

**PRODUCTO POTENCIAL Y CICLOS ECONÓMICOS EN MÉXICO,
1980.1-2006.4**

13 de abril de 2007

Eduardo Loría¹

Manuel G. Ramos

Centro de Modelística y Pronósticos Económicos,
Facultad de Economía, Universidad Nacional Autónoma de México
Edificio anexo, tercer piso, cubículo 305
Circuito interior S/N, Ciudad Universitaria
Delegación Coyoacán, México, D.F. 04510
Tel.: +(52) (55) 56222142 y (43)
Correo electrónico: eduardol@servidor.unam.mx, sauceverde@hotmail.com

Leobardo de Jesús

Facultad de Economía, Universidad Autónoma del Estado de México.
Correo electrónico: ldja@uaemex.mx.

¹ Este artículo es producto del proyecto de investigación *Empleo y crecimiento económico de México. Un análisis prospectivo al año 2020*. PAPIIT No. IN 300803-3, DGAPA, UNAM. Agradecemos los valiosos comentarios y propuestas de dos árbitros anónimos de la revista que ayudaron a definir y redireccionar el trabajo. Los errores que prevalezcan son de nuestra entera responsabilidad.

PRODUCTO POTENCIAL Y CICLOS ECONÓMICOS EN MÉXICO, 1980.1-2006.4

Resumen: A partir de los Modelos Estructurales de Series de Tiempo (filtro de Kalman), calculamos el producto potencial, la brecha del producto y los ciclos económicos de corto plazo del PIB de México (1980.1-2006.4). Encontramos que el crecimiento del producto potencial ha variado notablemente para dos periodos claramente definidos: 2.1% para 1980.4–1994.4 y 3.7% para 1995.4–2005.4. Asimismo, detectamos una fuerte estacionalidad que denota que los trimestres 1 y 3, y 2 y 4 son de menor y de mayor crecimiento respectivamente. Por último, a partir del cálculo de la brecha, identificamos que desde el año 2000 los picos y valles son cada vez menos pronunciados, lo cual sugeriría que la economía mexicana ha venido creciendo de manera más estable desde el año 2000.

Palabras clave: producto potencial, brecha del producto, ciclos económicos, modelos estructurales de series de tiempo, filtro de Kalman.

Abstract: Through the use of Structural Times Series Models (Kalman Filter) we estimated: potencial output, the output gap and the business cycles for the Mexican GDP (1980.1-2006.4). We found that the potential output has varied sharply for two different time periods: 2.1% for 1980.4–1994.4 and 3.7% for 1995.4–2005.4. We also found a great component of stacionality that claims that in general terms the 1st and 3rd quarters are of slow growth (below average) and 2nd and 4th quarters are of rapid growth (above average). Finally, derived from the estimation of the gap, we detected that the peaks and troughs have been progressively less pronounced since the year 2000.

Key words: potential output, output gap, business cycles, structural time series models, Kalman filter.

Clasificación JEL: C22, E32, O4

Introducción

En la teoría económica neoclásica contemporánea (Romer, 2002) se acepta que el producto interno bruto de una economía evoluciona en torno a su tasa potencial que corresponde a la que resulta de la eficiente utilización de los factores productivos y, por tanto, es neutral sobre la inflación.²

En la literatura de los ciclos económicos reales que se inició con los trabajos de Nelson y Plosser (1982) se identifica que las políticas o alteraciones de demanda se consideran perturbaciones transitorias que no afectan la trayectoria del producto potencial, y sólo fenómenos relevantes provenientes de la oferta son los que pueden sacar al producto de esa trayectoria de largo plazo.³ En consecuencia, este es uno de los indicadores esenciales en la macroeconomía contemporánea para la formulación de políticas económicas consistentes; sin embargo, debido a que ni el producto potencial ni los ciclos económicos son observables, es necesario estimarlos.

Los métodos estadísticos más utilizados para su obtención son el filtro de Hodrick-Prescott (1997) y los Modelos Estructurales de Series de Tiempo. Ambas metodologías permiten descomponer una serie —para nuestro caso al PIB— en sus elementos básicos, de los cuales la tendencia se interpreta como una buena aproximación del producto potencial. A partir de su cálculo, se hace la medición de la brecha del producto, que es de crucial significancia para el análisis económico y para la definición de políticas.

² También se ha identificado a la tasa de crecimiento potencial con el término tasa natural de desempleo o NAIRU (Ball y Mankiw, 2002).

³ Esta hipótesis se plantea en el grueso de la literatura e incluso a nivel de libros de texto introductorios y, por tanto, de alto nivel intuitivo. Por ejemplo, Parkin (2005).

Algunos autores como Kichian (1999), Cerra y Chaman (2000) y Miller (2003) señalan que la medición de la brecha del producto permite encontrar regularidades (en términos de ciclos) que proporcionan una guía útil para el análisis del balance entre oferta y demanda agregadas y de la consecuente medición de las presiones inflacionarias, O también para el caso de una economía abierta, del desequilibrio de la cuenta corriente.

En virtud de todo lo anterior y considerando que una serie de tiempo contiene en sí misma mucha información relevante, consideramos que la descomposición de sus partes constituyentes da mucha luz para el análisis macroeconómico contemporáneo.

En este trabajo presentamos una estimación del producto potencial, de la brecha del producto y de los ciclos económicos de corto plazo del PIB de México para el periodo 1980.1–2006.4, utilizando Modelos Estructurales de Series de Tiempo (Harvey, 1989). Usaremos el filtro de Kalman en virtud de que presenta ventajas de estimación para calcular los estados de una serie en relación con el popular filtro HP. Harvey y Jaeger (1993) y Baeza (2004) muestran que para economías distintas a la de Estados Unidos las estimaciones de los ciclos y las tendencias con el filtro HP pueden generar resultados imprecisos, lo que puede deberse a que en economías poco estables las tendencias no se mueven suavemente y, por tanto, factores del ciclo se combinan con la tendencia.⁴

En la primera sección presentamos la importancia de este análisis a partir de la aportación seminal de Nelson y Plosser (1982). En la segunda, descomponemos la serie trimestral del PIB, con lo que estimamos el producto potencial, la brecha del producto y los ciclos económicos. Por último, recogemos y analizamos los resultados más relevantes.

⁴ Reeves *et al.* (2000) plantea que es adecuado utilizar el filtro HP (que es esencialmente mecánico) cuando la tendencia varía poco y cuando el componente ciclo es ruido blanco.

1. Las series de tiempo y el análisis macroeconómico

La tradición econométrica de la *Comisión Cowles* se basaba principalmente en ajustar regresiones lineales casi exclusivamente a partir de argumentos provenientes de la teoría económica, despreciando en gran medida el análisis de los procesos estocásticos subyacentes en las series estadísticas involucradas. De esta forma era recurrente regresionar variables que, aunque tuvieran justificación teórica, en la práctica estaban poco relacionadas. Para obtener resultados estadísticos⁵ que corroboraran sus argumentos teóricos, con frecuencia incurrían en el minado de datos (*data mining*) y en regresiones espurias.

Esta práctica fue criticada en los años 20 y 40 del siglo XX con los trabajos pioneros de Yule (1926) y de Haavelmo (1944), pero no fue sino hasta la década de los setenta cuando comenzó a generarse un consenso en la disciplina sobre los problemas de espuriedad a que podría conducir esta práctica.⁶

Tiempo más tarde y a la luz del seminal artículo de Nelson y Plosser (1982), se comenzó a analizar con mucho cuidado las propiedades estadísticas de las series macroeconómicas temporales, particularmente sus componentes de ciclo y tendencia, en virtud de que se reconoció que contienen mucha información relacionada con la teoría y política económicas. El hallazgo empírico de estos autores para la economía de Estados Unidos indicó que la mayoría de las variables macroeconómicas mostraban fluctuaciones en torno a una tendencia conocida o determinística (para el caso de la tasa de desempleo); mientras que otras, como el PIB, los índices de precios, los salarios y los agregados monetarios,

⁵ Generalmente centrados en R^2 altos y estadísticos t significativos.

⁶ Los trabajos de Granger y Newbold (1974) y de Hendry (1983) lo sintetizan.

seguían un proceso estrictamente aleatorio, por lo que no podría aceptarse que siguieran una trayectoria predeterminada o pronosticable.

Estos hallazgos fueron cruciales para el campo de la econometría, pero aún más para la teoría y la política económicas. Para la teoría, porque de la naturaleza de la evolución de las variables se desprendieron explicaciones importantes y aún controversiales de los ciclos económicos; y para la política, porque se comenzaron rápidamente a configurar los cambios institucionales, el papel de las acciones de las autoridades y su eficiencia. Así, en el caso de que una variable fluctúe alrededor de una tendencia determinística, se infiere entonces que esa variable —tarde o temprano— regresará a su trayectoria o fluctuará persistente y suavemente en torno a ella. En tal caso, la política económica activa podría ser perturbadora. Pero si —por el contrario— se diagnostica que una serie de tiempo tiene una trayectoria impredecible (esto es, que sigue una caminata aleatoria), será entonces imposible decir algo en relación con su evolución futura y menos aún pretender actuar sobre ella a través de la política económica, debido a que su dinámica temporal estará determinada por los choques pasados y futuros, por lo que nunca regresará a ningún sendero o trayectoria de equilibrio.

Resulta relevante mencionar que gran parte del trabajo aplicado sobre este tema se ha hecho para economías desarrolladas y para el caso de México realmente hay pocas referencias,⁷ no obstante de tratarse de un tema de suma importancia. Como muestra de ello, desde principios de esta década se ha venido discutiendo con insistencia en foros académicos, legislativos y políticos sobre el escaso crecimiento⁸ que ha observado la economía

⁷ Sólo encontramos los trabajos de Ruprah (1991) y Mejía y Hernández (1997).

⁸ Que incluso en varias ocasiones, durante los años 2005 y 2006, el gobernador del Banco de México calificó de *mediocre*.

mexicana⁹ y, por tanto, sobre la necesidad de elevar esa cifra tal que (a partir de diversas estimaciones de la elasticidad empleo del producto) pueda generar entre 1.2 y 1.5 millones de empleos formales anuales y reducir la pobreza.

Esta preocupación de suyo legítima –más allá de las buenas intenciones– no se ha correspondido con el cálculo riguroso de la capacidad real de crecimiento de la economía mexicana. Es decir, la discusión se ha ubicado en el ámbito de la preocupación, pero no en el de la medición del crecimiento potencial, de ahí el interés específico de este trabajo.

Un primer acercamiento a la serie del PIB real de México indica que tiene claros componentes estacionales y de tendencia; este último se prueba rápidamente al hacer un ajuste lineal contra el tiempo (gráfica 1).¹⁰ Sin embargo, necesitamos de mayor introspección para tener un mejor conocimiento de la serie del PIB. La técnica de filtrado de datos que aquí utilizamos, permite avanzar en esta dirección.

Una rápida inspección visual nos permite especular en estos momentos que el PIB real presenta una raíz unitaria con un quiebre relevante en 1995.2 y su tendencia es esencialmente aleatoria y no determinística.

Mejía y Hernández (1997) contrariamente concluyen que la tendencia del PIB de México para el periodo 1935-1992 es determinística, por lo que frente a la gran recesión de 1995 advertían que el PIB regresaría a su trayectoria anterior y con ello rápidamente se

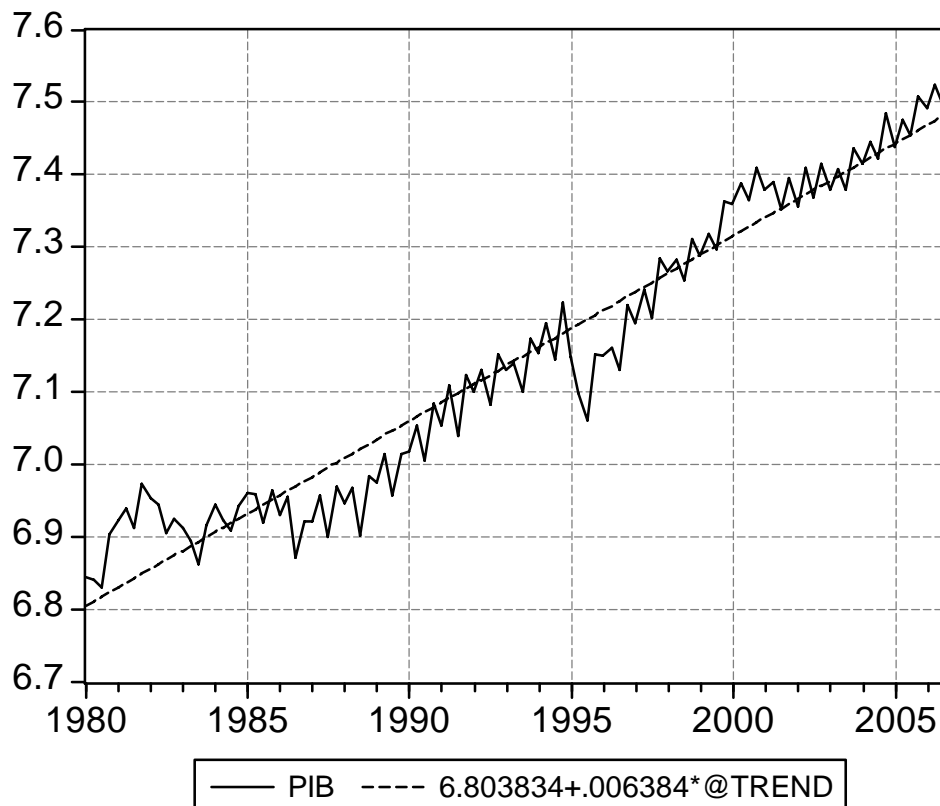
⁹ Por ejemplo, entre 1970 y 1981 el crecimiento medio anual fue de 6.8%, contra 2.4% para el periodo 1982-2006.

¹⁰ la línea resultante no es otra cosa que la tasa geométrica de crecimiento de cada trimestre, o comúnmente conocida como tasa media de crecimiento, que se calcula de la siguiente expresión:

$$TMC = \left[\left(\frac{Y_F}{Y_I} \right)^{1/t} - 1 \right] * 100, Y_F, Y_I: \text{PIB, datos final e inicial respectivamente.}$$

desvanecerían los efectos perversos de esta estrepitosa caída. Es interesante destacar que esta conclusión es congruente con la hipótesis principal de Cochrane (1988).

Gráfica 1
México: PIB observado (logaritmos) y ajuste lineal, 1980.1-2006.4



2. Cálculo del producto potencial y de los ciclos económicos en México

2.1. Modelos estructurales de series de tiempo y el filtro de Kalman

Los Modelos Estructurales de Series de Tiempo permiten especificar una ecuación para cada componente de una serie de tiempo. Para resolver el modelo propuesto utilizamos el

algoritmo de Kalman (Kalman, 1960) que permite estimar sus componentes o *estados*¹¹ inobservables. El filtro de Kalman calcula, a partir de un algoritmo recursivo de predicción y corrección, un estimador lineal e insesgado del estado en el momento t con la información disponible en $t-1$, y actualizarlo con la información adicional disponible en t .

En sentido estrictamente estadístico (Enders, 2004; Harvey, 2000 y Durbin y Koopman, 2000), una serie de tiempo cualquiera (y_t) se representa como:

$$y_t = \mu_t + \gamma_t + \psi_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Donde: $t = 1, \dots, T$ y $\varepsilon_t \sim NID(0, \sigma_\varepsilon^2)$.

Donde:

- a) La *Tendencia*, μ_t , representa la evolución subyacente o secular de una serie;
- b) la *Estacionalidad*, γ_t , recoge la ocurrencia periódica de fenómenos que se producen en su evolución;
- c) el *Ciclo*, ψ_t , representa las oscilaciones periódicas alrededor de la tendencia, y
- d) las *Innovaciones*, ε_t , son los movimientos erráticos que no siguen un patrón específico.

Un modelo estructural univariante aditivo puede construirse a partir de la ecuación (1); sin embargo, cada uno de sus componentes tendrá una especificación particular.

¹¹ Un *estado* contiene toda la información relativa al sistema en un cierto punto en el tiempo, tratando de considerar el menor número de variables posibles (Morrison y Pike, 1977 y Durbin y Koopman, 2000).

Como sugieren Harvey (2000) y Harvey y Trimbur (2001), la descomposición de una tendencia que proporcione la flexibilidad necesaria para capturar la trayectoria de los datos observados es la siguiente:

$$\begin{aligned}\mu_t &= \mu_{t-1} + \beta_t \\ \beta_t &= \beta_{t-1} + \zeta_t\end{aligned}\quad (2)$$

Donde: μ_t es la tendencia, β_t es la pendiente de la tendencia y $\zeta_t \sim NID(0, \sigma_\zeta^2)$.

Los efectos estacionales en el momento t se pueden modelar en su versión trigonométrica de la forma siguiente (Harvey, 2004 y Durbin y Koopman, 2000):

$$\gamma_t = \sum_{j=1}^{\lfloor s/2 \rfloor} \gamma_{j,t}, \quad \begin{bmatrix} \gamma_{j,t} \\ \gamma_{j,t}^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \cos \lambda_j & \sin \lambda_j \\ -\sin \lambda_j & \cos \lambda_j \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \gamma_{j,t-1} \\ \gamma_{j,t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \omega_{j,t} \\ \omega_{j,t}^* \end{bmatrix}\quad (3)$$

Donde: $s = 4$ (para datos trimestrales), $j = 1, \dots, \lfloor \frac{s}{2} \rfloor$; $t = 1, \dots, T$; $\lambda_j = \frac{2\pi j}{s}$ es la frecuencia medida en radianes, y $\omega_t \sim NID(0, \sigma_\omega^2)$ y $\omega_t^* \sim NID(0, \sigma_\omega^2)$ son dos términos de perturbación aleatoria mutuamente independientes.

Harvey y Koopman (1994) y Harvey y Trimbur (2001) proponen modelar los ciclos a partir de la siguiente especificación:

$$\begin{bmatrix} \psi_t \\ \psi_t^* \end{bmatrix} = \rho \begin{bmatrix} \cos \lambda_c & \sin \lambda_c \\ -\sin \lambda_c & \cos \lambda_c \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \psi_{t-1} \\ \psi_{t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \xi_t \\ \xi_t^* \end{bmatrix}\quad (4)$$

Donde: λ_c es la frecuencia del ciclo medida en radianes, de rango $0 \leq \lambda_c \leq \pi$, de tal forma que $2\pi/\lambda_c$ es el *periodo* del ciclo; ρ es el factor de amortiguación, de rango $0 \leq \rho \leq 1$; y, por último, $\xi_t \sim NID(0, \sigma_\xi^2)$ y $\xi_t^* \sim NID(0, \sigma_\xi^2)$ son mutuamente independientes.

Finalmente, las ecuaciones (2), (3) y (4) se sustituyen en (1), y mediante una transformación algebraica se obtiene el modelo adoptado en este trabajo en su forma *estado-espacio*.¹² Con este modelo se puede descomponer una serie de tiempo en sus partes integrantes simultáneamente:¹³

$$\begin{aligned} y_t &= A_t x_t + B_t u_t \\ x_t &= C_t x_{t-1} + D_t u_t \end{aligned} \quad (5)$$

Donde: $A = (1, 0, 1, 0, 0, 1, 0, dum_{1995.2})$, $x_t = (\mu_t \quad \beta_t \quad \gamma_{1,t} \quad \gamma_{2,t}^* \quad \gamma_{3,t} \quad \psi_t \quad \psi_t^* \quad \delta_t)'$,

$$B = (\sigma_\varepsilon, 0, 0, 0, 0, 0, 0, 0), \quad C = \text{diag}(C_\mu, C_\gamma, C_\psi, 1), \quad C_\mu = \begin{pmatrix} 1 & 1 \\ 0 & 1 \end{pmatrix}, \quad C_\gamma = \begin{pmatrix} -1 & -1 & -1 \\ 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \end{pmatrix},$$

$$C_\psi = \rho \begin{pmatrix} \cos \lambda_c & \text{sen } \lambda_c \\ -\text{sen } \lambda_c & \cos \lambda_c \end{pmatrix}, \quad D = (0 \quad \tilde{D}), \quad \tilde{D} = \text{diag}(\sigma_\zeta^2, \sigma_\omega^2 I_3, \sigma_\xi^2 I_2),$$

$$u_t = (\varepsilon_t, \zeta_t, \omega_{1,t}, \omega_{2,t}^*, \omega_{3,t}, \xi_t, \xi_t^*)' \text{ y } dum_{1995.2} = \begin{cases} 0 & \text{para } t < 1995.2 \\ 1 & \text{para } t \geq 1995.2 \end{cases} \text{ con vector de parámetros}$$

δ_t .

Incorporamos una dummy porque, como puede observarse en el cuadro 2 del anexo, el modelo sin variable de intervención (modelo A) presenta problemas de distribución normal y bajo R^2 , que al complementar con el análisis de la prueba CUSUM (gráfica 1 del anexo) nos hace pensar en la existencia de cuando menos un *outlier* o más probablemente, un

¹² La forma conveniente para representar a los modelos estructurales de series de tiempo es mediante la notación *estado-espacio*, la cual permite la estimación óptima de sus componentes a partir del filtro de Kalman. Véase Hamilton (1994), Steyn (1992) y Zivot (2005).

¹³ La siguiente expresión incorpora una variable dummy a partir del segundo trimestre de 1995 ($dum_{1995.2}$) que captura el cambio estructural que se presenta en el componente de nivel; y así corregir problemas de normalidad.

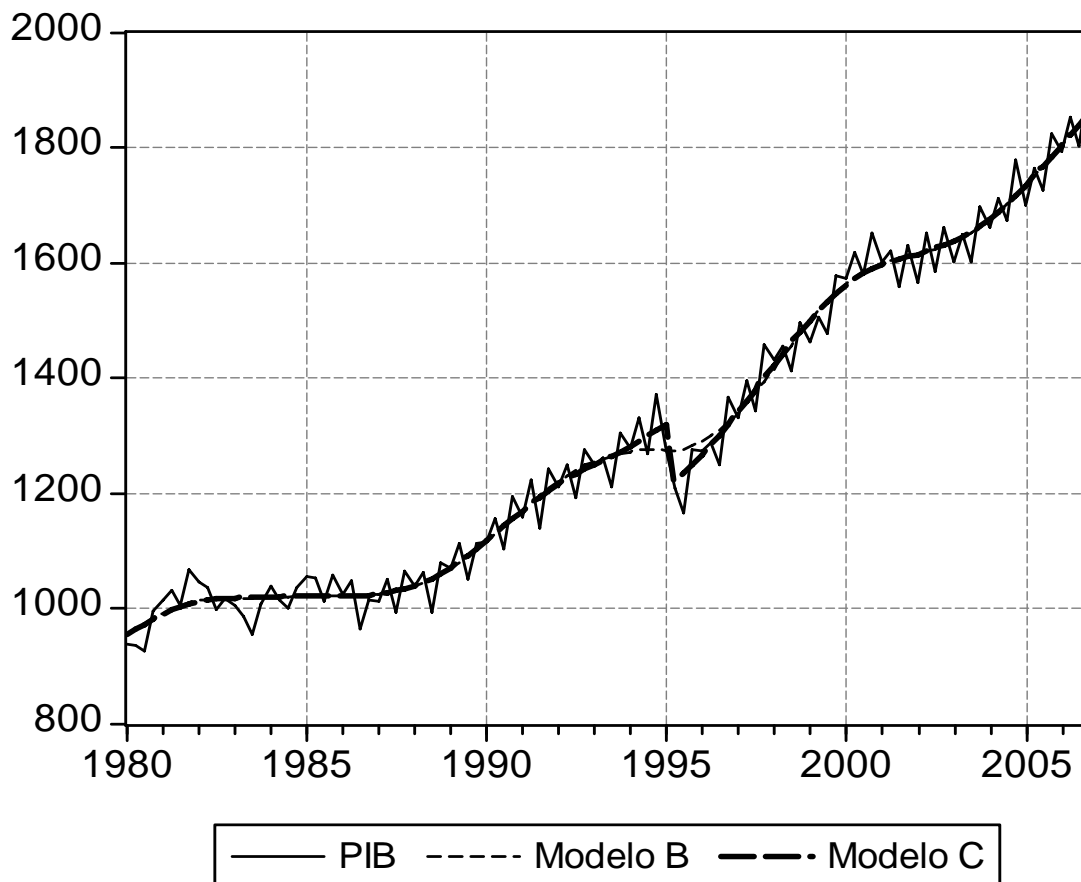
cambio estructural hacia 1995.2. Koopman *et al.* (2000) señalan que incorporar variables dicótomas de *impulso* o *tendencia*,¹⁴ permiten capturar satisfactoriamente este tipo de fenómenos económicos.

En virtud de la significancia estadística de la variable dicótoma, de la corrección de la distribución y de la elevación del coeficiente R^2 del modelo C (ver cuadro 2 del anexo), se corrobora nuestra hipótesis central del cambio estructural, generado principalmente por un choque fundamental de oferta, que para nuestro caso corresponde a la entrada en vigor del TLC y los procesos económicos asociados a él. Esta evidencia es congruente con los planteamientos de Nelson y Plosser (1982) en el sentido de que sólo los choques relevantes de oferta pueden sacar al PIB de su trayectoria de largo plazo.

En la gráfica siguiente se muestra el ajuste que se logra con los modelos B y C destacando que el segundo captura con más fidelidad el cambio estructural ya descrito.

¹⁴ Un *outlier* puede ser capturado por una variable de *impulso*, la cual toma el valor de uno en el evento a modelar y cero en el resto del periodo. Por otro lado, un *cambio estructural* se captura con una variable de *tendencia*, que toma el valor de cero antes del evento a modelar y de uno después del evento (Koopman *et al.*, 2000: 58).

Gráfica 2
PIB real y producto potencial, 1980.1–2006.4



Nota: el modelo B asume un outlier en 1995.2 y el modelo C cambio estructural a partir de la misma observación.

3. Análisis y discusión de resultados¹⁵

Los resultados arrojados por el modelo (5), que llamaremos *filtro de Kalman* a partir de este momento, son los siguientes y por su importancia se enumeran puntualmente:

¹⁵ Para estimar el modelo (5) se usó el programa GiveWin 2.3 y el módulo STAMP 6 (Koopman *et al.*, 2000).

1. Para todo el periodo de análisis tenemos que el crecimiento del producto potencial, y^p , es de 2.5%; pero si dividimos la muestra en dos subperiodos tenemos un crecimiento promedio de 2.1% para el periodo 1980.4–1994.4 y de 3.7% para 1995.4–2006.4.¹⁶

Por su enorme importancia en este artículo, conviene hacer una serie de reflexiones al respecto. Como se sabe, después de que la economía mexicana alcanzó la tasa de crecimiento más alta de su historia moderna entre 1978 y 1981 (8.4%), entre 1982 y 1988 mantuvo una evolución prácticamente nula (0.3% anual). Por ello, se le llamó la década perdida del desarrollo y no fue sino hasta este año que junto con la entrada de un nuevo gobierno y la aplicación exitosa de un programa de estabilización que se acompañó de múltiples reformas estructurales que se retomó una nueva trayectoria de crecimiento que se colapsó en diciembre de 1994 con las abruptas devaluaciones cambiarias y la crisis financiera que trastocó el sistema de pagos y modificó en adelante la estructura y la trayectoria de crecimiento de la economía mexicana. Este colapso económico hizo que los dos primeros trimestres del año 1995 fueran de franca caída¹⁷ y marcan un cambio estructural de gran relevancia que nos permite aceptablemente dividir la muestra como lo hemos hecho.

En línea con la hipótesis de este artículo, la rápida recuperación del crecimiento en 1996 en gran medida obedece a los cambios estructurales que se tejieron antes y alrededor del TLCAN.

¹⁶ El mismo ejercicio se hizo con el filtro HP, obteniéndose resultados muy similares: 2.4%, 1.9% y 3.1%, respectivamente.

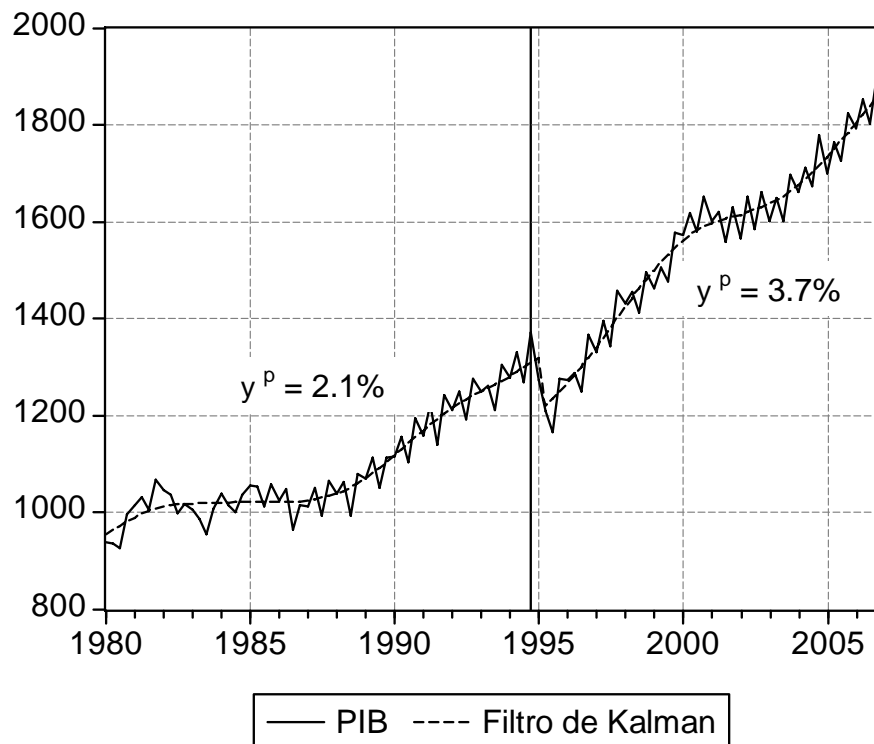
¹⁷ De hecho, la reducción real del PIB para todo 1995 fue de 6.21%.

En efecto, y no obstante que la liberalización al comercio internacional y la ola de privatizaciones comenzaron desde mediados de los años ochenta, consideramos que a partir del inicio oficial del TLC (enero, 1994) y, sobre todo, de la crisis de 1995 se operaron cambios institucionales y estructurales importantes que elevaron notablemente la capacidad productiva del país. En otras palabras, estaríamos aceptando que hubo un cambio sustancial en la trayectoria de crecimiento que en este enfoque correspondería típicamente a un choque de oferta relevante.

2. No obstante que se entró en una trayectoria más alta de crecimiento potencial, el “rebote productivo” hizo que entre 1997 y 2000 la economía creciera sistemáticamente por arriba de esa tasa potencial (en poco más de 5.4%): lo contrario ocurrió a partir del año 2001.¹⁸

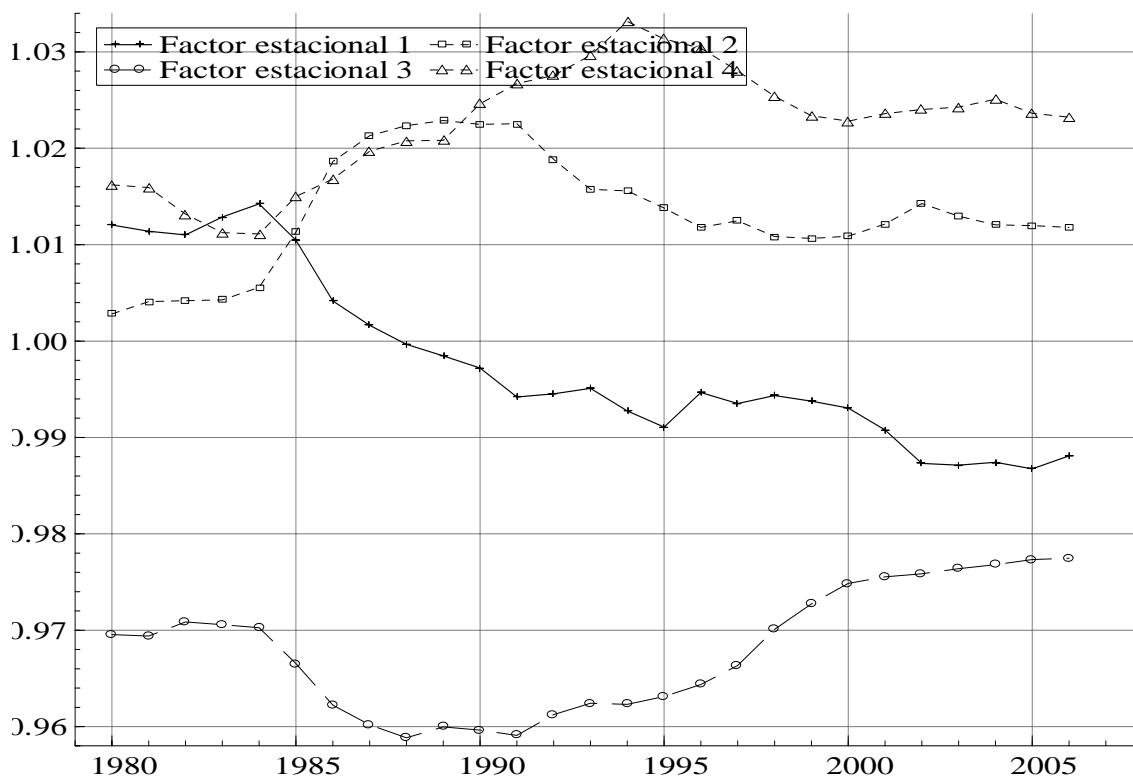
¹⁸ Las razones estructurales o coyunturales de esta diferencia rebasan el objetivo de nuestro estudio.

Gráfica 2
México: producto observado y potencial, 1980.1–2006.4



3. Otra de las bondades del modelo (5) es que calcula el componente estacional, γ_t , del producto (Koopman *et al.*, 2000), e indica que en promedio el PIB es 1.18% y 2.25% más bajo en el primer y tercer trimestres, y 1.18% y 2.32% más alto en el segundo y cuarto trimestres, respectivamente (gráfica 3).

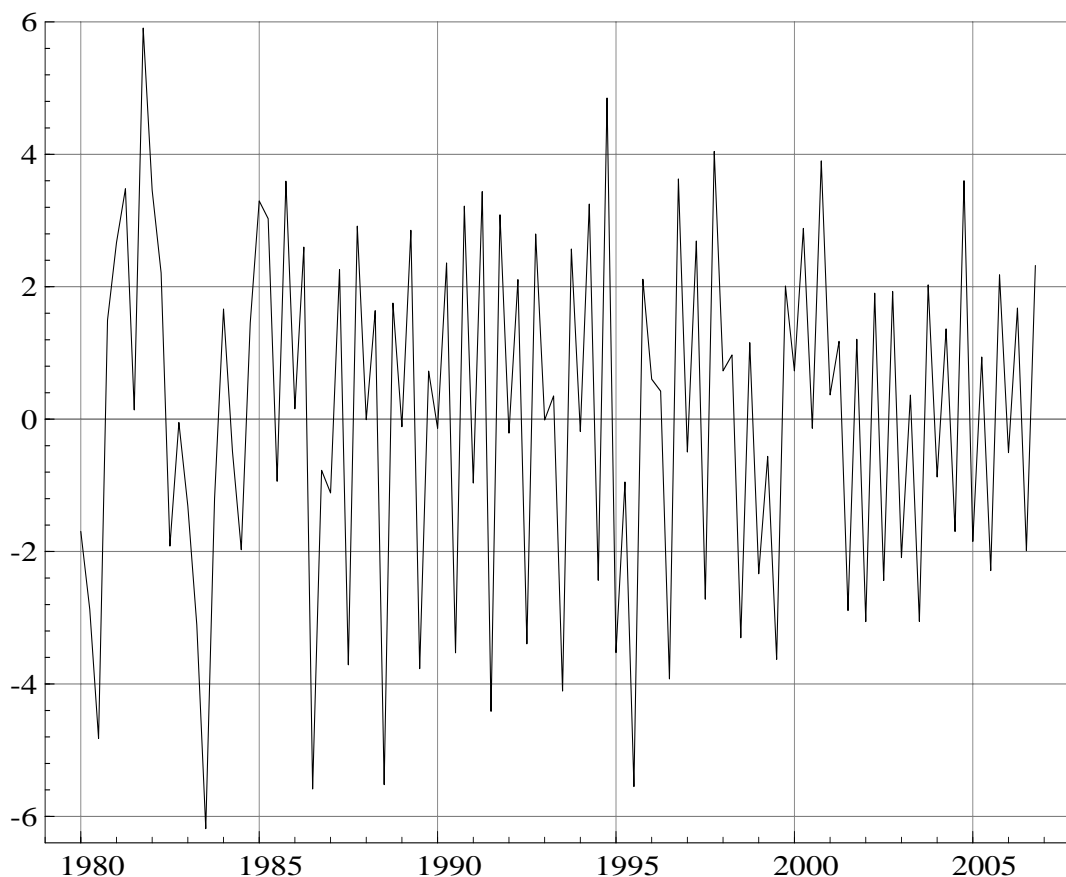
Gráfica 3
 PIB: factores estacionales, 1980.1–2006.4



4. Como señalan Caloca *et al.* (2004), la brecha del producto no es otra cosa que la distancia que existe entre lo que es capaz de producir una economía, dada la condición de uso particular de los recursos, respecto de lo que en efecto se produce, y se calculó como:

$$Y_B = \left(\frac{\text{Producto Observado} - \text{Producto Potencial}}{\text{Producto Potencial}} \right) * 100. \quad (6)$$

Gráfica 4
México: brecha del producto, 1980.1–2006.4



A partir de esta estimación calculamos las crestas y los valles (puntos de inflexión de toda la serie), ver cuadro 1. Con toda claridad se observa que la brecha ha disminuido notablemente desde el año 2000, lo cual sugiere que el crecimiento del producto se ha apegado cada vez a su tasa potencial. Este punto es de suma relevancia en virtud de que la evidencia empírica muestra que la estabilidad es un factor importante para mantener el crecimiento. Sin embargo, habría que preguntarse si ese sólo hecho es suficiente para elevar la capacidad de crecimiento de largo plazo.

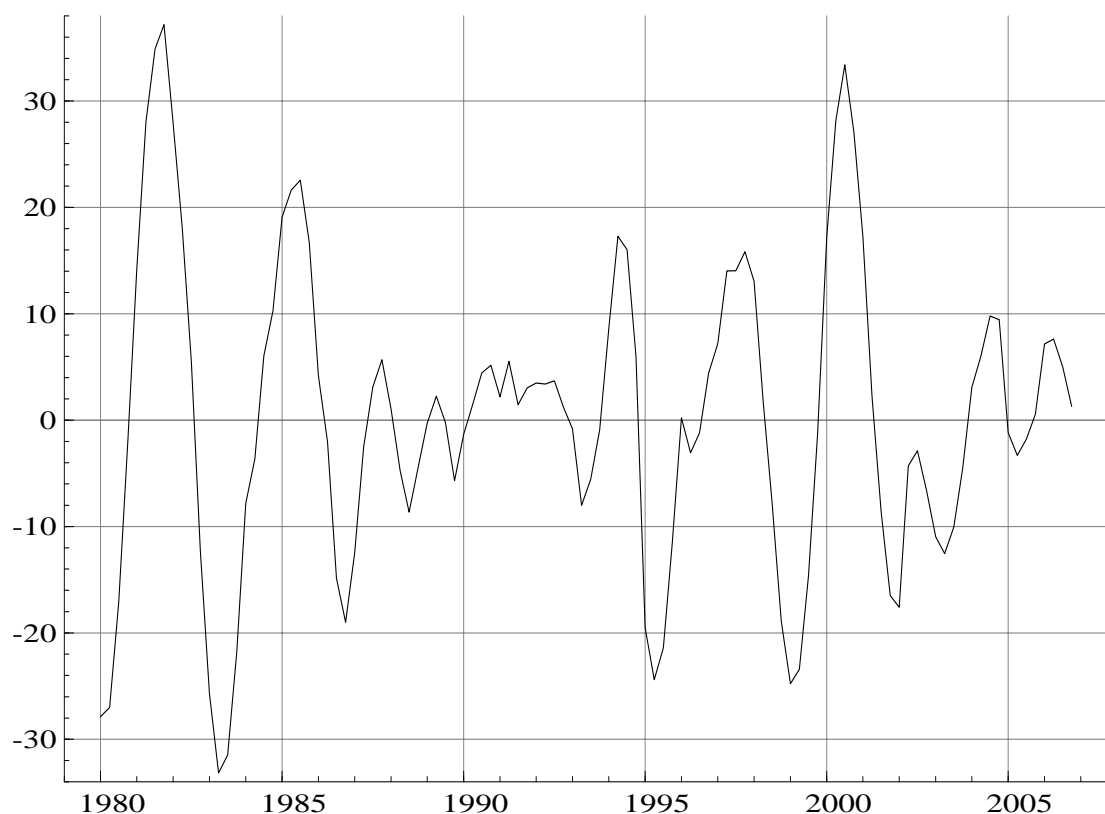
Cuadro 1
México: brecha del producto, crestas y valles

Crestas		Valles	
Trimestre	Brecha (%)	Trimestre	Brecha (%)
1981.2	3.48	1980.3	-4.82
1981.4	5.91	1983.3	-6.18
1982.1	3.46	1986.3	-5.59
1985.4	3.59	1987.3	-3.71
1991.2	3.44	1988.3	-5.52
1994.4	4.85	1989.3	-3.77
1996.4	3.63	1991.3	-4.41
1997.4	4.04	1993.3	-4.11
2000.4	3.90	1995.3	-5.55
2004.4	3.60	1996.3	-3.92

5. La brecha del producto refleja la existencia de un comportamiento cíclico que sugiere la ocurrencia de ciclos económicos de 3 años y dos trimestres aproximadamente (gráfica 5)¹⁹ con una clara tendencia a reducir su volatilidad.

¹⁹ La frecuencia del ciclo $\lambda_c = 0.44275$, y el periodo del ciclo $\frac{2\pi}{\lambda_c} = 14.1913$; es decir, 3.55 años.

Gráfica 5
México: ciclos económicos de corto plazo, 1980.1–2006.4



Conclusiones y comentarios finales

Descomponer las series de tiempo proporciona elementos cruciales para el análisis y aplicación de políticas económicas adecuadas. En específico, la identificación de los ciclos económicos es útil porque describe las regularidades en el comportamiento de la economía y porque nos permite conocer la periodicidad de sus fases de recuperación y depresión, por lo que también aporta elementos cruciales para el pronóstico.

Una de las bondades de los modelos estructurales, en relación con el filtro HP, es su sensibilidad dinámica; porque además de resolver el problema que enfrenta el filtro HP de

tipo muestral, con los datos iniciales y finales –además de ser un algoritmo mecánico– estiman individualmente todos los componentes integrantes de una serie y no sólo la tendencia.

Con la finalidad de obtener la mayor información posible sobre las características y los componentes del PIB de México para el periodo en que existen series trimestrales oficiales y congruentes (1980.1–2006.4), utilizamos el filtro de Kalman para estimar el producto potencial, su estacionalidad, su brecha y los ciclos económicos de corto plazo del PIB de México. Como dato muy importante, encontramos que el crecimiento del producto potencial ha variado notablemente para dos periodos claramente definidos: 1980.4–1994.4 = 2.1% y 1995.4–2006.4 = 3.7%. La separación de la muestra se justifica debido a que detectamos que en 1995.2 ocurrió un cambio estructural que sugiere un choque de oferta que modificó determinadamente la trayectoria del producto y que ubicó al producto potencial en un escenario relativamente mejor que la primera fase de nuestro periodo de análisis. Esto obedece a que no obstante que durante el gobierno de Carlos Salinas (1988-1994) progresó el mayor número de reformas estructurales de la historia reciente y que desde 1985 se habría iniciado un franco proceso de apertura comercial y de apertura a la inversión extranjera directa, parece ser que no es sino hasta 1995.2 en que todo ese conjunto de políticas y reformas estructurales se combinaron con la irrupción de las crisis cambiara y financiera, lo que generó finalmente un cambio estructural que modificó determinadamente la trayectoria del PIB de México.

Una manera directa de verlo es que después de que se observó una fase de relativa estabilidad en el crecimiento trimestral entre 1988.1 y 1994.4, a partir de los tres trimestres siguientes se observan caídas reales sumamente pronunciadas (-7.6, -5.1 y -3.7%), y desde

entonces hubo una rápida y notable recuperación del crecimiento trimestre a trimestre, además de presentar menor volatilidad.

Asimismo, detectamos una fuerte estacionalidad que denota que los trimestres 1 y 3 y 2 y 4 son de menor y de mayor crecimiento respectivamente. A partir del cálculo de la brecha, identificamos que los picos y valles son cada vez menos pronunciados, lo cual sugeriría que la economía mexicana ha venido creciendo de manera más estable desde el año 2000.

Por último, y no obstante que el filtro de Kalman es sumamente sensible para detectar en cada observación cambios en el componente secular (tal como se observa en la gráfica 1c del anexo estadístico), podemos concluir que aún cuando éste es esencialmente aleatorio y no determinístico como lo reportan Mejía y Hernández (1997), hay un quiebre fundamental a principios de 1995, que dentro del enfoque de los ciclos económicos reales estaría asociado a un choque de oferta relevante.

Bibliografía

- Baeza, W. (2004). *Brecha del producto: una medida basada en modelos*. Banco Central de Chile.
- Ball, L. & G. Mankiw (2002). “The NAIRU in Theory and Practice”, *Journal of Economic Perspectives*. Vol. 16, 4. Fall.
- Caloca, O., A. Cárdenas y J. Ortiz (2004). “La brecha del producto en México, 1987-2004”, *Análisis Económico*. Primer cuatrimestre, año XIX, Número 40. UAM.
- Cerra, V. & S. Chaman (2000). *Alternative Methods of Estimating Potential Output and the Output Gap: An Application to Sweden*. IMF Working Paper, International Monetary Fund.
- Cochrane, J. H. (1988). “How Big is the Random Walk in GDP?”, *The Journal of Political Economy*. Vol. 96, No. 5. The University of Chicago Press.
- Cuevas, M. A. (2002). “Potential GDP Growth in Venezuela. A Structural Time Series Approach”, *Policy Research Working Paper*. Colombia, México, and Venezuela Country Management Unit, Latin America and the Caribbean Region, The World Bank.
- Durbin, J. & S. J. Koopman (2000). *Time Series Analysis by State Space Methods*. Oxford University Press.
- Enders, W. (2004). *Applied Econometric Time Series*. 2nd Edition. Wiley & Sons. Inc.
- Hamilton, J. D. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton University Press.
- Harvey, A. C.
- _____ (1989). *Forecasting Structural Time Series Models and the Kalman Filter*. Cambridge University Press, London.
- _____ (2000). *Trend Analysis*. Faculty of Economics and Politics, University of Cambridge.
- _____ (2001). “Testing in Unobserved Components Models”, *Journal of Forecasting*. 20.
- _____ (2002). *Trends, Cycles and Convergence*. Working Paper 155. 20. Banco Central de Chile.
- _____ (2004). “Forecasting with Unobserved Components Time Series Models”, *Handbook of Economic Forecasting*. Faculty of Economics, University of Cambridge.
- _____ & S. J. Koopman (1994). “Trends and cycles in multivariate time series”, *Journal of Business and Economic Statistics*. 10.
- _____ A. Jaeger (1993). “Detrending, Stylized Facts and the Business Cycle”, *Journal of Applied Econometrics*. Vol. 8, Núm. 3.
- Harvey, A. C. & T. Trimbur (2001). “General model-based filters for extracting cycles and trends in economic time series”, *The Review of Economic and Statistics*. Vol. 85, Núm. 2.

- Haavelmo, T. (1944). "The Probability Approach in Econometrics", *Econometrica*. 12, Supplement 1944.
- Hodrick, R. & E. C. Prescott (1997). "Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation", *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 29, No. 1, February.
- Kalman, R. (1960). "A New Approach to Linear Filtering and Prediction Problems", *Journal of Basic Engineering*. 82.
- Kichian, M. (1999). *Measuring Potential Output within a State-Space Framework*. Bank of Canada, Ottawa.
- Koopman, S. J., A. C. Harvey, J. A. Doornik & N. Shephard (2000). *Structural Time Series Analyser, Modeller and Predictor*. Timberlake Consultants.
- Mejía, P. y Z. Hernández (1997). "¿El PIB per cápita real de México regresa a su tendencia de largo plazo?", *Documentos de Investigación*. El Colegio Mexiquense. Zinacantepec.
- Miller, S. (2003). "Métodos alternativos para la estimación del PIB potencial: una aplicación para el caso de Perú". *Estudios Económicos*. Gerencia de Estudios Económicos, Banco Central, Perú.
- Morrison, G. & H. Pike (1977). "Kalman Filtering Applied to Statistical Forecasting", *Management Science*. Vol. 23, Núm. 7.
- Nelson, C. R. and C. I. Plosser (1982). "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series. Some Evidence and Implications", *Journal of Monetary Economics*, September 10 (2).
- Ozbeck, L & U. Ozlale (2005). "Employing the extended Kalman Filter in Measuring the Output Gap", *Journal of Economics Dynamics & Control*. Num. 29.
- Parkin, M. (2005). *Macroeconomics*. 7a edición. Person Education.
- Reeves, J. C. Blyth, C. Triggs & J. Small (2000). "The HP Filter. A Generalization and a New Procedure for Extracting an Empirical Cycle", *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 4(1).
- Proietti, T. (2002). *Forecasting with Structural Time Series Models*. Dipartimento di Scienze Statistiche, Università di Udine.
- Romer, D. (2002). *Advanced Macroeconomics*. 2a ed. McGraw Hill.
- Rupra, I. (1991). "Declinación o histerésis: el caso mexicano", *El Trimestre Económico*. Vol. LVIII, Núm. 4. FCE. México.
- Steyn, I. J. (1996). *State Space Models in Econometrics: A field guide*. Vrije Universiteit.
- Vasconcelos C., M. Moreira & O. Teixeira de Carvalho (2004). *Estimating Potential Output and the Output Gap for Brazil*. Banco Central do Brasil.
- Yule, G. (1926). "Why do we some-times get non-sense-correlations between time series?", *Journal of the Royal Statistical Society*, 89.
- Zivot, E. (2005). *State-space Models and the Kalman Filter*. University of Washington.

ANEXO ESTADÍSTICO

Cuadro 1

PIB: Estadísticas básicas, 1980.1-2006.4

	PIB*	D(PIB)
Media	7.145359	0.006600
Desv. Estándar	0.205826	0.043611
Sesgo	0.281365	0.157218
Kurtosis	1.721332	1.947191
Jarque-Bera	8.782 (0.0124)	5.382 (0.068)
	(6)	(5)
ADF	3.169	-4.822
DF-GLS	-1.876	-5.007
PP	2.144	-23.101
KPSS	1.674	0.099

* En logaritmos.

Nota: pruebas en niveles no significativas al 95% de confianza. ADF sin intercepto ni tendencia, DF-GLS con intercepto y tendencia, PP con cuatro rezagos y sin tendencia ni intercepto, KPSS con cuatro rezagos e intercepto. Pruebas en primeras diferencias válidas al 99% de confianza. ADF, DF-GLS, PP y KPSS con intercepto. Número de rezagos entre paréntesis.

Cuadro 2
Pruebas de correcta especificación en tres modelos²⁰

Estadísticos		Modelo		
		(A) Sin intervención	(B) Outlier	(C) Cambio estructural
R^2		0.810106	0.992726	0.993470
N		14.032	2.1382	2.8174
DW		2.0741	2.0741	2.0917
r	(1)	-0.015971	-0.041314	-0.050833
	(11)	-0.17676	-0.16974	-0.16788
Q	(11,6)	10.616	11.170	13.066
H	(34)	0.48136	0.49051	0.45142
$dum_{1995,2}$			-4.3465 t	-5.9233 t

Nota: número de rezagos entre paréntesis.

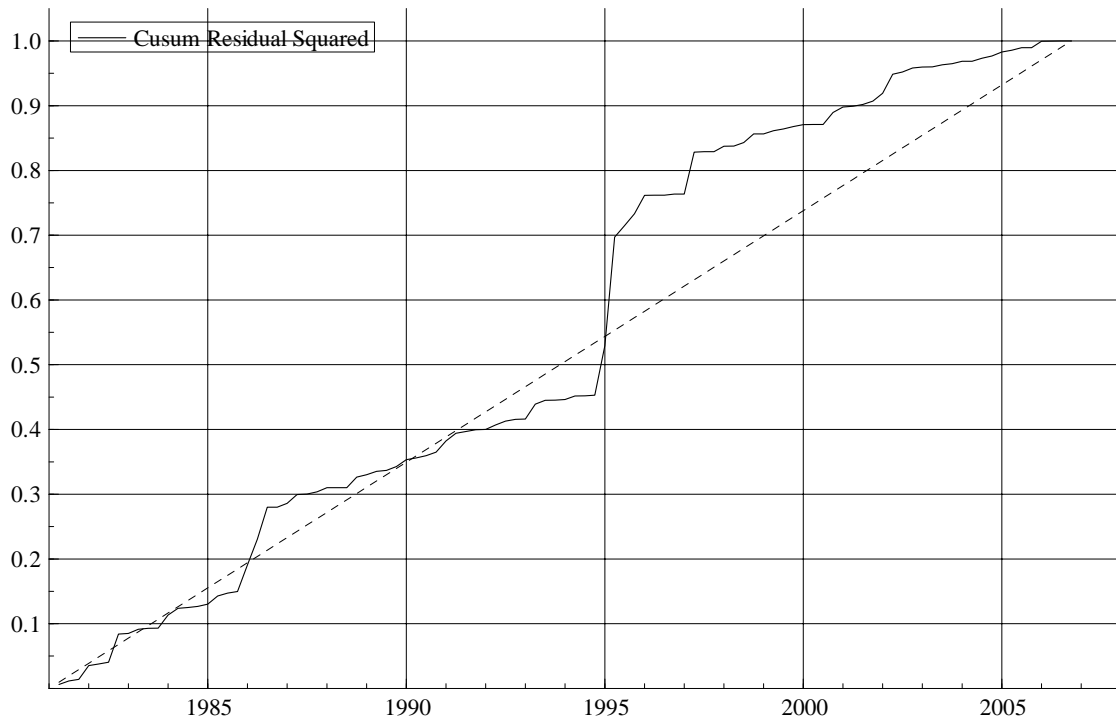
N , refiere a la prueba de normalidad a partir del estadístico *Bowman-Shenton* (Doornik y Hansen, 1994) que tiene una distribución χ^2 con dos grados de libertad.

Para evaluar autocorrelación se usaron los estadísticos: DW ; $r(j)$, que indica si existe autocorrelación en el rezago j y se distribuye aproximadamente como $N(0, 1/T)$; *Box-Ljung*, $Q(p, q)$, basado en las primeras p autocorrelaciones, debe ser comparado contra una distribución χ^2 con q grados de libertad.

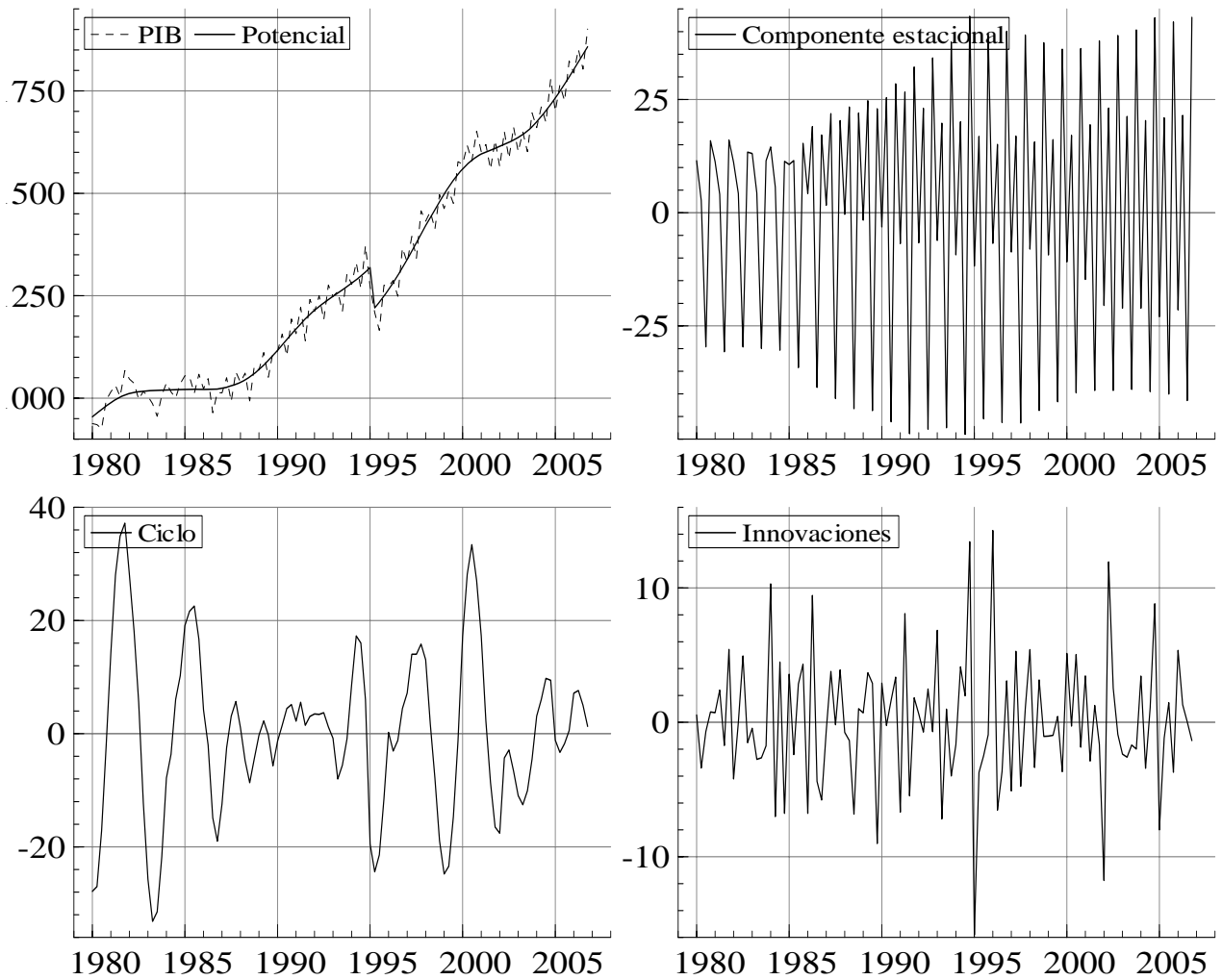
Para Heterocedasticidad, $H(h)$ distribuido aproximadamente como una F con (h, h) grados de libertad.

²⁰ Puede verse un desarrollo más extenso en Harvey y Koopman (1992) y Harvey (2001).

Gráfica 1
Modelo A. Pruebas de cambio estructural, 1980.1-2006.4



Gráfica 2
PIB: componentes estimados, 1980.1-2006.4
Modelo C



Gráfica 3
Bondad de ajuste de residuales y pruebas de cambio estructural, 1980.1-2006.4
Modelo C

