

Alternativas para la modelización de tendencias y ciclos en la economía argentina, 1880-2009*

CRISTIAN RABANAL y ALFREDO MARIO BARONIO

Departamento de Matemática y Estadística

UNIVERSIDAD NACIONAL DE RÍO CUARTO, ARGENTINA

e-mail: cristianrabanal@conicet.gov.ar; abaronio@eco.unrc.edu.ar

RESUMEN

Las representaciones de tendencias y ciclos han variado considerablemente a lo largo del tiempo en función de la cambiante definición económica del ciclo. Las tendencias deterministas, basadas en la descomposición clásica de series de tiempo, constituyeron el método de mayor aceptación hasta principios de la década del setenta. A partir de entonces, y sobre la base del progreso teórico, las tendencias estocásticas fueron desplazando a las formulaciones deterministas. No obstante el escepticismo sobre las pruebas de raíz unitaria, en especial frente a la presencia de cambios estructurales en las series, han puesto en duda la eficacia del nuevo enfoque para representar adecuadamente la tendencia y el ciclo de una serie temporal económica. En este trabajo revisamos diferentes técnicas univariadas utilizadas en la extracción del componente secular y cíclico.

Palabras clave: Tendencia determinista, tendencia estocástica, componente cíclico, pruebas de raíz unitaria, filtros.

Alternatives for Modeling Trends and Cycles in Argentina's Economy, 1880-2009

ABSTRACT

The representations of trends and cycles have varied considerably over time depending on the changing economic definition of the cycle. Deterministic trends, based on the classical decomposition of time series, were the most widely accepted method until the early seventies. Thereafter, and on the basis of theoretical progress, stochastic trends were displacing deterministic formulations. However, skepticism on unit root tests, especially with respect to the presence of structural changes in the series, has questioned the effectiveness of the new approach to adequately represent the trend and the cycle of economic time series. The aim of this paper is to review different univariate techniques used in the extraction of secular and cyclical component.

Keywords: Deterministic Trend, Stochastic Trend, Cyclical Component, Unit Root Tests, Filters.

Clasificación JEL: C22, E32.

Artículo recibido en junio de 2010 y aceptado en septiembre de 2010.

Artículo disponible en versión electrónica en la página www.revista-eea.net, ref. 28307.

* Los autores agradecen las sugerencias de dos evaluadores anónimos.

1. INTRODUCCIÓN

En la década del '60 el estudio del ciclo económico había sido un tema al que los economistas le habían asignado poca importancia, ya que no se encontraba presente en la mayor parte de los programas de investigación de la época. El crecimiento a tasas estables exhibido por la economía mundial permitía presuponer el fin del ciclo, y las representaciones de las tendencias deterministas resultaban satisfactorias para modelar y predecir el nivel de producto.

Sin embargo, el aumento registrado en el precio del petróleo durante los años '70 provocó un fuerte impacto en la estabilidad del crecimiento. La crisis de 1973 alimentó el interés en el estudio del ciclo económico. El influyente artículo de Lucas (1977) instauró una nueva forma de abordarlo, al definirlo como un fenómeno de fluctuaciones recurrentes del producto alrededor de una tendencia y los movimientos que se dan con otras series de tiempo agregadas. No obstante, no manifestaba la forma en la que debía extraerse la tendencia. A partir de entonces, comenzaron a surgir representaciones de tendencias estocásticas que sucedieron gradualmente a las tendencias deterministas. En particular, el trabajo de Nelson y Plosser (1982) constató la imposibilidad de rechazar la hipótesis de raíz unitaria para el PBI estadounidense y un conjunto de series macroeconómicas. En términos económicos, esto equivale a decir que las perturbaciones afectan de manera permanente al nivel de producto y que por tanto la evolución del componente secular de la serie no es uniforme, como lo presupone una tendencia determinista. También Fatás (2000a y 2000b) encontró evidencia de una relación positiva entre la tasa de crecimiento promedio de la economía y persistencia del ciclo económico, por lo que el ciclo podría alterar el crecimiento de largo plazo.

Pero años más tarde, Perron (1989) advirtió que en presencia de quiebres estructurales el test de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) estaba sesgado hacia el no rechazo de la hipótesis nula, cometiendo de esta manera el error de tipo II.¹ Su propuesta era entonces formular representaciones de tendencia lineal con cambios estructurales en intercepto, pendiente o ambos, inducidos por shocks permanentes de carácter exógeno. En la misma dirección, Zivot y Andrews (1992) realizaron un test, en donde los quiebres estructurales se analizan como endógenos, en función de los datos. Otro aporte que vino a reforzar esta postura fue el de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (1992), quienes propusieron una prueba de raíz unitaria cuya hipótesis nula fuera la *estacionariedad* de la serie alrededor de una tendencia determinista, en lugar de la no estacionariedad. La aplicación de este test a las series utilizadas por Nelson y Plosser (1982) arrojaron resultados radicalmente opuestos a

¹ «Muchas series de tiempo macroeconómicas no se caracterizan por la presencia de raíz unitaria. Las fluctuaciones son estacionarias alrededor de una función de tendencia determinista. Los únicos shocks que han tenido efectos persistentes son el crack de 1929 y el shock del precio del petróleo de 1973». PERRON, P. (1989), pág. 1361.

los que habían arribado estos autores: sólo las series de tasa de desempleo y el tipo de interés son capaces de rechazar la hipótesis nula de estacionariedad.

Ahora bien, en consonancia con el avance del enfoque estocástico sobre el determinista, se desarrollaron filtros para separar de manera mecánica el componente secular del cíclico, entre los que se destacan: la descomposición de Beveridge-Nelson (1981), el filtro de Hodrick-Prescott (1997) y el de Baxter y King (1999). Generalmente el más utilizado en las investigaciones empíricas recientes es el filtro de Hodrick-Prescott, pese a las críticas que se le han formulado, fundamentalmente las ligadas a la relativa subjetividad con la que se elige el valor del parámetro de suavizamiento.

De acuerdo con Zarnowitz y Ozyildirim (2001) la importancia y necesidad de estudiar ajustes de tendencia y ciclos en series económicas radica en tres razones fundamentales. Primero, son la base para el estudio y testeo de las teorías de crecimiento económico. Segundo, el estudio de los ciclos de crecimiento puede arrojar luz sobre el nivel de variabilidad del crecimiento y sobre las fuentes de inestabilidad económica. Tercero, puede mejorar sustancialmente la estimación de indicadores cíclicos. Los indicadores líderes suelen ser mucho más volátiles que los indicadores coincidentes, diferencia que puede mitigarse a partir de la utilización de desviaciones desde la tendencia ó tasas de crecimiento suavizadas. Un motivo adicional para ocuparse del tema objeto de estudio tiene que ver con las poderosas implicancias que tiene para la política económica, ya que las mismas serían muy diferentes en presencia de un caso de tendencia determinista o uno de tendencia estocástica. Si las perturbaciones que afectan a la economía tienen efecto permanente, su origen no debe ser la demanda agregada, sino la oferta agregada.

Nuestro objetivo es analizar las alternativas de separación del componente cíclico y tendencial del PBI argentino, para el período 1880-2009.

La información utilizada en el estudio procede de la publicación "*Dos siglos de economía argentina*" de Ferreres (2005) para el período 1880-2004. A partir de la misma, se dispone de una serie de frecuencia anual larga del de Producto Bruto Interno expresada a pesos constantes de 1993. Es posible completar la misma de manera directa hasta el año 2009 con los datos provistos por el Ministerio de Economía de la Nación (MECON). Trabajaremos con la transformación logarítmica del producto, ya que nos interesa las desviaciones porcentuales, y no las absolutas, desde la tendencia de la serie.

La estructura del trabajo es la siguiente: En la segunda sección, presentamos el análisis de raíz unitaria para la serie logaritmo del PBI. En la tercera sección, ensayamos algunas formulaciones deterministas basadas en ajustes polinómicos con la presencia/ausencia de cambios estructurales. En la cuarta sección, mostramos formulaciones estocásticas. En la quinta sección llevamos a cabo una comparación entre los diferentes métodos empleados. Finalmente, la sexta sección contiene la discusión de nuestros resultados y principales conclusiones.

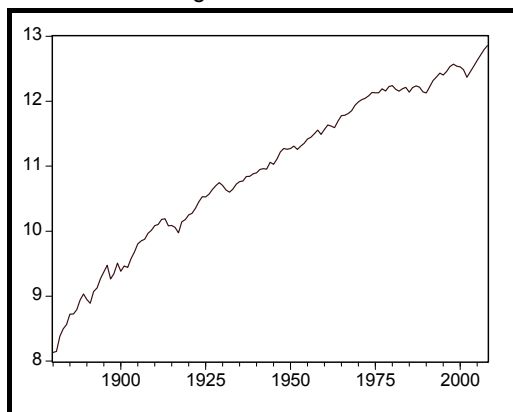
2. ANÁLISIS DE RAÍZ UNITARIA

Los procesos de raíz unitaria son habituales en la mayoría de las series económicas. Desde el punto de vista macroeconómico, la importancia radica en establecer si los efectos de los shocks son permanentes o transitorios, ya que las implicancias para modelar la tendencia y el ciclo son completamente diferentes en cada caso. En términos generales, una prueba de raíz unitaria puede formalizarse siguiendo la regresión de Dickey-Fuller, donde la hipótesis nula que busca contrastarse es la de raíz unitaria:

$$y_t = \alpha + \beta t + \rho y_{t-1} + \mu_t \quad \mu_t \sim RB(0, \sigma^2) \quad (1)$$

La figura 1 presenta la evolución del logaritmo del PBI argentino entre los años 1880 y 2009. Puede observarse un desenvolvimiento más o menos armónico hasta 1969, año a partir del cual se torna más inestable. En ese sentido, Luttini (2008) encuentra una dominancia de los shocks de corto plazo en la volatilidad de la serie del logaritmo del PBI para el período 1900-1969, mientras que los shocks de largo plazo podrían explicar el comportamiento para el período 1970-2000. Esto implica que la modelización determinista sería la adecuada para el período 1880-1969, en tanto que la formulación estocástica sería más apropiada para el intervalo comprendido entre los años 1970-2000.

FIGURA 1
Logaritmo del PBI.



Fuente: Elaboración propia, utilizando E-views 6.0.

Con la intención de vislumbrar con mayor claridad lo establecido en el párrafo precedente, presentamos a continuación las pruebas de raíz unitaria sobre la muestra completa en la tabla 1, y sobre las dos submuestras consideradas en la tabla 2 y 3. En todos los contrastes se permite la presencia de un intercepto, de un intercepto y una tendencia y de ninguno de los anteriores. Lógicamente, debe entenderse a la

luz de la teoría económica, por lo que es más plausible el segundo caso, al que nos referiremos en el análisis de las tablas.

TABLA 1
Pruebas de raíz unitaria sobre el logaritmo del PBI, 1880-2009.

TÉRMINOS INCLUIDOS	ADF	PP	KPSS ⁽¹⁾
Intercepto	-2.66 ^(**)	-2.79 ^(**)	1.38
Intercepto y tendencia	-3.53 ^(*)	-3.54 ^(*)	0.29
Ninguno	5.87	5.54	—

⁽¹⁾ La hipótesis nula es *estacionariedad*.

^(*) Indica rechazo de la hipótesis nula al 5 %. ^(**) Indica rechazo de la hipótesis nula al 10%.

TABLA 2
Pruebas de raíz unitaria sobre el logaritmo del PBI, 1880-1969.

TÉRMINOS INCLUIDOS	ADF	PP	KPSS ⁽¹⁾
Intercepto	-2.19	-2.37	1.22
Intercepto y tendencia	-3.67 ^(*)	-3.67 ^(*)	0.27
Ninguno	5.41	5.56	—

⁽¹⁾ La hipótesis nula es *estacionariedad*.

^(*) Indica rechazo de la hipótesis nula al 5 %. ^(**) Indica rechazo de la hipótesis nula al 10%.

TABLA 3
Pruebas de raíz unitaria sobre el logaritmo del PBI, 1970-2009.

TÉRMINOS INCLUIDOS	ADF	PP	KPSS ⁽¹⁾
Intercepto	0.40	0.40	0.73
Intercepto y tendencia	-2.12	-1.54	0.13 ^(*)
Ninguno	2.72	2.72	—

⁽¹⁾ La hipótesis nula es *estacionariedad*.

^(*) Indica rechazo de la hipótesis nula al 5 %. ^(**) Indica rechazo de la hipótesis nula al 10%.

Del análisis de las tablas anteriores, surgen dos importantes resultados. Primero, para el período 1880-1969 parece clara la posibilidad de desarrollar un modelo estacionario en tendencia. Tanto la prueba ADF como PP rechazan al 5% la hipótesis nula de raíz unitaria. En la misma dirección, el test KPSS acepta la hipótesis nula de estacionariedad de la serie alrededor de una tendencia estacionaria. Segundo, para el período 1970-2009 no resulta posible rechazar la hipótesis nula de presencia de raíz unitaria en el proceso estocástico que rige el comportamiento del logaritmo del PBI argentino. Aunque estadísticamente no puede aceptarse la hipótesis nula cuando ésta no puede rechazarse, sí puede afirmarse que es más probable que durante dicho período los distintos shocks que han afectado a la economía

argentina hayan tenido efectos permanentes, por lo que en este caso lo correcto sería especificar y estimar un modelo estacionario en diferencias. Para la primera tabla, que abarca el período completo, debe decirse que podría encontrarse influenciada por el resultado de la primera submuestra, la que incluye un horizonte temporal más amplio.

3. FORMULACIONES DETERMINISTAS

3.1. Enfoque clásico de series de tiempo

De acuerdo con este enfoque, una serie de tiempo Y_t , puede ser asumida como la suma de cuatro componentes inobservables: tendencia (T_t), ciclo (C_t), estacionalidad (S_t) y un componente irregular aleatorio (E_t). La relación entre los mismos es habitualmente expresada como un modelo aditivo o uno multiplicativo:

$$Y_t = T_t + C_t + S_t + E_t \quad (2)$$

$$Y_t = T_t * C_t * S_t * E_t \quad (3)$$

El modelo aditivo puede utilizarse siempre que los componentes que conforman la serie no están relacionados, es decir cuando son independientes entre sí. Por este motivo, en la modelización económica lo más usual es el modelo multiplicativo. No obstante, en economía, y particularmente en el estudio de los ciclos económicos, resulta útil expresar a las variables en logaritmos. De esta forma:

$$\ln Y_t = \ln T_t + \ln C_t + \ln S_t + \ln E_t \quad (4)$$

siendo el modelo logarítmico el caso aditivo del modelo multiplicativo.

Por razones de sencillez y dado que además trabajamos con datos de frecuencia anual, el componente estacional no será tratado en este documento. Generalmente, las oficinas nacionales de estadísticas brindan datos desestacionalizados. No obstante, existen técnicas de alisado relativamente sencillas para la eliminación del componente estacional.

Sobre la base de esta descomposición, se han propuesto múltiples representaciones deterministas para la obtención de la tendencia y el ciclo, que analizamos a continuación.

3.1.1. Ajustes polinómicos

El modelo de tendencia lineal determinista para el PBI, ha sido muy utilizado por los economistas hasta fines de la década del '60, por su relativa sencillez. Su implementación consiste en especificar y estimar por Mínimos Cuadrado Ordinarios (MCO) la siguiente expresión:

$$y_t = \alpha + \beta t + \mu_t \quad (5)$$

obteniendo estimaciones consistentes para la tendencia (T) y el ciclo (μ_t), que se definen respectivamente como:

$$\hat{T} = \hat{\alpha} + \hat{\beta}t \quad (6)$$

$$\hat{\mu}_t = y_t - \hat{T} \quad (7)$$

De esta forma se asume que el ciclo económico es la serie que resulta luego de extraer la tendencia estimada a la serie observada, por lo que incluirá movimientos irregulares de más baja frecuencia. Las perturbaciones aleatorias afectan a la ecuación (5) por medio de μ_t , ya que el componente cíclico puede tener una representación en función de su pasado, como la siguiente:

$$\mu_t = b_1\mu_{t-1} + b_2\mu_{t-2} + \dots + \varepsilon_t \quad (8)$$

donde ε_t es un shock aleatorio que se comporta como ruido blanco y que afecta al nivel de producto a través del componente cíclico, pero que no afecta a la tendencia. La suma infinita de todos los coeficientes b_j , mide el impacto de un determinado shock sobre el ciclo, y por ende sobre el producto. Tomando límite para cuando j tiende a infinito, tenemos que:

$$\lim_{j \rightarrow \infty} b_j = 0 \quad (9)$$

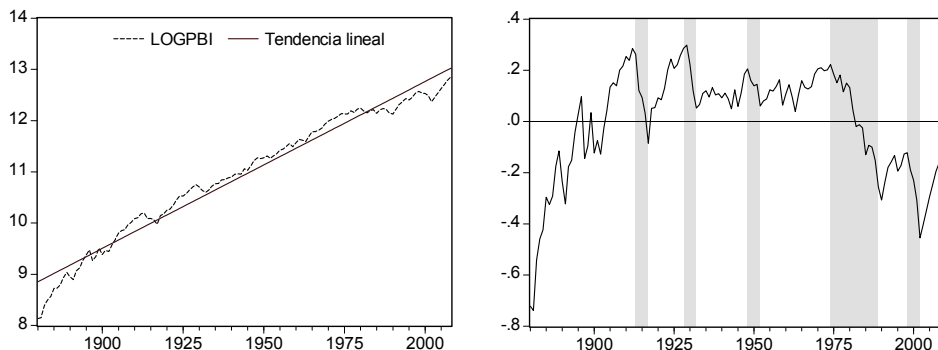
por lo que en el caso de tendencia determinista, las ponderaciones convergen a cero. Esto implica que el efecto de las perturbaciones aleatorias sobre el nivel de producto se disipa en el tiempo.

La estimación por MCO de (5), arroja el siguiente resultado:

$$y_t = \underset{(0.036730)}{8.85} + \underset{(0.000496)}{0.0326}t$$

en la que se informan los desvíos estándar entre paréntesis. El resultado muestra un incremento promedio de largo plazo del 3,26 por ciento anual en el producto durante el período de análisis. La figura 2 muestra la representación del ciclo que resulta de filtrar una tendencia lineal al logaritmo del producto.

FIGURA 2
Tendencia y ciclo lineal del logaritmo del PBI.



Fuente: Elaboración propia, utilizando E-views 6.0.

El comportamiento de la tendencial lineal invariante durante todo el período es un supuesto muy restrictivo, y a todas luces irrealista. Este inconveniente se amplifica cuanto más extenso es el período que pretende ajustarse de esta forma, pues como señalan Zarnowitz y Ozyildirim (2001) la ocurrencia de cambios estructurales y técnicos, catástrofes, guerras, y otros sucesos esporádicos se vuelven más probables. Más aún, la consideración de la tendencia lineal determinista como producto potencial, ilustrada en la figura 2, es evidentemente insatisfactoria, ya que sitúa el mayor crecimiento económico en la historia argentina (período 2003-2008) por debajo del sendero de largo plazo. Una posible salida a este problema se encuentra en la consideración de tendencias temporales deterministas representadas en función del tiempo como polinomios de orden superior. En tal caso, tendremos:

$$T = \alpha + \sum_{i=1}^n \beta_i t^i \quad (8)$$

Sin embargo subsiste la dificultad de establecer el orden adecuado del polinomio, representado en (8) por i . Si éste es muy elevado aparece el riesgo de que el componente cíclico comience a formar parte de la tendencia, provocando un sobreajustamiento (Trajtenberg, 2004). Mientras más alto sea el valor elegido para i , más se parecerá la tendencia a la serie observada, resignando un requisito fundamental para cualquier representación que pretenda ser considerada una tendencia: *variar de manera monótona y suave en el tiempo*.

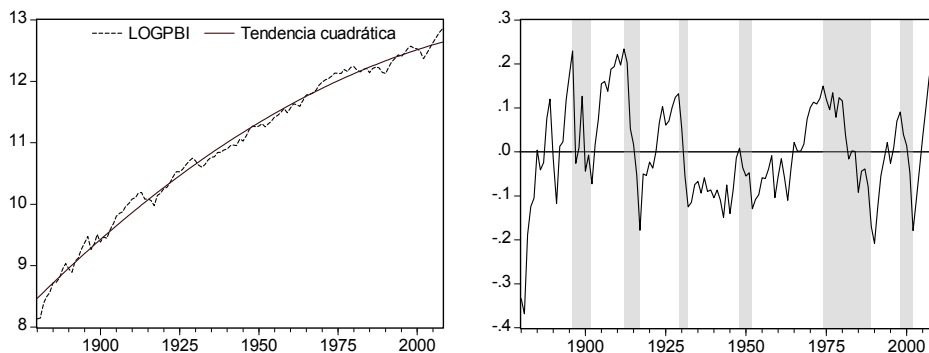
En la figura 3, mostramos el componente cíclico obtenido luego de filtrar una tendencia cuadrática. Si concebimos ésta como el producto potencial de largo plazo de la economía, ahora podemos notar valores positivos para el ciclo en épocas de crecimiento económico alto mayor al potencial, como en el modelo agroexportador (1880-1930) o la recuperación post crisis 2001 (2003-2008). Asimismo, la tenden-

cia cuadrática satisface la condición de ser monótona y creciente de manera *suave* en el tiempo. Su estimación y desvíos estándar son los siguientes:

$$y_t = 8.47 + 0.0508t - 0.000142t^2$$

(0.029003) (0.001048) (0.00008)

FIGURA 3
Tendencia y ciclo del logaritmo del PBI, con $i = 2$.



Fuente: Elaboración propia, utilizando E-views 6.0.

3.1.2. Combinación de tendencias

En el ámbito de los modelos estocásticos, los sucesos externos a la serie de interés que generan cambios en la estructura del modelo, fueron estudiados por Box y Tiao (1975) en el marco de los modelos ARIMA-AI (*Autorregresivos Integrados de Medias Móviles con Análisis de Intervención*), y denominados por los autores como *intervenciones*. Tales disturbios, pueden ser captados en la modelización univariante mediante variables artificiales. La técnica requiere que se identifique el período en el que ocurrió el acontecimiento externo, y adicionalmente la forma que tiene el impacto de las intervenciones. Sin embargo, pueden existir otros hechos, de los cuales no se conozcan su causa o el instante de tiempo en el que ocurrieron. En estos casos debe hablarse de *anomalías*. Las mismas pueden tener su origen en errores de medición o en sucesos que generalmente no ocurren.

Ahora bien, en el ámbito de la modelización estacionaria en tendencia, la combinación de tendencias se presenta como una práctica habitual en series largas, que permite subdividir las mismas en varios tramos o segmentos en función de importantes sucesos externos a la serie. La técnica se sustenta en la posibilidad de flexibilizar y relajar la consideración de una tendencia temporal única para todo el período objeto de estudio. Existen situaciones en las que tienen lugar acontecimientos extraordinarios, que pueden ser de carácter económico o no, pero que alteran radicalmente el comportamiento de una serie. Ejemplos de ellos pueden ser las reformas estructurales, los disturbios políticos, los episodios hiperinflacionarios, las guerras, las

pandemias, etcétera, que constituyen verdaderos cambios estructurales. En las formulaciones deterministas, podrían proponerse varios segmentos que cubran todo el período considerado, atendiendo a tales situaciones que causan los quiebres.

El empleo de modelos de segmentación de tendencias plantea inmediatamente el problema de seleccionar las fechas en las que se producen los cambios de tendencia (Rappoport y Reichlin, 1989: p. 169). Existen en la literatura numerosos métodos propuestos con el propósito de establecer el momento de tiempo en el que tiene lugar el punto de quiebre, cada uno con diferentes características inmanentes, entre los que se destacan: la propuesta de Brown y Evans (1975), el enfoque apriorístico y exógeno de Perron (1989), el procedimiento endógeno de Zivot y Andrews (1992) y la determinación endógena de dos quiebres (Lumsdaine y Papell, 1997) y múltiples quiebres (Bai y Perron, 1998). Cada procedimiento cuenta con ventajas, pero también son objeto de críticas. La elección dependerá fundamentalmente de la información teórica con la que se cuente.

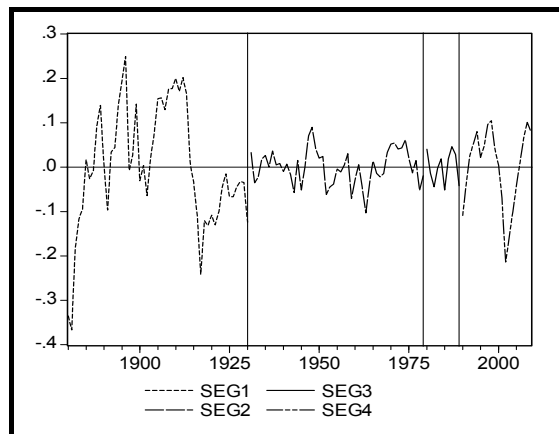
Dado el claro conocimiento de lo ocurrido en el período histórico considerado, formulamos de manera exógena cuatro segmentos, atendiendo a las razones teóricas emergentes de cada época y el sustento empírico aportado por el test de cambio estructural de Chow (1960). Por simplicidad, consideraremos una única tendencia lineal para cada subperíodo. Planteamos para cada caso el modelo con ruptura en la tasa de crecimiento propuesto por Perron (1989), al que el autor se refiere como modelo B ("*Changing Growth*"). Esta representación permite incorporar adecuadamente los quiebres en la pendiente.

Los segmentos en cuestión son:

- SEG 1: corresponde al período comprendido entre los años 1880-1930: la crisis de 1929 provocó el final del *Modelo Agroexportador* argentino.
- SEG 2: abarca el lapso de tiempo entre los años 1931-1979: *Modelo de Industrialización por Sustitución de Importaciones* y primeros años de la apertura internacional de los '70 (1976-1978).
- SEG 3: refleja la *década perdida* de la economía Argentina, ocurrida entre los años 1980-1989.
- SEG 4: incluye el período 1990-2009, donde se produjeron importantes cambios estructurales, entre los que se destacan: las privatizaciones de las empresas propiedad del estado; reformas monetarias, como convertibilidad entre el peso y el dólar y posterior devaluación; y reformas institucionales, como la constitución.

FIGURA 4

Ciclo del logaritmo del PBI obtenidos desde segmentación de tendencia.



Fuente: Elaboración propia, utilizando E-views 6.0.

La figura 4 muestra el componente cíclico del logaritmo del PBI, luego de considerar los cuatro segmentos propuestos. Puede notarse un ajuste más realista que el ilustrado en la figura 2, conseguido por una única tendencia lineal para todo el período.

Pese a la observación del párrafo precedente, que pone de manifiesto la utilidad de la técnica, la principal crítica al enfoque apunta a su imposibilidad para realizar predicciones, en especial para períodos de tiempo extensos. La razón es la inexistencia de una tendencia única que sirva de sendero de largo plazo o algún proceso generador de datos tal como el presente en las formulaciones estocásticas.

4. FORMULACIONES ESTOCÁSTICAS

4.1. La Descomposición de Beveridge y Nelson

El procedimiento de Beveridge y Nelson (1981) se basa en el Proceso Generador de Datos (PGD) de la serie económica, la que se asume formada por dos componentes estocásticos, uno permanente y otro transitorio, que pueden interrelacionarse en el tiempo. El componente tendencial es representado como una caminata aleatoria con deriva, mientras que el ciclo es la diferencia entre la serie y la tendencia.

La aplicación de esta técnica exige contemplar en esta parte los resultados obtenidos en la sección segunda. Se trabajará con el subperíodo 1970-2009, dado que para el mismo no podemos rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria.

El método consiste en determinar el proceso estocástico, modelo ARIMA (p, i, q), que representa a la serie del logaritmo de PBI. Dado que la misma es integrada de orden uno ($i = 1$) entre los años 1970 y 2009, el procedimiento es equivalente a

encontrar el modelo ARMA (p, q) que genera la serie logaritmo del PBI en primeras diferencias, ya que la misma es estacionaria ($i = 0$).

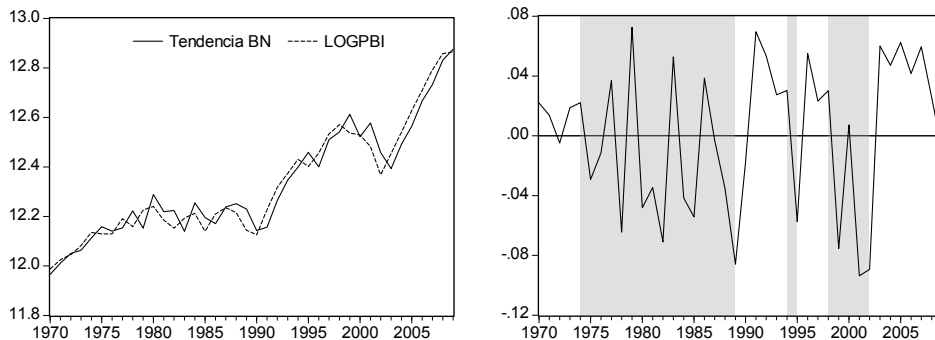
El mejor ajuste obtenido, sobre la base de los criterios de información de Akaike y Schwarz, para la primera diferencia del logaritmo del PBI es un modelo ARMA (1, 1). Su estimación es el siguiente:

$$d \log pbi = \Delta y_{t-1} = \underset{(0.0095)}{0.02} + \underset{(0.1249)}{0.9565} \Delta y_{t-1} + \underset{(0.0219)}{0.9828} \varepsilon_{t-1}$$

donde se informan entre paréntesis las desviaciones estándar. Todos los coeficientes son significativos individualmente al 5%. La representación de los componentes cíclicos y tendencia que se deducen de la estimación son los siguientes:

FIGURA 5

Tendencia y ciclo del logaritmo del PBI, con el procedimiento de Beveridge-Nelson.



Fuente: Elaboración propia, utilizando E-views 6.0.

4.2. El filtro de Hodrick-Prescott

El filtro de Hodrick-Prescott (HP en adelante) permite realizar una estimación de una tendencia temporal no observable, τ_t , que minimiza la suma de las desviaciones al cuadrado a partir de una serie observada y_t . De esta forma, se concibe a y_t como la suma de una tendencia y un componente residual estacionario, c_t . El problema queda planteado de la siguiente manera:

$$\text{Min}_{\{\tau_t\}_{t=1}^T} = \sum_{t=1}^T (y_t - \tau_t)^2 \quad (9)$$

sujeto a

$$\sum_{t=2}^{T-1} [(\tau_{t+1} - \tau_t) - (\tau_t - \tau_{t-1})]^2 \leq \mu \quad (10)$$

donde la restricción expresa que la variabilidad de las segundas diferencias debe ser menor o igual a la tendencia más suave posible, representada por μ . Si $\mu = 0$, se obtiene la tendencia temporal mínimo cuadrática. El valor de μ se escoge de manera que $\lambda = 100^2$ en la restricción. Esto produce el grado apropiado de suavidad en la tendencia ajustada cuando se trabaja con datos de frecuencia anual. Dado el valor fijo de μ , el problema de minimización se reduce a:

$$\sum_{t=1}^T (y_t - \tau_t)^2 + 100 \sum_{t=2}^{T-1} [(\tau_{t+1} - \tau_t) - (\tau_t - \tau_{t-1})]^2 \quad (11)$$

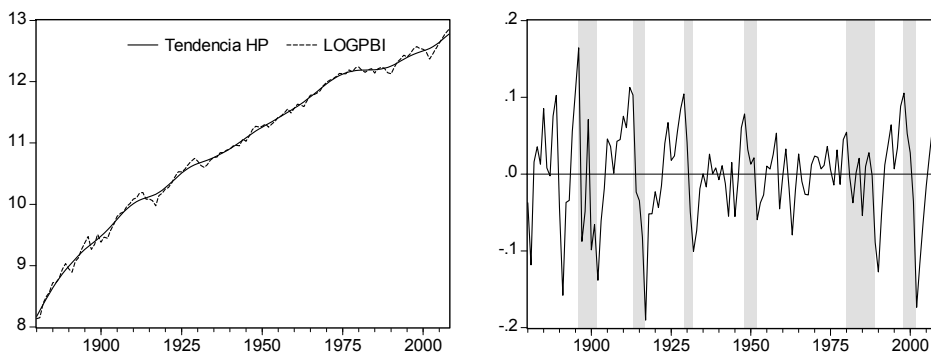
Así, la desviación desde la tendencia estimada para cada momento de tiempo, es simplemente y_t menos τ_t , asumido como el componente cíclico.

El supuesto sobre el que los autores construyen el filtro, consiste en permitir un desvío estándar del 5 por ciento para el componente cíclico a lo largo de toda la serie y de $\frac{1}{2}$ para las segundas diferencias. Esto permite establecer los valores de λ sugeridos por Hodrick y Prescott como:

$$\lambda^{1/2} = \frac{\sigma_i}{\sigma_j} \quad (12)$$

donde σ_i es el desvío estándar del componente cíclico y σ_j el desvío estándar de las segundas diferencias.

FIGURA 6
Tendencia y ciclo del logaritmo del PBI, con el filtro HP ($\lambda = 100$).



Fuente: Elaboración propia, utilizando E-views 6.0.

² La literatura especializada sugiere $\lambda=1600$ para datos de frecuencia trimestral y $\lambda=14.400$ cuando se trabaja con datos mensuales. No obstante, no existe consenso en lo que respecta al valor apropiado para λ , lo que constituye una de las mayores debilidades del filtro HP.

4.3. El filtro de Baxter-King

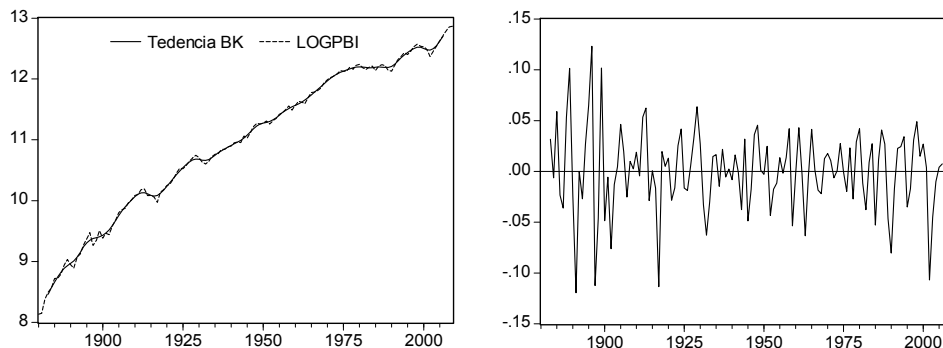
Baxter y King (1995) plantean que el desarrollo de cualquier filtro debería satisfacer seis requisitos fundamentales. Primero, el filtro debe extraer un rango específico de periodicidades, sin afectar las propiedades que le son propias. Segundo, no debe introducir un cambio de fase que altere la relación que existe entre la serie temporal y la frecuencia. Tercero, el filtro debe ser una aproximación óptima de un filtro ideal. Cuarto, el filtro debe producir una serie estacionaria cuando se aplica a series con tendencia. Quinto, el método debe ser capaz de obtener un componente cíclico que no dependa de la amplitud del período, o del sub-período que se esté considerando. Finalmente, exigen que el método sea operacional, vale decir de fácil uso y aplicación.

Este filtro ideado para el análisis espectral cuenta básicamente con dos etapas: en la primera se mide el ciclo, y posteriormente se aísla mediante la aplicación de medias móviles.

Baxter y King (1995) reconocen tres filtros lineales: *low-pass* ($LP_k(p)$), *high-pass* ($HP_k(p)$) y *band-pass* ($BP_k(p,q)$), donde k es la cantidad de rezagos del promedio móvil, p la periodicidad mínima aceptada por el filtro y q la periodicidad máxima aceptada. Sintéticamente, un *low-pass* retiene componentes de lento movimiento. Un *high-pass* contiene componentes de movimiento relativamente mayor, incluyendo el componente irregular y estacional. Por último, un *band-pass* en un promedio móvil que aísla los componentes periódicos de la serie que cae en una frecuencia específica.

El problema radica entonces en la elección de una cantidad adecuada de rezagos. Incluir más y más rezagos acerca el filtro a uno “ideal”, pero a costa de una pérdida creciente de datos por encima y por debajo del valor de interés. Por la forma en la que el filtro está construido se perderán k datos al comienzo y al final, con una cantidad total igual a dos veces la cantidad de rezagos, lo que constituye una de sus mayores debilidades. A menudo, dicho inconveniente es mitigado a partir de la incorporación de información adicional proveniente de la utilización de métodos auturregresivos. La figura 7 muestra la tendencia y el componente cíclico que derivan de aplicar el filtro $BK_3(2,8)$ a la serie LOGPBI.

FIGURA 7
Tendencia y ciclo del logaritmo del PBI, con el filtro BK₃ (2,8).



Fuente: Elaboración propia, utilizando E-views 6.0.

5. COMPARACIÓN DE MÉTODOS EMPLEADOS

La comparación entre métodos alternativos puede efectuarse mediante el cotejo de los desvíos estándar correspondientes a los componentes cíclicos que resultan de cada técnica, como así también a partir de las correlaciones entre dichos ciclos (D'elía, 2009: p. 21). Las medidas de desvío estándar constituyen aproximaciones de *volatilidad absoluta*. Esta medida refleja cuánto se aleja el PBI de su tendencia de largo plazo. Dado que la serie está en logaritmo, la desviación típica muestra la variación porcentual respecto al valor medio. Por ejemplo, si la desviación típica es 1,5, significa que en promedio durante el ciclo, la variable en cuestión se desvía 1,5%. Cuando se realizan caracterizaciones de las fluctuaciones cíclicas de alguna economía, lo que supone haber adoptado un método para extraer el ciclo, resulta más relevante el cálculo de la *volatilidad relativa*, entendida como el cociente del desvío de cada una de las series analizadas con respecto al desvío del PBI. Si el cociente es mayor que uno, significa que la serie es más volátil que el PBI.

TABLA 4
Desvíos estándar por métodos.

MÉTODO	Desvío	Asimetría	Kurtosis
Tendencia lineal	0.2088	-1.1079	4.0587
Tendencia cuadrática	0.1118	-0.6408	3.3856
Segmentación de tendencias	0.0955	-0.5059	5.2218
Descomposición de Beveridge-Nelson ⁽¹⁾	0.0494	-0.4104	1.9539
Filtro de Hodrick-Prescott	0.0607	-0.4539	3.6819
Filtro de Baxter-King	0.0403	-0.3005	4.3382

⁽¹⁾ Sólo para el período 1970-2009.

La mayor volatilidad absoluta proviene del método de tendencia lineal determinista. El resultado era de esperar para el amplio lapso considerado, ya que como señalan Zarnowitz y Ozyildirim (2001) es muy poco probable que un determinado tipo de tendencia temporal lineal se vaya a mantener durante largos períodos de tiempo, sobreviviendo a grandes cambios estructurales. En contraposición, el filtro de Baxter-King arrojó la menor variabilidad en torno al valor medio de la serie LOGPBI. Este resultado es consistente con los valores obtenidos para los coeficientes de asimetría en la tabla 4. Los procedimientos estocásticos exhiben menores desviaciones desde la tendencia que las formulaciones deterministas propuestas. Esto puede deberse a que los primeros, no quedan ligados a una única especificación poco sensible a los cambios estructurales, como lo son las tendencias deterministas.

A continuación, mostramos en la tabla 5 las correlaciones pareadas entre los componentes cíclicos obtenidos desde los diferentes métodos:

TABLA 5
Coeficientes de correlación entre diferentes métodos.

MÉTODO	Tendencia lineal	Tendencia cuadrática	Segmentación de tendencia	Descomposición de Beveridge-Nelson ⁽¹⁾	Filtro de Hodrick-Prescott	Filtro de Baxter-King
Tendencia lineal	1	0,8065	0,5349	0,0543	0,5042	0,3979
Tendencia cuadrática	0,8065	1	0,6320	0,2380	0,7324	0,6149
Segmentación de tendencia	0,5349	0,6320	1	0,2452	0,9289	0,7997
Descomposición de Beveridge-Nelson ⁽¹⁾	0,0543	0,2380	0,2452	1	0,2923	0,3928
Filtro de Hodrick-Prescott	0,5042	0,7324	0,9289	0,2923	1	0,8822
Filtro de Baxter-King	0,3979	0,6149	0,7997	0,3928	0,8822	1

⁽¹⁾ Sólo para el período 1970-2009.

La mayor correlación se produce entre el ciclo obtenido por el filtro HP y el que deriva de la segmentación de tendencias. Asimismo, el filtro HP es el de mejor desempeño general, cuando se analizan las correlaciones contra las demás técnicas utilizadas. Por otra parte, la tendencia lineal y la descomposición de Beveridge-Nelson muestran las peores *performances*, ya que en general son las técnicas con más baja correlación pareada con el resto, y además presentan una insignificante correlación entre ellas mismas de apenas 0.05.

TABLA 6

Correlación de los componentes cíclicos con la tasa de crecimiento del PBI.

Ciclo de tendencia lineal	Ciclo de tendencia cuadrática	Ciclo de segmentación de tendencias	Ciclo de Beveridge-Nelson	Ciclo de Hodrick-Prescott	Ciclo de Baxter-King
0.0900	0.3169	0.3560	0.9131	0.4017	0.5359

Los enfoques estocásticos, además de ser quienes tienen la menor volatilidad, presentan una correlación más elevada con las tasas de crecimiento del PBI. Si la tesis de Fatás (2000a y 2000b) sobre la persistencia del ciclo económico y el influjo positivo que este ejerce sobre el sendero de largo plazo es cierta, entonces los métodos estocásticos ofrecerían el mejor ajuste. Sin embargo, debe tenerse presente que el procedimiento de Beveridge y Nelson no obtiene una elevada correlación con los restantes métodos estocásticos analizados. Asimismo, Mc Morrow (2001) encuentra correlaciones negativas del componente cíclico de Beveridge y Nelson y la tasa de crecimiento del producto para Alemania, Francia, Países Bajos y Reino Unido, especialmente en situaciones donde la tasa de crecimiento está positivamente autocorrelacionada, como ocurre en la práctica.

5. CONCLUSIONES

El ciclo es un componente inobservable, lo que hace necesaria la consideración de diversas técnicas para su identificación. La diversidad de métodos existentes para extraerlo revela lo dificultoso que resulta la tarea. En este estudio examinamos algunas alternativas propuestas en la literatura econométrica de series de tiempo, para modelizar de manera univariante el componente cíclico y tendencial del producto bruto de la economía argentina durante el período 1880-2009.

La posibilidad de que el ciclo económico pueda alterar la evolución de la tendencia de largo plazo constituye una dificultad a la hora de elegir el método apropiado para representar el componente cíclico. En tal caso habría interacción entre el ciclo y la tendencia, o bien podría tratarse en realidad de un único componente. Lo que da cuenta de tal situación es el análisis de raíz unitaria. Sobre el mismo existen fuertes controversias aún no resueltas, que han generado escepticismo sobre las pruebas de raíz unitaria. Tras su aplicación, encontramos ambivalencia en los resultados del período completo. No obstante, parece clara la posibilidad de afirmar la prevalencia de shocks de corto plazo en el período 1889-1969 y shocks de largo plazo para el período 1970-2009.

Los procedimientos deterministas, aún cuando puedan resultar útiles pedagógicamente, presentan una serie de debilidades que constituyen verdaderas restricciones para mantenerlos en las modelizaciones de períodos de largo plazo. En primer lugar, porque plantean el desafío de elegir el grado adecuado del polinomio que ajustará como tendencia. En segundo lugar, las tres alternativas ensayadas presen-

tan una elevada volatilidad absoluta en comparación con la que resulta de los métodos estocásticos. Si bien la alta volatilidad puede morigerarse con la elevación del orden del polinomio, aparece aquí el riesgo de sobre ajustar la tendencia. Finalmente, aunque la técnica de combinación de tendencias también logra reducir la desviación desde la tendencia de largo plazo, su propia formulación la inhibe para los propósitos de predicción.

Desde los métodos estocásticos, tanto el filtro HP como el de Baxter-King tendieron a reproducir los ciclos en la misma dirección, existiendo entre ellos una elevada correlación. No ocurrió lo mismo con la descomposición de Beveridge-Nelson, que a pesar de mostrar una reducida volatilidad absoluta, al igual que el filtro HP y el de Baxter y King, fue el de menor correlación pareada con cada uno de las restantes técnicas.

Existen múltiples métodos entre los que no es simple elegir. La escogencia debe tener en cuenta una serie de criterios convencionales presentes en la comparación, tales como la volatilidad absoluta, el grado de co-movimiento con otras técnicas y con la tasa de crecimiento del producto. Es este sentido, parece existir una supremacía de los enfoques estocásticos, pero no puede establecerse con claridad cuál de ellos sería el mejor. La razón es que de acuerdo a los criterios propuestos, no se elegiría siempre al mismo procedimiento. Si se evalúa en función de la volatilidad, el mejor método en este caso de estudio particular sería el filtro de Baxter y King. Pero el resultado cambia si se opta por el criterio de co-movimiento, ya que el filtro HP es el de mejor desempeño general. La descomposición de Beveridge y Nelson sería la preferida en caso de elegir en función de la mayor correlación con el producto.

El presente estudio puede ampliarse en el contexto comparativo de métodos, pudiendo incluirse el análisis espectral. Concretamente, el análisis de dominio de frecuencias puede aportar una interesante perspectiva. Asimismo, la tarea desarrollada en este trabajo podría extenderse a un gran número de países.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BAI, J. y PERRON, P. (1998): "Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes" en *Econometrica*, 66 (1), pp. 47-78.
- BARENJEE, A.; LUMSDAINE, J.H. y STOCK, J.H. (1992): "Recursive and Sequential Tests of the Unit-Root and Trend-Break Hypotheses: Theory and International Evidence" en *Journal of Business & Economic Statistics*, 10 (3), pp. 271-287.
- BAXTER, M. y KING R.G. (1999): "Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters For Economic Time Series" en *The Review of Economics and Statistics*, MIT Press. 81(4), pp. 575-593.
- BEVERIDGE, S. y NELSON, C.R. (1981): "A New Approach to Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with particular attention to Measurement of the Business Cycle" en *Journal of Monetary Economics*, 7, pp. 151-174.
- BOX, G.E.P. y TIAO, G.C. (1975): "Intervention analysis with applications to economic and environmental problems" en *Journal of the American Statistical Association*, 70 (349), pp. 177-193.

- BROWN, R.L.; DURBIN, J. y EVANS, J.M. (1975): "Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time" en *Journal of the Royal Statistical Society*, 37 (2), pp. 149-192.
- CAMPBELL, J.Y. y MANKIW, G.N. (1986): "Are Output Fluctuations Transitory?" NBER, *Working Paper N° 1916*.
- CHOW, G.C. (1960): "Test of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions" en *Econometrica*, 28 (3), pp. 591-605.
- COCHRANE, J.H. (1988): "How Big is the Random Walk?" en *Journal of Political Economy*, 96 (5), pp. 893-920.
- D'ELÍA, J.L. (2009): "Métodos para estimar el componente cíclico en series temporales, con aplicaciones al producto bruto interno por habitante" en *Boletín Matemático*, 17, pp. 5-30, Universidad de Morón.
- DICKEY, D.A. y FULLER, W.A. (1979): "Distribution of Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root" en *Journal of the American Statistical Association*, 74, pp. 427-431.
- HARVEY, A.C. (1985): "Trends and Cycles in Macroeconomic Time Series" en *Journal of the Business and Economic Statistics*, 3(3), pp. 216-227.
- HODRICK, R.J. y PRESCOTT, E.C. (1997): "Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation" en *Journal of Money, Credit and Banking*, 29, pp. 1-16.
- ESPASA, A. y MARTÍNEZ, J.M. (1998): "Tendencias y ciclos en la economía española: modelos, estimaciones y perspectivas para 1998-1999". *Documentos de Trabajo 98-14(05)*, pp. 1-64. Serie de Estadística y Econometría.
- FATÁS, A. (2000a): "Endogenous Growth and Stochastic Trends" en *Journal of Monetary Economics*, 45, pp. 107-128.
- FATÁS, A. (2000b): "Do Business Cycles Cast Long Shadows? Short-Run Persistence and Economic Growth" en *Journal of Economic Growth*, 5, pp. 147-162.
- FERRERES, O.J. (2005): *Dos Siglos de Economía Argentina, 1810-2004: historia argentina en cifras*, pp. 1-692. Buenos Aires, Fundación Norte y Sur.
- KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P.C.B.; SCHMIDT, P. y SHIN, Y. (1992): "Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of the unit root" en *Journal of Econometrics*, 54, pp. 159-178.
- KYDLAND, F.E y PRESCOTT, E.C. (1982): "Time to Build and Aggregated Fluctuations" en *Econometrica*, 50, pp. 1345-1370.
- LEE, J. (1996): "Testing for a unit root in time series with breaks trends" en *Journal of Macroeconomics*, 18 (3), pp. 503-519.
- LONG, J. y PLOSER, C. (1983): "Real Business Cycles" en *Journal of Political Economy*, 91, pp. 39-69.
- LUCAS, R. (1977): "Understanding Business Cycles" en *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 5, pp. 7-29.
- LUTTINI, E. (2008): "Intentando Explicar el Ciclo Económico Argentino: Un Análisis univariado" en *Anales de la Asociación Argentina de Economía Política*, Córdoba: pp. 1-14.
- McMORROW, K. y ROEGER, W. (2001): "*Potential Output: Measurement Methods, New Economy Influences and Scenarios for 2001-2010. A Comparison of the EU15 and the US*". Economic Papers no. 150. Directorate-General for Economic and Financial Affairs. European Commission.
- NELSON, C.R. y PLOSSER, C.I. (1982): "Trends and Random Walks in Macro-Economic Time Series: Some Evidence and Implications" en *Journal of Monetary Economics*, 10, pp. 139-162.
- PERRON, P. (1989): "The Great Crash, the Oil Price Shock and unit Roots Hypothesis" en *Econometrica*, 57, pp. 1361-1401.
- RAPPOPORT, P. y REICHLIN, L. (1989): "Segmented Trends and Nonstationary Time Series" en *The Economic Journal*, 99, pp. 168-177.

- SOSA-ESCUADERO, W. (1997): "Testing Unit-Roots and Trends-Breaks in Argentine Real GDP" en *Económica*, 48, pp. 123-142.
- STOCK, J.H. y WATSON, M.W. (1998): "Business Cycle Fluctuations in U.S. Macroeconomic Time Series" en NBER, Working Paper 6528, pp. 1-80.
- TRAJTENBERG, L.A. (2004): "Modelización de Ciclos y Tendencias en Series de Tiempo Macroeconómicas Argentina: 1980-2000" en *Anales de la Asociación Argentina de Economía Política*, Buenos Aires: pp. 1-19.
- YIN-WONG, C. y MENZIE, D.C. (1994): "Deterministic, Stochastic, and Segmented Trends in Aggregate Output: a Cross-Country Analysis" en OXFORD ECONOMIC PAPERS, Working Paper 282, pp. 1-31.
- ZARNOWITZ, V. y OZYILDIRIM, A. (2001): "Time Series Decomposition and Measurement of Business Cycles, Trends and Growth Cycles". *Working Papers* 01-04, pp. 159-185. The Conference Board Economics Program.
- ZIVOT, E. y ANDREWS, D. (1992): "Further Evidence on Great Crash, the Oil Price Shock and Unit-Roots Hypothesis" en *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, pp. 251-270.
- MINISTERIO DE ECONOMÍA DE LA NACIÓN (2010): "Información económica al día". Disponible en: <http://www.mecon.gov.ar/peconomica/basehome/infoeco.html> [último acceso: Septiembre de 2010].