Investigaciones Económicas (Segunda época). Vol. XV, n.º 1 (1991), págs. 193-202

PERSISTENCIA EN LAS FLUCTUACIONES ECONOMICAS: EVIDENCIA PARA EL CASO ESPAÑOL*

Francisco GOERLICH

Federación Valenciana de Cajas de Ahorro

Esta nota ofrece estimaciones del grado de persistencia de las fluctuaciones en el PIB para la economía española. Tanto modelos ARMA como una medida de persistencia no-paramétrica indican que un shock en el output *de un 1 % afecta a la predicción del PIB en un futuro infinitamente lejano en más de un 1 %, es decir los shocks tienden a ser magnificados en el futuro. La evidencia es consistente con la ofrecida por algunos autores para otros países.*

1. Introducción

Los manuales de macroeconomía introducen una clara distinción entre el ciclo económico y la tendencia de largo plazo, constituyendo el ciclo simplemente desviaciones *transitorias* respecto a la tendencia, que se supone evoluciona suavemente y viene determinada por factores más o menos exógenos y objeto de estudio de la teoría del crecimiento. Esta visión tradicional de las fluctuaciones económicas ha sido puesta en duda recientemente, ya que para un buen número de países es difícil rechazar la hipótesis de que el PIB es tan persistente como un paseo aleatorio.

El provocativo trabajo de Nelson y Plosser (1982) argumentaba que un buen número de series macroeconómicas de la economía americana, entre las que se encontraba el *output* en términos reales, podían ser bien caracterizadas como procesos estocásticos *estacionarios en diferencias;* esto es, las series en cuestión deben ser consideradas como estacionarias *sólo* después de haber sido diferenciadas una o más veces, y en cualquier caso no pueden ser consideradas como estacionarias alrededor de una tendencia (polinomial) determinista. En otras palabras el *output* posee una raíz unidad y, por tanto, no es posible rechazar la hipótesis de que al menos una fracción de las innovaciones en esta serie tenga carácter permanente. Este trabajo examina la cuestión de la persistencia en el (logaritmo del) Producto Interior Bruto trimestral de la economía

* Los comentarios de un evaluador anónimo contribuyeron a mejorar la presentación de esta nota. Cualquier error que pudiera contener es de mi única responsabilidad. El autor agradece la financiación de la Federación Valenciana de Cajas de Ahorros para la realización de este trabajo.

española para el período 1958:1 - 1989:4 desde una perspectiva univariante[1]. El tema ha sido exhaustivamente estudiado para la economía americana, y existe así mismo evidencia disponible para otros países (Clark (1989), Campbell y Mankiw (1989), Kormendi y Meguire (1990)) pero no para España, lo que justifica la presente nota.

La cuestión de la persistencia en el PIB es importante al menos por dos razones. En primer lugar, desde un punto de vista estadístico es esencial conocer las propiedades univariantes de las series macroeconómicas, los procedimientos adecuados de estimación e inferencia dependen de dichas características. En segundo lugar, desde un punto de vista económico, si los datos contienen no-estacionaridades importantes será necesario construir teorías consistentes con ellas; en el caso concreto que nos ocupa, si el PIB tiene una raíz unidad no existe senda determinista de crecimiento equilibrado a largo plazo y obviamente este hecho debe ser tenido en cuenta a la hora de la elaboración de modelos teóricos. Visto desde otro ángulo es posible argumentar que si las fluctuaciones en el *output* tiene un cierto carácter permanente, y los componentes permanentes son asociados a la tasa natural, es esta tasa la que es no estacionaria y una teoría convincente debe explicar este fenómeno. Tanto los modelos reales del ciclo (Kydland y Prescott (1982)), como los modelos de «histeresis» (Blanchard y Summers (1986)) o de equilibrios múltiples (Diamond (1982)) pueden, en cierta forma, ser vistos como un intento de ofrecer explicación a estos hechos.

2. El concepto de persistencia y diversos enfoques en su medición

Siguiendo a Campbell y Mankiw (1987b, 1989), definimos persistencia como «con efectos continuados por un largo período de tiempo en el futuro». A partir de esta definición es posible construir diversas medidas empíricas de persistencia.

Una hipótesis mantenida a lo largo de todo el trabajo es que la serie bajo consideración admite una representación como *estacionaria en (primeras) diferencias*,

$$\Delta y_t = \mu + \alpha(L)\varepsilon_t \qquad \varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2_\varepsilon) \qquad [1]$$

o bien como *estacionaria en tendencia (lineal)*[2]

$$y_t = \gamma + \eta t + \delta(L)\varepsilon_t \qquad \varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2_\varepsilon) \qquad [2]$$

[1] El análisis empírico siempre se efectuó tomando logaritmos, por lo que en lo sucesivo cuando se mencione la serie de PIB se entenderá que se está haciendo referencia a la serie en logaritmos. La fuente de dicha serie se encuentra en el Apéndice.

[2] Nuestro trabajo excluye pues cierto tipo de modelos potencialmente importantes, como por ejemplo, los no-lineales. Ver Quah (1987), Hamilton (1989) o Diebold y Rudebush (1989).

donde $\Delta = 1 - L$, siendo L el operador de retardos, $L^j y_t = y_{t-j}$; y $\alpha(L)$ y $\delta(L)$ son polinomios (probablemente infinitos) en el operador de retardos, con todas sus raíces *fuera* del círculo unidad (invertibilidad), $\alpha_0 = \alpha(0) = 1$, $\delta_0 = \delta(0) = 1$ y $\Sigma_{j=0}^{\infty} \alpha_j^2 < \infty$, $\Sigma_{j=0}^{\infty} \delta_j^2 < \infty$ (estacionariedad).

Obsérvese que [2] es un caso particular de [1] si $\mu = \eta$ y $\alpha(L) = \delta(L).(1-L)$, aunque en este caso $\alpha(L)$ violaría la condición de invertibilidad.

Dadas estas dos representaciones y puesto que el concepto de persistencia enfatiza el largo plazo, es natural preguntarse en cuanto será revisada la predicción del PIB en un futuro lejano si se produce un shock hoy, por ejemplo una caída no anticipada del *output* en un 1 %. Las propiedades de $\delta(L)$ aseguran que $\delta_k \rightarrow 0$ conforme $k \rightarrow \infty$, por lo tanto si el PIB es estacionario en tendencia nuestro shock no tiene ningún efecto en la predicción de su *nivel* de largo plazo, que sólo viene determinado por la tendencia lineal determinista en [2]. En este caso la incertidumbre está totalmente acotada, incluso si hace referencia a un futuro indefinidamente lejano.

La situación es bien diferente si el *output* es estacionario en diferencias, en este caso, es fácil observar que el impacto de un shock en el período t sobre la *tasa de crecimiento* del *output* en el período $t+k$ viene dado por α_k, sin embargo el impacto sobre el *nivel* de y_t k períodos en el futuro viene dado por $\Sigma_{j=0}^{k} \alpha_j$. Ello puede ser entendido fácilmente si invertimos $\Delta = 1 - L$ en [1], con lo que obtenemos la función de impulso respuesta de y_t, fijando la *deriva* a cero, por simplicidad,

$$y_t = (1 - L)^{-1} \alpha(L) \varepsilon_t = \beta(L) \varepsilon_t \qquad [3]$$

donde $\beta_k = \Sigma_{j=0}^{k} \alpha_j$, $k = 0, 1, 2, \ldots$

Puesto que y_t no es necesariamente estacionaria β_k no tiene porque converger a cero cuando k tiende a infinito, por el contrario $\beta_\infty = \alpha(1)$ será, en general, distinto de cero. Una medida natural de persistencia en este contexto es pues $\alpha(1)$, el efecto de una innovación sobre el *nivel* de y_t en un futuro infinitamente lejano.

Para el caso de un paseo aleatorio, $\Delta y_t = \varepsilon_t$, $\beta_\infty = \alpha(1) = 1$; por lo tanto un cambio inesperado de un 1 % en el PIB altera la predicción de largo plazo en justamente un 1 %; todo el shock es permanente si el *output* fuera un paseo aleatorio.

En la práctica, sin embargo, las series macroeconómicas no son paseos aleatorios puros, sino que incorporan también dinámica de corto plazo, es pues posible encontrar diferentes valores de $\alpha(1)$; una cifra entre 0 y 1 caracterizaría una serie en la que las innovaciones tienden a disiparse con el tiempo pero no lo hacen de forma completa. Es posible igualmente obtener valores superiores a la unidad indicando una magnificación de los shocks en un futuro lejano. La persistencia en una serie es pues un continuo de posibilidades que no sólo varía entre 0 y 1, sino también puede ser superior a la unidad.

En nuestro contexto existen básicamente tres aproximaciones al problema de estimar la persistencia en una serie:

a) La aproximación ARMA, impulsada fundamentalmente por Campbell y Mankiw (1987a,b), consiste en estimar $\alpha(1)$ a partir de la estimación de modelos ARMA(p,q) para Δy_t.

b) La aproximación no-paramétrica, propugnada por Cochrane (1988) y Campbell y Mankiw (1989), consiste en estimar la persistencia sin postular un modelo ARMA concreto, simplemente a partir de la función de autocovarianzas de la serie.

c) La aproximación de componentes no observados. Este enfoque recoge todos aquellos trabajos que tienen como punto común el considerar a la serie de *output* como la suma de dos (o más) componentes que no son directamente observados, uno permanente y otro transitorio, la importancia relativa del componente permanente respecto al transitorio proporciona una medida de persistencia (Nelson y Plosser (1982), Watson (1986), Clark (1987, 1989)).

Este trabajo ofrece resultados para las aproximaciones ARMA y no-paramétrica.

En la interpretación de los resultados que se ofrecen a continuación es necesario tener en cuenta que *todas* las medidas de persistencia dependen de un número infinito de parámetros, y por tanto tienen que ser truncadas en algún punto para su implementación práctica. En este sentido indican *sólo* persistencia en una *muestra finita.* Teóricamente uno debería disponer de una realización infinita de la serie para ser capaz de estimar el grado de persistencia adecuadamente.

3. La aproximación ARMA

La aproximación ARMA estima la función de impulso-respuesta de y_t a partir de modelos ARMA(p,q) para Δy_t. Esto es

$$\phi(L)\Delta y_t = \mu' + \theta(L)\varepsilon_t \qquad \varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2_\varepsilon) \qquad [4]$$

donde $\phi(L) = 1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \ldots - \phi_p L^p$, con todas sus raíces fuera del círculo unidad, y

$$\theta(L) = 1 + \theta_1 L + \theta_2 L^2 + \ldots + \theta_q L^q, \; p \text{ y } q \text{ finitos.}$$

Invirtiendo $\phi(L)$ obtenemos $\alpha(L) = \phi(L)^{-1} \cdot \theta(L)$, y por tanto $\alpha(1) = \phi(1)^{-1} \cdot \theta(1)$.

Si la serie es estacionaria en tendencia el modelo ARMA para Δy_t esta sobrediferenciado, el polinomio $\theta(L)$ en [4] tiene una raíz unidad que se cancela con la raíz unidad del polinomio autorregresivo al calcular la función de impulso respuesta de y_t, originando que $\beta_k \rightarrow 0$ conforme $k \rightarrow \infty$. Por lo tanto para que la aproximación ARMA sea capaz de detectar series estacionarias en tendencia es necesario permitir la posibilidad de estimar raíces unidad en el polinomio MA en el proceso de estimación. Los resultados que se presentan a continuación fueron estimados con el programa SCA (Liu y Hudak (1986)) utilizando máxima verosimilitud exacta para los parámetros del polinomio MA[3].

Inicialmente se estimaron todos los modelos posibles para Δy_t hasta un ARMA(6,6), examinándose las raíces de los polinomios AR y MA y la función de impulso-respuesta de y_t a diversos horizontes, el más alejado de ellos correspondiente a un período de 25 años.

Diversos criterios de información utilizados no mostraban una preferencia clara por un modelo u otro aunque desde el punto de vista de la persistencia esto es irrelevante ya que las funciones de impulso-respuesta a horizontes suficientemente lejanos son extremadamente altas. En todos los casos dicha función, a un horizonte de 100 períodos, presenta valores superiores a la unidad, sin embargo, la cifra concreta varía bastante con el modelo particular estimado y oscila entre 1.368 para un MA(1) y 3.907 para un ARMA(6,6).

Para confirmar estos resultados se estimó un modelo adicional atendiendo a criterios clásicos, básicamente significatividad en los coeficientes y limpieza en los residuos; desde este punto de vista un ARMA(9,10) restringido, con parámetros AR en los desfases 2, 3, 4, 5 y 9 y MA en los desfases 1, 3, 4, 5, 7 y 10, dio buenos resultados, con todos sus coeficientes significativos y residuos ruido blanco a juzgar por los estadísticos convencionales. La función de impulso-respuesta de este modelo es precisamente la que presenta una mayor persistencia, siendo su estimación puntual a un horizonte de 100 períodos de 4.572. La obtención de un valor de $\alpha(1)$ mayor que 1 es pues un hecho robusto a diversas especificaciones, aunque es difícil obtener una estimación precisa del grado de persistencia.

4. La aproximación no paramétrica

Cochrane (1988) ha argumentado que modelos ARMA de orden relativamente bajo como los estimados en la sección anterior tienden a sobrestimar e grado de persistencia en una serie, y para obviar esta dificultad ha propuesto una medida alternativa de persistencia que puede escribirse alternativamente como un cociente de varianzas o como una suma ponderada de coeficientes de autocorrelación, el denominado *ratio de varianzas.*

$$V^k = \frac{1}{k+1} \cdot \frac{\mathrm{Var}\,(y_t - y_{t-1-k})}{\mathrm{Var}\,(y_t - y_{t-1})} = 1 + 2 \sum_{j=1}^{k} \left[1 - \frac{j}{k+1} \right] \rho_j \qquad [5]$$
$$k = 1, 2, 3, \ldots$$

donde ρ_j son los coeficientes de autocorrelación de Δy_t. No es difícil observar que si y_t fuera un paseo aleatorio $V^k = 1$ para cualquier valor de k, mientras que si y_t fuera estacionaria en tendencia $V^k \rightarrow 0$ conforme $k \rightarrow \infty$, ya que la

[3] Una breve discusión sobre el comportamiento del algoritmo de estimación así como numerosos resultados que no aparecen en el texto pueden encontrarse en Goerlich (1990).

varianza de la $(k+1)$ – diferencia tendería a una constante, dos veces la varianza de y_t, al aumentar k. Para una serie con shocks permanentes y transitorios V^k converge a un valor positivo y distinto de cero, conforme $k \to \infty$. Por tanto, $V = \lim_{k \to \infty} V^k$, es una medida adecuada de persistencia. Esta medida no es, sin embargo, independiente de $\alpha(1)$. Es posible demostrar que

$$V = (\sigma_\varepsilon^2/\sigma_{\Delta y}^2) \cdot |\alpha(1)|^2 \qquad [6]$$

es decir, V es proporcional al cuadrado del efecto de una innovación sobre el *nivel* de y_t en un futuro infinitamente lejano, $\alpha(1)$. La ecuación [6] pone de manifiesto que aunque para el caso de un paseo aleatorio o una serie estacionaria en tendencia V y $\alpha(1)$ proporcionen el mismo valor numérico ello no es así en general, aunque exista una relación exacta entre ambas medidas.

En la práctica sólo se dispone de un número finito de observaciones por lo que V es estimado mediante V^k. Una forma sencilla de obtener dicha estimación es a partir de la fórmula [5], reemplazando autocorrelaciones poblacionales, ρ_j, por muestrales, $\hat{\rho}_j$ [4].

$$\hat{V}^k = 1 + 2 \sum_{j=1}^{k} \left[1 - \frac{j}{k+1} \right] \hat{\rho}_j \qquad [7]$$

y donde el problema de la elección de k es equivalente al de la elección de una parametrización ARMA(p,q) en la sección anterior. Aunque un gran valor de k parece en principio deseable, para un tamaño muestral fijo $\hat{V}^k = 0$ para $k = (T-1)$ y ello para cualquier proceso, por lo tanto, k deberá ser pequeño en relación al tamaño muestral, ahora bien para un proceso en el que las primeras autocorrelaciones de Δy_t son positivas, como es el caso que nos ocupa, un valor excesivamente bajo de k sesgará los resultados hacia una alta persistencia ya que ignora las autocorrelaciones negativas de orden superior. La experiencia de otros autores sugiere utilizar valores de k entre un cuarto y un medio del tamaño muestral aunque no es posible dar una guía precisa al respecto por lo que en la práctica se ofrecen resultados para diferentes valores de k.

Resultados analíticos en Cochrane (1988) y un experimento de Monte Carlo en Campbell y Mankiw (1987b) sugieren utilizar una corrección por grados de libertad y multiplicar $\hat{V}^k$ por $T/(T-k)$ para paliar el sesgo a la baja que se produce en el estimador cuando k aumenta. Llamamos al estimador corregido $\tilde{V}^k = (T/(T-k)) \cdot \hat{V}^k$, que es el que se presenta en los cálculos que se ofrecen a continuación.

[4] En los cálculos presentados en el texto la autocovarianza utilizada en el cómputo de $\hat{\rho}_j$ fue obtenida como la suma de $(T-j)$ productos cruzados en desviaciones a la media dividida por $(T-j)$, donde T es el tamaño muestral. Esta estimación no garantiza, sin embargo, que $\hat{V}^k$ sea no-negativa; aunque asegura que $\hat{V}^k = 0$ para $k = T-1$. En la práctica ello no constituye un problema con tal que k sea pequeño en relación al tamaño muestral. Una estimación no-negativa por construcción se obtendría dividiendo la autocovarianza de orden j por T en lugar de $(T-j)$.

El Cuadro 1 muestra el valor de $\tilde{V}^k$ para diversos valores de k así como su error estándar asintótico.

CUADRO 1
Ratio de varianzas corregido por sesgo,
$\tilde{V}^k$, para Ln(PIB)

k	$\tilde{V}^k$	
5	2.40	(0.60)
10	3.34	(1.14)
20	5.15	(2.42)
30	6.91	(3.94)
40	8.36	(5.48)
50	9.48	(6.93)
60	9.72	(7.78)

Errores estándar asintóticos entre paréntesis. Ver Cochrane (1988) y Goerlich (1990).

Comparado con un valor poblacional de 1 para un paseo aleatorio, los altos valores de $\tilde{V}^k$ alcanzados por nuestra serie llaman fuertemente la atención, las innovaciones en el PIB de la economía española aparecen así como altamente persistentes corroborando los resultados proporcionados mediante la estimación de procesos ARMA en la sección anterior; la persistencia es, en cierta forma, extrema ya que $\tilde{V}^k$ parece estabilizarse alrededor de 9.5 para un valor de k en torno a la mitad del tamaño muestral. Un caso similar es encontrado para Japón por Campbell y Mankiw (1989).

CUADRO 2
Monte Carlo para $\tilde{V}^k$: procesos $(1 - r_1L)(1 - r_2L)y_t = \varepsilon_t$

k	r_1/r_2					
	0.95/0.5		1.0/0.0		1.0/0.75	
5	2.11	(0.53) (0.36)	0.99	(0.25) (0.21)	3.61	(0.91) (0.48)
10	2.15	(0.73) (0.60)	0.98	(0.33) (0.31)	4.70	(1.60) (1.09)
20	1.94	(0.91) (0.85)	0.97	(0.46) (0.45)	5.49	(2.58) (2.16)
40	1.56	(1.03) (0.97)	0.97	(0.64) (0.68)	5.85	(3.84) (3.66)
60	1.32	(1.05) (1.11)	0.96	(0.77) (0.91)	5.88	(4.70) (4.92)

Resultados de una simulación de Monte Carlo con shocks $niid(0,1)$, valores medios de 1.000 réplicas y T = 127, entre paréntesis se ofrecen errores estándar asintótico, superior, y de Monte Carlo, inferior.

Para facilitar la interpretación de estos resultados se realizó el siguiente experimento de Monte Carlo. Se simularon tres procesos, un AR(2) estacionario pero muy persistente, un paseo aleatorio y un ARI(1,1), el Cuadro 2 ofrece la media de $\tilde{V}^k$ para diversos valores de k, un total de 1.000 réplicas y un tamaño muestral de 127 observaciones. Este Cuadro permite establecer dos conclusiones interesantes, en primer lugar procesos estacionarios pueden aparecer en muestras finitas más persistentes que un paseo aleatorio, y en segundo lugar nuestra serie aparece caracterizada no sólo con una raíz unidad sino con una segunda raíz bastante elevada.

5. Conclusiones

Este trabajo se ha centrado en la cuestión de la persistencia de las innovaciones en el PIB utilizando para ello tanto modelos ARMA como la aproximación no paramétrica propuesta por Cochrane (1988). Afortunadamente ambas técnicas producen idénticos resultados, un shock de un 1 % en el *output* produce una revisión en la predicción *univariante* del PIB superior al 1 % en un futuro lejano, en otras palabras los shocks tienden a ser magnificados. Los resultados en este sentido parecen ser suficientemente robustos. Es cierto que la serie utilizada no posee la calidad que sería deseable lo cual arroja ciertas dudas sobre los resultados ofrecidos, no obstante cierta experimentación con la serie anual no produjo alteraciones cualitativas en los mismos.

Es necesario, sin embargo, ser prudentes en las conclusiones que podemos sacar de este hecho estadístico. No sólo porque las estimaciones son altamente imprecisas, como era de esperar, sino porque en una muestra de tamaño tan reducido como el considerado, que sólo abarca un período de 32 años, es fácil confundir un ciclo de período muy largo con la tendencia, y este hecho puede estar produciendo nuestros resultados.

El tipo de evidencia empírica como la aquí presentada se tomó inicialmente como en favor de los modelos reales del ciclo (Nelson y Plosser (1982)), sin embargo, tal conexión es totalmente infundada, incluso aunque se admitiera que las fluctuaciones tienen origen real los mecanismos de transmisión pueden ser muy diferentes de los resaltados por estos modelos en los que las fluctuaciones son óptimas y la distribución de recursos eficiente en el sentido de Pareto (Kydland y Prescott (1982), Long y Plosser (1983)). Los shocks reales pueden afectar al sistema económico por otros canales diferentes de los resaltados por los modelos reales del ciclo.

Por otra parte es seguro que modificaciones adecuadas en los modelos keynesiamos y monetaristas de corte más tradicional podrían producir no estacionariedades en el *output* del tipo de las observadas en la realidad (West (1987)) y en este sentido es difícil que una única serie, la del PIB en este caso, proporcione información económica acerca no sólo del origen de las fluctuaciones sino también del mecanismo de transmisión. Una importante tarea de investigación es pues elaborar modelos multivariantes en los que información acerca de otras series es utilizada en la determinación del grado de persistencia en el *output*, lo que permite identificar el origen de las fluctuaciones e interpretar los resultados a la luz de un modelo económico.

La evidencia presentada es en cualquier caso consistente con la importancia de los shocks en la productividad a la hora de explicar el *origen* de las fluctuaciones en el *output*.

Apéndice: la serie trimestral del PIB

Se disponían de dos series del Producto Interior Bruto trimestral, una para el período 1958:1 - 1984:4 procedente de Carreras (1989) y en base 70, serie a su vez elaborada a partir de las trimestralizaciones de Rodríguez (1972), Bonilla y otros (1975) y Sanz (1985), y otra cedida por J. J. Dolado, trimestralizada en el seno del Banco de España por el procedimiento de Denton (1971) con indicador y similar a la de Sanz (1985), para el período 1974:1 - 1989:4 y en base 80. Para efectuar el cambio de base se extrapoló hacia el pasado esta última serie a partir de 1974:1 manteniendo las tasas de decrecimiento de la serie de Carreras (1989). La serie resultante fue la utilizada en el trabajo y puede encontrarse en Goerlich (1990), desafortunadamente su calidad no es toda la que sería deseable.

Referencias

Blanchard, O. J. y Summers, L. H. (1986): «Hysteresis and the european unemployment problem», NBER Macroeconomics Annual, pp. 15-89.

Bonilla, J. M. y otros (1975): «Una estimación de contabilidad nacional trimestral de España, 1962-1972», Servicio de Estudios, Banco de España, Madrid.

Campbell, J. Y. y Mankiw, N. G. (1987a): «Are output fluctuations transitory?», *The Quarterly Journal of Economics, 102,* 4 (nov.), pp. 857-880.

Campbell, J. Y. y Mankiw, N. G. (1987b): «Permanent and transitory components in macroeconomic fluctuations», *American Economic Review, 77,* 2 (may.), pp. 111-117.

Campbell, J. Y. y Mankiw, N. G. (1989): «International evidence on the persistence of economic fluctuations», *Journal of Monetary Economics, 23,* 2, (mar.), pp. 319-333.

Carreras, A. (1989): *Estadísticas Históricas de España. Siglos XIX-XX,* Fundación Banco Exterior, Colección Investigaciones.

Clark, P. K. (1987): «The cyclical component of U.S. economic activity», *The Quarterly Journal of Economics, 102,* 4 (nov.), pp. 797-814.

Clark, P. K. (1989): «Trend reversion in real output and unemployment», *Journal of Econometrics, 40,* 1 (jan.), pp. 15-32.

Cochrane, J. H. (1988): «How big is the random walk in GNP?», *Journal of Political Economy, 96,* 5 (oct.), pp. 893-920.

Denton, F. T. (1971): «Adjustment of monthly or quarterly series to annual totals: An approach based on quadratic minimization», *Journal of the American Statistical Association, 66,* 333 (mar.), pp. 99-102.

Diamond, P. A. (1982): «Aggregate demand management in search equilibrium», *Journal of Political Economy, 90,* 5 (oct.), pp. 881-894.

Diebold, F. X. y Rudebusch, G. D. (1989): «Long memory and persistence in aggregate output», *Journal of Monetary Economics, 24,* 2 (sep.), pp. 189-209.

Goerlich, F. J. (1990): «Medidas univariantes de persistencia en la serie del Producto Interior Bruto», Documento de Trabajo 90-04, Federación Valenciana de Cajas de Ahorros.

Hamilton, J. D. (1989): «A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle», *Econometrica, 57*, 2 (march), pp. 357-384.

Kormendi, R. C. y Meguire, P. (1990): «A multicountry characterization of the nonstationarity of aggregate output», *Journal of Money, Credit and Banking, 22*, 1 (february), pp. 77-93.

Kydland, F. E. y Prescott, E. C. (1982): «Time to build and aggregate fluctuations», *Econometrica, 50*, 6 (nov.), pp. 1345-1370.

Liu, L. M. y Hudak, G. B. (1986): *The SCA statistical system*, Scientific Computing Associates, Illinois.

Long, J. B. y Plosser, C. I. (1983): «Real business cycle», *Journal of Political Economy, 91*, 1, pp. 39-69.

Nelson, C. R. y Plosser, C. I. (1982): «Trends and random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications», *Journal of Monetary Economics, 10*, pp. 139-162.

Quah, D. (1987): «What do we learn from unit roots in macroeconomics time series?», National Bureau of Economic Research, Working Paper 2450 (december).

Rodríguez López, J. (1972): «Una estimación del Producto Interior Bruto trimestral de España, 1958-1971», Banco de España, Servicio de Estudios, Estudios Económicos, Serie A, número 1.

Sanz, R. (1985): «Trimestralización del PIB por ramas de actividad, 1964-1984», *Boletín Económico del Banco de España*, junio, pp. 16-19.

Watson, M. W. (1986): «Univariate detrending methods with stochastic trends», *Journal of Monetary Economics, 18*, 1 (july), pp. 49-75.

West, K. D. (1987): «On the interpretation of near random walk behaviour in GNP», National Bureau of Economic Research, Working Paper 2364 (august).

Abstract

This note presents evidence on the persistence in real output for the spanish economy. Point estimates from ARMA models and a non-parametric measure of persistence indicates that a 1 % shock to output should change the long-run univariate forecast of output by well over 1 %, so shocks are magnified. This evidence is consistent with the one offered for others countries.

Recepción del original, agosto 1990
Versión final, noviembre 1990