	92.31000	137.5700	591.0400	950.9700
1989	117.5000	226.6700	129.3100	220.1700	91.36000	137.9100	610.0600	971.6900
1990	117.0300	229.7600	130.9000	228.4100	103.3300	150.6800	613.7500	975.5100
1991	118.1100	227.1900	133.1200	226.5800	106.1300	152.0700	600.3600	956.2300
1992	116.4500	223.9600	133.3000	226.2900	109.5500	161.1700	599.8000	951.1400
1993	112.8900	218.9900	132.1100	225.2000	118.9600	174.1400	614.7900	970.7100
1994	114.9000	226.2900	133.4400	226.4000	112.5600	164.6400	631.9000	1012.610
1995	115.7900	235.2100	134.1700	227.6500	118.0100	176.4800	642.9300	1040.470

Tabla A7. Datos correspondientes a USA, NAFTA, UE15 y OCDE25
(miles de millones de dólares de 1990 según tipos de cambio)

obs	C90U	PIB90U	C90Nafta	PIB90Nafta	C90UE	PIB90UE	C90T	PIB90T
1960	1344.700	2233.000	1495.600	2469.460	1399.940	2499.920	3397.550	5709.570
1961	1373.300	2288.000	1527.300	2532.430	1474.810	2632.390	3545.570	6007.710
1962	1435.600	2406.200	1596.810	2665.900	1557.730	2761.220	3735.470	6333.150
1963	1468.100	2501.800	1636.910	2776.260	1644.720	2885.270	3929.480	6636.200
1964	1572.300	2641.400	1753.250	2936.860	1718.640	3052.540	4153.350	7056.620
1965	1664.200	2789.300	1856.430	3104.000	1796.070	3186.910	4366.540	7415.080
1966	1751.900	2955.200	1953.800	3290.260	1868.050	3309.940	4594.210	7819.720
1967	1804.500	3035.700	2015.650	3383.260	1938.960	3416.310	4790.940	8127.780
1968	1901.100	3163.000	2123.220	3530.840	2027.400	3590.910	5047.150	8586.040

1969	1972.200	3247.400	2206.390	3635.150	2143.310	3812.440	5326.370	9066.610
1970	2022.800	3254.400	2264.630	3656.490	2261.330	3999.470	5560.200	9422.840
1971	2092.600	3348.000	2348.470	3770.870	2356.690	4128.790	5792.070	9751.250
1972	2211.800	3519.100	2485.100	3968.170	2474.460	4309.180	6134.250	10264.40
1973	2314.100	3701.400	2605.980	4184.270	2601.180	4558.650	6470.930	10870.00
1974	2301.900	3686.700	2608.840	4192.180	2642.960	4648.240	6510.060	10963.12
1975	2349.600	3671.500	2671.120	4193.440	2693.870	4618.390	6670.660	10982.60
1976	2472.600	3850.500	2810.400	4399.060	2801.550	4824.200	6960.700	11477.40
1977	2569.600	4014.600	2916.150	4581.730	2874.470	4953.840	7201.340	11874.01
1978	2676.800	4213.600	3040.810	4810.890	2965.820	5097.900	7477.630	12351.81
1979	2741.300	4319.000	3123.030	4950.390	3075.300	5282.680	7742.440	12795.00
1980	2744.000	4294.500	3141.290	4948.510	3123.110	5358.150	7824.700	12939.02
1981	2786.000	4367.000	3198.520	5053.820	3132.220	5364.110	7904.390	13131.97
1982	2813.400	4278.500	3215.570	4949.980	3159.910	5412.070	8009.110	13139.83
1983	2940.500	4424.300	3341.420	5098.220	3202.710	5509.360	8228.150	13447.14
1984	3083.900	4691.900	3501.070	5399.620	3253.200	5642.500	8488.420	14004.30
1985	3222.500	4845.900	3658.680	5585.690	3343.320	5784.050	8789.390	14460.20
1986	3340.900	4987.100	3783.240	5730.860	3479.030	5948.490	9115.190	14860.30
1987	3439.900	5121.300	3893.480	5890.210	3610.620	6117.730	9420.610	15317.81
1988	3575.500	5314.300	4044.790	6112.020	3753.380	6366.020	9797.150	15964.44
1989	3660.800	5489.100	4152.340	6310.390	3876.960	6582.690	10100.87	16532.52
1990	3720.500	5554.100	4227.140	6388.480	3983.900	6742.040	10368.47	16940.11
1991	3696.500	5498.500	4207.130	6334.030	4071.590	6813.030	10500.51	17068.28
1992	3803.900	5653.200	4329.200	6503.790	4134.440	6877.700	10733.24	17355.11
1993	3919.900	5790.400	4454.180	6660.840	4119.790	6837.950	10894.70	17512.25
1994	4055.900	6004.500	4609.730	6910.470	4184.630	7041.030	11154.37	18003.03
1995	4169.300	6158.800	4708.610	7058.950	4255.880	7209.820	11359.14	18399.88

Nota: Los datos de Nafta, corresponden a los países de North American Free Trade Area, es decir a la suma de USA, Canadá y México. Los datos de UE15 corresponde a los 15 países que constituían la Unión Europea al final de este período: Alemania, Austria, Bélgica, Dinamarca, España, Finlandia, Francia, Gran Bretaña (UK), Grecia, Holanda, Irlanda, Italia, Luxemburgo, Portugal, y Suecia. Los datos de C90T y PIB90T corresponden al total de 25 países de la OCDE.

BIBLIOGRAFIA:

ALCAIDE, A. y ALVAREZ, N.(1992). Econometría. Modelos deterministas y estocásticos. Edita Centro de Estudios Ramón Areces, Madrid.

ALVAREZ, N. (1996). Introducción a la evolución de la metodología de la Econometría. Editado por UNED, Madrid.

AMEMIYA, T.(1980). Selection of Regressors. *International Economic Review*, Vol. 21-2, pp. 331-354.

BLAUG, Mark.(1980). The methodology of Economics. Cambridge Surveys of Economic Literature. Cambridge University Press.

BOX, G.E.P. y JENKINS, G.M.(1970). Times Series Analysis, Forecasting and Control. Holden-Day, San Francisco.

DAVIDSON, J. H., HENDRY, D.H., SRBA, F. y YEO, S. (1978). Econometric Modelling of the Aggregate "Relationship between Consumers" Expenditure and Income in the United Kingdom. The Economic Journal, 1978.

DICKEY, D. y FULLER, W.A.(1979). Distribution of the Estimators Autorregresive Time-Series with a Unit Root. JASA, vol. 74, pp.427-431

ENGLE, R. y GRANGER, C. W.J. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation and testing.. Econometrica 55, pp. 251-276.

ENGLE, R. y YOO, S. (1989). A Survey of Co-Integration. UCLA, at San Diego.

FULLER, W.A. (1976). Introduction to Statistical Time Series. John Wiley and Sons, Nueva York.

GRANGER, C.W.J. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. Econometrica 37, pp.424-438.

GRANGER, C.W.J. y NEWBOLD, P. (1974). Spurious Regressions in Econometrics. Journal of Econometrics, 2, pp. 111-120.

GRANGER, C.W.J. y NEWBOLD, P.(1977). Forecasting Economic Time Series. Academic Press, Nueva York.

GUISÁN, M. C.(1997). Econometría. McGraw-Hill Interamericana, Madrid.

GUISAN, M.C.(2001a). Causality and Cointegration between Consumption and GDP in 25 OECD countries: limitations of the cointegration approach. *Applied Econometrics and International Development* Vol. 1-1, pp. 39-61, downloadable.¹

GUISÁN, M.C. (2001b). Relaciones causales y modelos dinámicos, Capítulos 1 y 2 del libro *Crecimiento económico en los países de la OCDE I*, de Guisán, M.C, Cancelo, M.T., Neira, I., Aguayo, E. y Expósito, P. Distribuye Mundi-Prensa, Madrid.

GUISÁN, M.C., ARRANZ, M. y CANCELO, M.T.(2003). Crecimiento económico en los países de la OCDE 2. Pendiente de publicación. Serie EE nº9 de la AHG.²

GUISAN, M.C.(2003). Causality Tests, Interdependence and Model Selection: A comparative analysis of OECD countries. Working paper series *Economic Development* n.63, Euro-American Association of Economic Development Studies, downloadable.¹

HAUSMAN, J. (1978). Specification Tests in Econometrics. Econometric 46.

HYLLEBERG, S., ENGLE, R.F., GRANGER, C.W.J. y YOO, S.(1990). Seasonal integration and co-integration. Journal of Econometrics 44, 1990.

JOHANSEN, S.(1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors. Journal of Economic Dynamics and Control, vol12, pp.231-254.

JOHANSEN, S.(1995). Likelihood-based inference in cointegrated vector autorregressive models. Oxford University Press.

KLEIN, L. R. (1997). Selected papers of Lawrence R. Klein. Theoretical Reflections and Econometric Applications. Editor K. Marwah, World Scientific.

LITTERMAN, R.(1979). Techniques of Forecasting using Vector Autorregressions. 'Working Paper nº 15, Federal Reserve Bank of Minneapolis, 1979.

MacKINNON, J.(1990). Critical Values for Cointegration Tests. Working Paper, University of California, San Diego.

MADDALA, G.S.(1992). Introduction to Econometrics, 2nd edition. Prentice-Hall Inc. New Jersey.

MAYER, Th.(1993). Truth versus Precision in Economics. Advances in Economic Methodology Series. Edward Elgar, Aldershot, UK.

NOVALES, Alfonso (1994) .Econometría, 28 edición. McGraw- Hill, Madrid.

OCDE(1997). National Accounts Statistics. OECD, Paris.

OTERO, J.M. (1993). Econometría. Series Temporales y Predicción. Ed. AC, Madrid.

PENA, J.B.(1999). Cien Ejercicios de Econometría. Ediciones Pirámide, Madrid.

PULIDO, A. y LÓPEZ, A.(1999). Predicción y simulación aplicada a la economía y gestión de empresas. Ediciones Pirámide, Madrid.

PESARAN, M.H., SHIN, Y., SMITH. R.J.(2001). Bounds testing approaches to the analysis of long run relationships. *Journal of Applied Econometrics*.

PHILLIPS, P.C.B. y PERRON, P.(1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regressions. *Biometrika* 75, pp.335-346.

SIMS, C.(1977). Exogeneity and causal ordering in Macroeconomic Models, FRBM, Federal Reserve Bank of Minneapolis, *New Methods in Business Cycle Research. Proceedings from a Conference*, pp.23-43, Minneapolis.

SIMS, C.(1980). Macroeconomics and Reality. *Econometrica* 48, pp. 1-48.

¹ Documentos accesibles, downloadable, en <http://www.usc.es/economet/aea.htm> (Spanish) y <http://www.usc.es/economet/ea.htm> (English)

² Libro de la serie Estudios Económicos de la AHG. Distribuye Mundi-Prensa, Madrid. Información en <http://www.usc.es/economet>