

# LOS CICLOS ECONÓMICOS DE MÉXICO Y SUS REGULARIDADES EMPÍRICAS

## ECONOMIC CYCLES OF MÉXICO AND THEIR EMPIRICAL REGULARITIES

Genaro Almendra-Arao<sup>1</sup>, Adrián González-Estrada<sup>2</sup> y José S. Mora-Flores<sup>1</sup>

<sup>1</sup>Economía.Campus Montecillo. Colegio de Postgraduados. 56230. Montecillo, Estado de México (genalara@prodigy.net.mx). <sup>2</sup>Programa Nacional de Economía del INIFAP. Apartado Postal 10. Chapingo, Estado de México (adrglez@prodigy.net.mx)

### RESUMEN

Los costos financieros y sociales de las crisis económicas de México son muy grandes y, sin embargo, no se han estudiado a profundidad. El objetivo del presente estudio fue investigar las regularidades empíricas de los ciclos económicos de México. Mediante el método Hodrick-Prescott se filtraron las series de tiempo de las variables macroeconómicas, se estudiaron los comovimientos de las componentes cíclicas de dichas variables y se les comparó con la componente cíclica del PIB real. Se encontró que la inversión es más volátil que el PIB, los precios son acíclicos, la inversión y el consumo son procíclicos y están fuertemente correlacionados con el PIB, y el ciclo de la inversión es contemporáneo al ciclo del PIB. Estos resultados son consistentes con las predicciones de la teoría de los ciclos económicos reales y coinciden con las regularidades observadas en las economías de EE.UU. y de otros países en desarrollo. Las políticas macroeconómicas anticíclicas de México, a pesar de su costo social, no han tenido efecto alguno para atenuar las fluctuaciones cíclicas. La política macroeconómica, cuando no impulsa el cambio técnico y la productividad, tiene efectos negativos importantes.

**Palabras clave:** Crisis económicas, filtro Hodrick-Prescott, fluctuaciones cíclicas, teoría de los ciclos económicos.

### INTRODUCCIÓN

**D**urante el período 1980-2006, la economía mexicana tuvo dos de las crisis más severas en su historia reciente. En la crisis de 1981-1983, el producto interno bruto (PIB) pasó de 1 067 220 a 986 439 millones de pesos de 1993, en un período de seis trimestres. Su costo fue 80 781 millones de pesos, equivalentes al salario anual devengado en 1993 por 17 millones de obreros o a 7.56% del PIB. El costo de la crisis de 1994-1995 fue 122 383 millones de pesos de 1993, equivalente al salario anual de 26 millones de obreros o a 9.2% del PIB. Esta crisis fue más severa que la de 1981-1983, y manifestó sus efectos en un tiempo menor.

---

Recibido: Julio, 2007. Aprobado: Enero, 2008.

Publicado como ARTÍCULO en *Agrociencia* 42: 299-311. 2008.

### ABSTRACT

Although the financial and social costs of Mexico's economic crises are enormous, they have not been studied in depth. The objective of this research was to study empirical regularities of Mexico's economic cycles. Using the Hodrick-Prescott method, time series of macroeconomic variable were filtered, comovements of the cyclical components of macroeconomic variables were studied and compared with the cyclical component of the real GNP. It was found that investment is more volatile than GNP, prices are acyclical, and investment and consumption are procyclical and highly correlated with GNP, while the investment cycle is contemporary to the GNP cycle. These results are consistent with predictions of the theory of real economic cycles and coincide with the regularities observed in economies of the USA and in those of other developing countries. Mexican anticyclical macroeconomic policies, in spite of their social cost, have not had any effect in attenuating cyclical fluctuations. Macroeconomic policy, when it does not encourage technical change and productivity, has important negative effects.

**Key words:** Economic crisis, Hodrick-Prescott filter, cyclical fluctuations, theory of economic cycles.

### INTRODUCTION

**F**rom 1980 to 2006, the Mexican economy had two of its most severe crises in its recent history. In the crisis of 1981-1983, the gross national product (GNP) decreased from 1 067 220 to 986 439 million 1993 pesos over a period of six trimesters. The cost was 80 781 million pesos, equivalent to the yearly salary earned in 1993 by 17 million laborers, or 7.56% of the GNP. The cost of the 1994-1995 crisis was 122 383 million 1993 pesos, equivalent to the yearly salary of 26 million laborers, or 9.2% of the GNP. This crisis was more severe than that of 1981-1983, and its effects were manifested in a shorter time.

In spite of the enormous economic and social cost of economic crises for the people of México and for the domestic economy, its empirical regularities have not been rigorously studied. Therefore, the objective of this study was to discover the regularities in the

No obstante el inmenso costo económico y social de las crisis económicas para el pueblo de México y para la economía nacional, no se ha estudiado rigurosamente sus regularidades empíricas. Por tanto, el objetivo de la presente investigación fue descubrir estas regularidades en los ciclos económicos de México y establecer un conjunto de hechos como base para su explicación científica, así como modelos dinámico-estocásticos de equilibrio general, para comprender los problemas macroeconómicos del país y para definir políticas económicas y sociales eficientes y óptimas.

Las regularidades empíricas de los ciclos económicos no se pueden obtener mediante los estadísticos descriptivos de las variables macroeconómicas, porque no son observables directamente. Tampoco se pueden conocer mediante la aplicación de la teoría clásica de las series de tiempo, debido a varias razones. La primera es que el estudio de los ciclos económicos debe estar basado en el cálculo de la esperanza matemática de un vector inobservado de estados condicionado a la historia observada de un vector de señales de ruido. En consecuencia, se requiere un procedimiento de filtrado y de extracción de señales, para hacer inferencias sobre cualesquiera de las variables inobservadas de estado, la componente cíclica y la de crecimiento, las cuales están latentes en las variables macroeconómicas (Hamilton, 1989 y 2002). Si se filtra adecuadamente la información macroeconómica, se podrá descubrir la estructura dinámica subyacente (Harvey, 1985). En segundo lugar, para las variables macroeconómicas no es correcta la práctica común de concebir la trayectoria secular de la serie como una función del tiempo, y a la componente cíclica como un proceso estacionario que tiene movimientos transitorios alrededor de la tendencia secular. La componente cíclica de las variables macroeconómicas no es determinística, sino estocástica (Nelson y Kang, 1981 y 1984). Por esta razón, la contabilidad de crecimiento de Solow (1957) y Denison (1974), aunque exitosa, no es adecuada para calcular la componente de crecimiento de las series macroeconómicas (Hodrick y Prescott, 1997). Así, no es correcto modelar simultáneamente la componente de crecimiento como un proceso determinístico y a la componente cíclica como un proceso estocástico (Hodrick y Prescott, 1997). En tercer lugar, Kydland y Prescott (1982 y 1990) demostraron que la tendencia secular de las variables macroeconómicas no es monótona, como se supone en la teoría de series de tiempo, sino que también fluctúa porque el cambio tecnológico que determina a esas variables no es constante ni determinístico.

economic cycles of México and establish a set of facts as a basis for a scientific explanation, as well as dynamic-stochastic models of general equilibrium to understand the macroeconomic problems of the country and to define economical and social policies which are efficient and optimal.

Empirical regularities of economic cycles cannot be obtained through descriptive statistics of macroeconomic variables because they are not directly observable. Nor can they be determined through the application of the classical time series theory for several reasons. The first is that the study of economic cycles should be based on the calculation of mathematical expectation of an unobserved vector of states conditioned by the observed history of a noise-signal vector. Consequently, a filtering and signal extraction procedure is required to make inferences on any of the unobserved state variables: the cycle and growth components, which are latent in macroeconomic variables (Hamilton, 1989 and 2002). If the macroeconomic information is filtered adequately, the underlying dynamic structure can be found (Harvey, 1985). The second reason is that, for macroeconomic variables, the common practice of conceiving the secular trajectory of the series as a time function and the cyclical component as a stationary process that has transitory movements around the secular tendency, is not correct. The cyclical component of macroeconomic variables is not deterministic but stochastic (Nelson and Kang, 1981 and 1984). For this reason, Solow (1957) and Denison's (1974) growth accounting, in spite of its success, is not suitable for calculating the growth component of macroeconomic series (Hodrick and Prescott, 1997). Thus, it is not correct to simultaneously model the growth component as a deterministic process and the cyclical component as a stochastic process (Hodrick and Prescott, 1997). The third reason is that Kydland and Prescott (1982 and 1990) demonstrated that the secular trend of macroeconomic variables is not monotonic, as the time series theory assumes, but also fluctuates, because technological change that determines these variables is neither constant nor deterministic.

## MATERIALS AND METHODS

### Data

Quarterly time series of the real GNP and of the main macroeconomic variables, from 1980 on (Banco de México, 2006), were used. Also used were annual time series of the real GNP and of the main macroeconomic variables from 1939 on (Banco de México, 2006).

## MATERIALES Y MÉTODOS

### Datos

Se usaron series de tiempo con periodicidad trimestral del PIB real y de las principales variables macroeconómicas desde 1980 (Banco de México, 2006), y también series de tiempo de periodicidad anual del PIB real y de las principales variables macroeconómicas desde 1939 (Banco de México, 2006).

### Herramientas de análisis

Las componentes seculares fluctuantes del PIB real y de las principales variables macroeconómicas se obtuvieron con el procedimiento de filtrado (Hodrick-Prescott, 1997). Las componentes cíclicas del PIB real y de las principales variables macroeconómicas se obtuvieron con el mismo procedimiento.

### El filtro Hodrick-Prescott

Según Hodrick y Prescott (1997), la serie de tiempo  $y_t$  es la suma de una componente de tendencia  $g_t$ , y una componente cíclica  $c_t$ :

$$y_t = g_t + c_t, \text{ para todo } t = 1, \dots, T$$

La medida del suavizamiento de la tendencia  $\{g_t\}$  o componente de crecimiento, es la suma de los cuadrados de su segunda diferencia. La serie  $\{c_t\}$  mide las desviaciones de la serie original con respecto a su componente de crecimiento; su promedio en períodos largos es aproximadamente cero. Estas consideraciones llevan al siguiente problema de programación matemática para determinar la componente de crecimiento  $\{g_t\}$  y la cíclica  $\{c_t\}$ :

$$\text{Min}_{g_t} \left\{ \sum_{t=1}^T \left\{ (c_t)^2 + \lambda \sum_{t=3}^T [(g_t - g_{t-1}) - (g_{t-1} - g_{t-2})]^2 \right\} \right\}$$

s. a.:  $y_t = g_t + c_t$ .

$\lambda > 0$  dado. Si  $L^m g_t = g_{t-m}$ ,  $m \in Z$ , entonces:

$$(1-L)^2 g_t = (1-2L+L^2)g_t = g_t - 2g_{t-1} + g_{t-2} \\ = (g_t - g_{t-1}) - (g_{t-1} - g_{t-2})$$

De acuerdo con esta notación, el problema de minimización es:

$$\text{Min}_{g_t} \left\{ \sum_{t=1}^T \left\{ (y_t - g_t)^2 + \lambda \sum_{t=3}^T [(1-L)^2 g_t]^2 \right\} \right\}$$

De igual manera, si:

$$\nabla^2 g_t = (1-L)^2 g_t,$$

### Analytical tools

The fluctuating secular components of real GNP and the main macroeconomic variables were obtained with the filtering procedure (Hodrick-Prescott, 1997). The cyclical components of real GNP and of the main macroeconomic variables were obtained with the same procedure.

### The Hodrick-Prescott filter

According to Hodrick and Prescott (1997), the time series  $y_t$  is the sum of a trend component,  $g_t$ , and a cyclical component,  $c_t$ :

$$y_t = g_t + c_t, \text{ for all } t = 1, \dots, T$$

The trend smoothing measure  $\{g_t\}$ , or growth component, is the sum of the squares of their second difference. Also, the series  $\{c_t\}$  measures the deviations from the original series with respect to its growth component; its average over long periods is approximately zero. These considerations lead to the following mathematical programming problem to determine the growth  $\{g_t\}$  and cyclical  $\{c_t\}$  components:

$$\text{Min}_{g_t} \left\{ \sum_{t=1}^T \left\{ (c_t)^2 + \lambda \sum_{t=3}^T [(g_t - g_{t-1}) - (g_{t-1} - g_{t-2})]^2 \right\} \right\}$$

s. a.:  $y_t = g_t + c_t$ .

$\delta > 0$  given. If  $L^m g_t = g_{t-m}$ ,  $m \in Z$ , then:

$$(1-L)^2 g_t = (1-2L+L^2)g_t = g_t - 2g_{t-1} + g_{t-2} \\ = (g_t - g_{t-1}) - (g_{t-1} - g_{t-2})$$

According to this notation, the minimization problem is:

$$\text{Min}_{g_t} \left\{ \sum_{t=1}^T \left\{ (y_t - g_t)^2 + \lambda \sum_{t=3}^T [(1-L)^2 g_t]^2 \right\} \right\}$$

Likewise, if:

$$\nabla^2 g_t = (1-L)^2 g_t,$$

then the above problem can be reformulated as follows:

$$\text{Min}_{g_t} \left\{ \sum_{t=1}^T \left\{ (y_t - g_t)^2 \right\} + \lambda \sum_{t=3}^T \left[ \nabla^2 g_t \right]^2 \right\}$$

The first order conditions are:

$$0 = 2(y_t - g_t)(-1) + 2\lambda \nabla^2 g_{t+2}(1) + 2\lambda \nabla^2 g_{t+1}(-2) + 2\lambda \nabla^2 g_t(1)$$

from which:

entonces, el problema anterior se puede reformular como:

$$\text{Min}_{g_t} \left\{ \sum_{t=1}^T \{(y_t - g_t)^2\} + \lambda \sum_{t=3}^T [\nabla^2 g_t]^2 \right\}$$

Las condiciones de primer orden son:

$$0 = 2(y_t - g_t)(-1) + 2\lambda \nabla^2 g_{t+2}(1) + 2\lambda \nabla^2 g_{t+1}(-2) + 2\lambda \nabla^2 g_t(1)$$

de donde:

$$g_t = \frac{y_t}{1 + \lambda(1-L)^2(1-L^{-1})^2}$$

y:

$$c_t = y_t - g_t = \left[ 1 - \frac{1}{1 + \lambda(1-L)^2(1-L^{-1})^2} \right] y_t$$

Los filtros Hodrick-Prescott para obtener las componentes secular o de crecimiento y cíclica son:

$$\frac{1}{1 + \lambda(1-L)^2(1-L^{-1})^2} \quad \text{y} \quad \frac{\lambda(1-L)^2(1-L^{-1})^2}{1 + \lambda(1-L)^2(1-L^{-1})^2}$$

El coeficiente  $\lambda$  penaliza la variabilidad de la componente de tendencia de la serie. Con  $\lambda=0$  no se distingue la serie de su tendencia, y cuando  $\lambda$  tiende a infinito la tendencia es lineal. Según González Estrada (2000), el filtro Hodrick-Prescott es la solución dual del problema de control lineal óptimo estocástico de la programación dinámica.

### Pruebas de estacionariedad

Una serie de tiempo es estacionaria si la media y la autocovarianza de la serie no dependen del tiempo; es integrada de orden  $d$ , lo cual se denota por  $I(d)$ , si después de  $d$  operaciones de diferencias, la serie es estacionaria. Las pruebas para investigar la estacionariedad de una serie de tiempo son:

- 1) Prueba Dickey-Fuller Aumentada (ADF): Ho: la serie es  $I(1)$  vs Ha: la serie no es  $I(1)$ .

La regla de decisión es: si el estadístico  $t_\alpha$  es menor que el valor crítico a un nivel de significancia  $\delta$ , se rechaza Ho donde:

$$t_\alpha = \frac{\hat{\alpha}}{Se(\hat{\alpha})}$$

$\hat{\alpha}$  es el estimador de  $\alpha$ ,  $Se(\hat{\alpha})$  es el error estándar.

- 2) Prueba Elliott-Rothenberg-Stock (ERS(DF-GLS)): Ho: la serie es  $I(1)$  vs Ha: la serie no es  $I(1)$ .

$$g_t = \frac{y_t}{1 + \lambda(1-L)^2(1-L^{-1})^2}$$

and:

$$c_t = y_t - g_t = \left[ 1 - \frac{1}{1 + \lambda(1-L)^2(1-L^{-1})^2} \right] y_t$$

The Hodrick-Prescott filters to obtain the secular, or growth, cyclical components are:

$$\frac{1}{1 + \lambda(1-L)^2(1-L^{-1})^2} \quad \text{y} \quad \frac{\lambda(1-L)^2(1-L^{-1})^2}{1 + \lambda(1-L)^2(1-L^{-1})^2}$$

The  $\lambda$  coefficient penalizes the variability of the series trend component. With  $\lambda=0$ , the series cannot be distinguished from its trend, and when  $\lambda$  tends to the infinite, the trend is linear. According to González Estrada (2000), the Hodrick-Prescott filter is the dual solution to the optimal stochastic linear control problem of dynamic programming.

### Stationarity tests

A time series is stationary if the mean and the autocovariance of the series does not depend on time; it is integrated of  $d$  order, which is denoted by  $I(d)$ , if after  $d$  operations of differences, the series is stationary. Tests used to investigate whether a time series is stationary are the following:

- 1) The augmented Dickey-Fuller (ADF) Test: Ho: the series is  $I(1)$  vs Ha: the series is not  $I(1)$ .

The decision rule is: if the statistic  $t_\alpha$  is less than the critical value at a  $\delta$  level of significance, Ho is rejected where:

$$t_\alpha = \frac{\hat{\alpha}}{Se(\hat{\alpha})}$$

$\hat{\alpha}$  is the estimator of  $\alpha$ ,  $Se(\hat{\alpha})$  is the standard error.

- 2) The Elliott-Rothenberg-Stock (ERS(DF-GLS)) Test: Ho: the series is  $I(1)$  vs Ha: the series is not  $I(1)$ .

The decision rule is: if the statistic  $t_\alpha$  is less than the critical value at a  $\delta$  level of significance, Ho is rejected, where:

$$t_\alpha = \frac{\hat{\alpha}}{Se(\hat{\alpha})}$$

$\hat{\alpha}$  is the estimator of  $Se(\hat{\alpha})$ , is the standard error.

- 3) The Phillips-Perron (PP) Test: Ho: the series is  $I(1)$  vs Ha: the series is not  $I(1)$ .

La regla de decisión es: si el estadístico  $t_\alpha$  es menor que el valor crítico a un nivel de significancia,  $\delta$ , se rechaza  $H_0$  donde:

$$t_\alpha = \frac{\hat{\alpha}}{Se(\hat{\alpha})}$$

$\hat{\alpha}$  es el estimador de  $\alpha$ ,  $Se(\hat{\alpha})$  es el error estándar.

3) Prueba Phillips-Perron (PP):  $H_0$ : la serie es I(1) vs  $H_a$ : la serie no es I(1).

La regla de decisión es: si el estadístico  $\tilde{t}_\alpha$  es menor que el valor crítico a un nivel de significancia  $\delta$ , se rechaza  $H_0$  donde:

$$\tilde{t}_\alpha = t_\alpha \left( \frac{\gamma_0}{f_0} \right)^{\frac{1}{2}} - \frac{T(f_0 - \gamma_0)(Se(\hat{\alpha}))}{2f_0^{\frac{1}{2}} S}$$

$S$  es el error estándar de la regresión,  $\gamma_0$  es un estimador consistente del error de varianza,  $f_0$  es un estimador del espectro residual en frecuencia cero.

4) Prueba Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, y Shin (KPSS):  $H_0$ : la serie es I(0) vs  $H_a$ : la serie no es I(0).

La regla de decisión es: si el estadístico  $LM$  es menor que el valor crítico a un nivel de significancia  $\delta$ , se acepta  $H_0$  donde:

$$LM = \sum_t \frac{S(t)^2}{T^2 f_0}, \quad S(t) = \sum_{r=1}^t \hat{u}_r, \quad u_r = y_r - x_r \hat{\delta}(0).$$

5) Prueba Elliott-Rothenberg-Stock (ERS(OLS)):  $H_0$ : la serie es I(1) vs  $H_a$ : la serie no es I(1).

La regla de decisión es: si el estadístico  $P_T$  es menor que el valor crítico a un nivel de significancia  $\delta$ , se rechaza  $H_0$  donde:

$$P_T = (SSR(\bar{a}) - \bar{a}SSR(1)) / f_0, \quad SSR(a) = \sum \hat{\eta}_t^2(a),$$

$$\hat{\eta}_t(a) = d(y_t | a) - d(x_t | a) \hat{\delta}(a).$$

6) Prueba Ng-Perron (Ng-P):  $H_0$ : la serie es I(1) vs  $H_a$ : la serie no es I(1).

La regla de decisión es: si el estadístico  $MZ_\alpha$  es menor que el valor crítico a un nivel de significancia  $\delta$ , se rechaza  $H_0$  donde:

$$MZ_\alpha^d = (T^{-1}(y_T^d)^2 - f_0) / 2\kappa, \quad \kappa = \sum_{t=2}^T (y_T^d - 1)^2 / T^2$$

## RESULTADOS Y DISCUSIÓN

### Análisis de sensibilidad de la componente cíclica del PIB

Para estudiar la sensibilidad de la componente cíclica del PIB al parámetro de suavización,  $\lambda$ , se

The decision rule is: if the statistic  $\tilde{t}_\alpha$  is less than the critical value at  $\delta$  level of significance,  $H_0$  is rejected, where:

$$\tilde{t}_\alpha = t_\alpha \left( \frac{\gamma_0}{f_0} \right)^{\frac{1}{2}} - \frac{T(f_0 - \gamma_0)(Se(\hat{\alpha}))}{2f_0^{\frac{1}{2}} S}$$

$S$  is the standard regression error,  $\gamma_0$  is a consistent estimator of the variance error,  $f_0$  is an estimator of the residual spectrum at zero frequency.

4) Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, and Shin (KPSS) Test:  $H_0$ : the series is I(0) vs  $H_a$ : the series is not I(0).

The decision rule is: if the LM statistic is less than the critical value at  $\delta$  level of significance,  $H_0$  is accepted, where:

$$LM = \sum_t \frac{S(t)^2}{T^2 f_0}, \quad S(t) = \sum_{r=1}^t \hat{u}_r, \quad u_r = y_r - x_r \hat{\delta}(0).$$

5) Elliot-Rothenberg-Stock (ERS(OLS)) Test:  $H_0$ : the series is I(1) vs  $H_a$ : the series is not I(1).

The decision rule is: if the  $P_T$  statistic is less than the critical value at  $\delta$  level of significance, then  $H_0$  is rejected, where:

$$P_T = (SSR(\bar{a}) - \bar{a}SSR(1)) / f_0, \quad SSR(a) = \sum \hat{\eta}_t^2(a),$$

$$\hat{\eta}_t(a) = d(y_t | a) - d(x_t | a) \hat{\delta}(a).$$

6) Ng-Perron (Ng-P) Test:  $H_0$ : the series is I(1) vs  $H_a$ : the series is not I(1).

The decision rule is: if the  $MZ_\alpha$  statistic is less than the critical value at  $\delta$  level of significance, then  $H_0$  is rejected, where:

$$MZ_\alpha^d = (T^{-1}(y_T^d)^2 - f_0) / 2\kappa, \quad \kappa = \sum_{t=2}^T (y_T^d - 1)^2 / T^2$$

## RESULTS AND DISCUSSION

### Sensitivity analysis of the cyclic GNP component

To study the sensitivity of the cyclical GNP component to the smoothing parameter,  $\lambda$ , the unit root tests Augmented Dickey-Fuller (ADF), Elliot-Rothenberg-Stock (ERS-GLS), Phillips-Perron (PP), Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS), Elliot-Rothenberg-Stock (ERS-OLS) and Ng-Perron (Ng-P) were performed. Standard deviations and successive autocorrelations were analyzed up to those of order 10.

It was concluded that the cyclical GNP component is stationary for all of the values of  $\lambda$ , except when

hicieron las pruebas de raíz unitaria, Dickey-Fuller Aumentada(ADF), Elliot-Rothenberg-Stock (ERS-GLS), Phillips-Perron(P-P), Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS), Elliot-Rothenberg-Stock (ERS-OLS), y Ng-Perron (Ng-P). Se analizó las desviaciones estándar y las autocorrelaciones sucesivas hasta las de orden 10.

Se concluyó que la componente cíclica del PIB es estacionaria para todos los valores de  $\lambda$ , excepto cuando  $\lambda \rightarrow \infty$ . Este resultado coincide con los reportados por Hodrick y Prescott (1997), para la economía de EE.UU. en el período 1950.1-1979.2.

### Variabilidad macroeconómica

Entre las componentes cíclicas de las variables macroeconómicas, la de mayor variabilidad es los gastos de gobierno (4.4), seguida del agregado monetario M1(4.1). La inversión bruta es casi tres veces más volátil que la componente cíclica del PIB. El consumo privado tiene casi la misma variabilidad que la del PIB. Estos resultados coinciden con los reportados por Hodrick y Prescott (1997) para la economía de los EE.UU. en el periodo 1950.1-1979.2.

El agregado monetario nominal M1 es cuatro veces más volátil que el PIB. Sin embargo, para la economía de EE.UU., Kydland y Prescott (1990) observaron que tiene la misma volatilidad que el PIB.

La variabilidad macroeconómica no ha cambiado; y está caracterizada por los mismos parámetros. En consecuencia, las políticas anticíclicas no han sido efectivas.

**Cuadro 1. Desviaciones estándar y correlación serial de la componente cíclica del PIB para diferentes valores del parámetro de suavización, 1987.1-2006.2.**

**Table 1. Standard deviations and serial correlation of the GDP cyclical component for different values of the smoothing parameter, 1987.1-2006.2.**

	$\lambda=400$	$\lambda=1600$	$\lambda=6400$	$\lambda \rightarrow \infty$
Desviación estándar	2.95 %	3.23 %	3.46 %	3.64 %
Autocorrelaciones				
Orden 1	0.685	0.801	0.850	0.872
Orden 2	0.040	0.077	0.092	0.101
Orden 3	-0.465	-0.450	-0.446	-0.445
Orden 4	0.460	0.510	0.527	0.536
Orden 5	-0.193	-0.205	-0.213	-0.216
Orden 6	-0.357	-0.330	-0.323	-0.320
Orden 7	0.257	0.292	0.306	0.313
Orden 8	0.255	0.264	0.266	0.267
Orden 9	-0.574	-0.605	-0.621	-0.629
Orden 10	0.246	0.242	0.239	0.237

$\lambda \rightarrow \infty$ . This result coincide with those reported by Hodrick and Prescott (1977) for the economy of the United States during the period 1950.1-1979.2.

### Macroeconomic variability

Among the cyclical components of the macroeconomic variables, that with the highest variability is government spending (4.4), followed by monetary aggregate (M1(4.1). Gross investment is almost three times more volatile than the GNP cyclical component. Private consumption has almost

**Cuadro 2. Pruebas de raíz unitaria de la componente cíclica del PIB para diferentes valores del parámetro de suavización<sup>†</sup>.**  
**Table 2. Unit root tests of the GDP cyclical component for different values of the smoothing parameter.**

	Dickey-Fuller aumentada	Elliot-Rothenberg-Stock	Phillips-Perron	Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin	Elliot-Rothenberg-Stock	Ng-Perron
$\lambda=400$	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)
$\lambda=1600$	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)
$\lambda=6400$	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)
$\lambda \rightarrow \infty$	I(1)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)

<sup>†</sup> Nivel de significancia de 5%.

**Cuadro 3. Matriz de variabilidad, 1987.1-2006.2.**

**Table 3. Variability matrix, 1987.1-2006.2.**

Variable macroeconómica	Desv. est.	Desv. est. relativa
PIB	0.032	1
Consumo	0.039	1.2
Inversión bruta	0.086	2.7
Gastos de gobierno	0.142	4.4
Exportaciones	0.057	1.8
Importaciones	0.085	2.6
M1	0.132	4.1
M2	0.076	2.3

**Cuadro 4. Matriz de covariabilidad, 1987.1-2006.2.**

**Table 4. Covariability matrix, 1987.1-2006.2.**

Variable macroeconómica	PIB
Consumo	0.658
Inversión bruta	0.739
Gastos de gobierno	0.742
Exportaciones	0.058
Importaciones	0.562
M1	0.547
M2	0.115

Los ciclos de la economía expresan tanto la tendencia a la recesión como la respuesta óptima y espontánea del sistema ante la tendencia decreciente de la tasa media de ganancia, conforme se acumula el capital y ante la incertidumbre en la tasa de crecimiento del cambio técnico y la productividad. En consecuencia, las crisis y la respuesta óptima de los agentes económicos hacen posible que el sistema retorne a la racionalidad perdida, creando posibilidades nuevas y ampliadas para la acumulación de capital.

### Componentes cíclicas de la demanda agregada

Entre las variables macroeconómicas de la demanda agregada, la de mayor variabilidad es gastos de gobierno (4.4), y luego la inversión bruta (2.7). La inversión bruta es casi cuatro veces más variable que el PIB. Los gastos de gobierno tienen una variabilidad de 4.4 y el consumo privado 1.2. Estos resultados coinciden con los reportados por Hodrick y Prescott (1997) para la economía de EE.UU. en el período 1950.1-1979.2.

### Covariabilidad macroeconómica

La covariabilidad de la inversión bruta es 0.739, y la de los gastos de gobierno 0.742; ambas son mayores que la del consumo privado. Estos resultados coinciden con los reportados por Hodrick y Prescott (1997) para la economía de EE.UU. en el período 1950.1-1979.2. Nótese que la covariabilidad de las exportaciones es 0.058.

Las componentes cíclicas de la demanda agregada y del PIB para el período 1987.1-2006.2, obtenidas mediante el filtro Hodrick-Prescott (1997), se presentan en la Figura 1.

### Prociclicidad (análisis de correlación cruzada)

El consumo es procíclico (0.658) y su ciclo está adelantado dos trimestres al ciclo del PIB. La inversión bruta es procíclica (0.739) y contemporánea al ciclo de PIB. Los gastos de gobierno son procíclicos (0.742) y contemporáneos al ciclo del PIB.

### Análisis de cambio de fase o de persistencia

En el Cuadro 5 se observa que el ciclo de las exportaciones está adelantado un trimestre con respecto al ciclo del PIB. El ciclo de las exportaciones liderea al ciclo del PIB, y es acíclico (0.058).

El ciclo de las importaciones está rezagado dos trimestres con respecto al ciclo del PIB y es procíclico (0.562).

the same variability as GNP. These results coincide with those reported by Hodrick and Prescott (1997) for the US economy during the period 1950.1-1979.2.

M1 nominal monetary aggregate is four times more volatile than the GNP. However, for the US economy, Kydland and Prescott (1990) observed that it is equally volatile.

Macroeconomic variability has not changed and is characterized by the same parameters. Consequently, anti-cyclical policies have not been effective.

Economic cycles express both the tendency to recession and the optimal spontaneous response of the system faced with a decreasing trend of the mean profit rate as capital accumulates, and with the uncertainty of technological change and productivity growth rates. Consequently, the crises and the optimal response of economic agents make it possible for the system to return to its lost rationality, creating new, broader possibilities for capital accumulation.

### Cyclical components of aggregate demand

Of the macroeconomic variables of aggregate demand, that with the highest variability is government spending (4.4), followed by gross investment (2.7). Gross investment is almost four times more variable than GNP. Government spending has a variability of 4.4, and private consumption is 1.2. These results coincide with those reported by Hodrick and Prescott (1997) for the US economy during the period 1950.1-1979.2.

### Macroeconomic covariability

Covariability of gross investment is 0.739, and that of government spending is 0.742; both are higher covariability than private consumption. These results coincide with those reported by Hodrick and Prescott (1997) for the US economy during the period 1950.1-1979.2. Note that the covariability for exports is 0.058.

The cyclical components of aggregate demand and GNP for the period 1987.1-2006.2 obtained with the Hodrick-Prescott (1997) filter are presented in Figure 1.

### Procyclicity (cross-correlation analysis)

Consumption is procyclical (0.658) and its cycle is two quarters ahead of the GNP. Gross investment is procyclical (0.739) and contemporaneous to the GNP cycle. Government spending is procyclical (0.742) and contemporaneous to the GNP cycle.

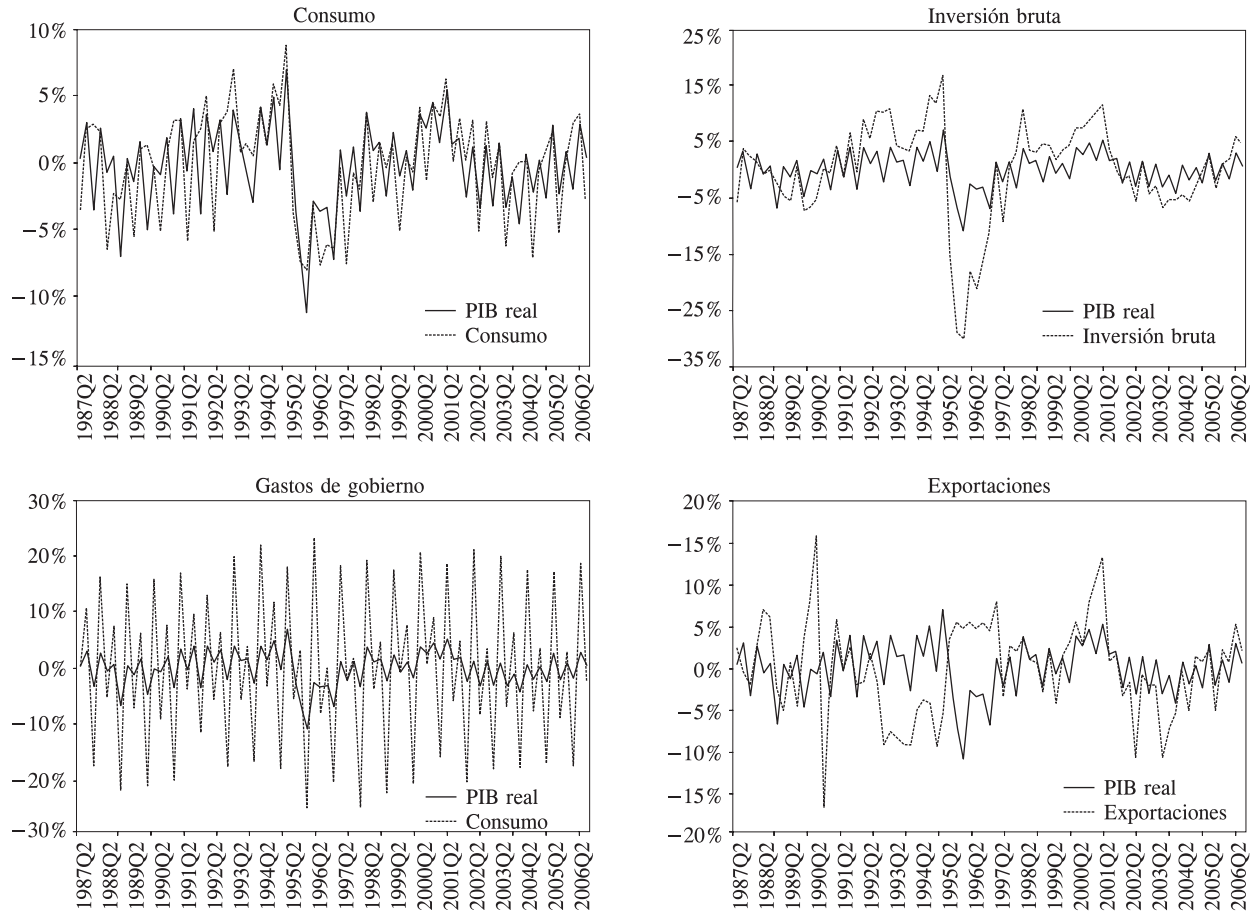


Figura 1. Componentes cíclicas de la demanda agregada.  
Figure 1. Cyclical components of aggregate demand.

Cuadro 5. Matriz de correlaciones cruzadas de la componente cíclica del PIB y de las componentes cíclicas de diferentes variables macroeconómicas, 1987.1-2006.2.  
Table 5. Cross-correlation matrix of the GNP cyclical component and of the cyclical components of different macroeconomic variables, 1987.1-2006.2.

Var. macro.	x(t-4)	x(t-3)	x(t-2)	x(t-1)	x(t)	x(t+1)	x(t+2)	x(t+3)	x(t+4)
Consumo	0.343	0.010	<b>0.662</b>	-0.010	<b>0.658</b>	0.173	0.584	-0.302	0.182
Inversión bruta	0.156	0.110	0.430	0.334	<b>0.739</b>	0.482	0.504	0.082	0.236
Gastos de gobierno	-0.692	-0.441	0.384	-0.528	<b>0.742</b>	-0.432	0.397	-0.508	0.660
Exportaciones	-0.018	-0.085	-0.020	<b>-0.190</b>	<b>0.058</b>	-0.108	-0.005	-0.067	0.115
Importaciones	0.151	0.033	0.515	0.005	<b>0.562</b>	0.322	<b>0.589</b>	-0.152	0.189
M1	0.317	0.010	0.268	-0.083	<b>0.547</b>	0.202	0.391	-0.062	0.463
M2	-0.006	-0.123	-0.040	-0.096	<b>0.115</b>	0.024	0.197	0.082	<b>0.363</b>
Tipo de cambio	-0.013	-0.120	-0.046	-0.099	<b>0.090</b>	0.005	0.176	0.062	<b>0.334</b>
INPC	0.099	0.086	0.078	-0.152	<b>0.076</b>	-0.140	-0.122	<b>-0.329</b>	0.055
Deuda pública	-0.016	-0.119	-0.047	-0.099	<b>0.083</b>	-0.001	0.169	0.056	<b>0.324</b>

El ciclo del agregado monetario nominal M1 es contemporáneo al ciclo del PIB y es procíclico (0.547). Estos resultados coinciden con los de Kydland y Prescott (1990) para la economía de EE.UU., durante el período 1954.1-1989.4.

#### Analysis of phase change or persistence

In Table 5 it can be observed that the export cycle is one quarter ahead of the GNP cycle. The export cycle leads the GNP cycle and is acyclical (0.058).



**Análisis de raíces unitarias  
y cambios estructurales**

En economía, la hipótesis de raíces unitarias resulta de las implicaciones teóricas del supuesto de que los agentes económicos tratan de maximizar su función objetivo, para lo cual usan racionalmente la información disponible (Phillips y Perron, 1988). Hay fuertes evidencias de la falta de estacionariedad de las raíces unitarias, usando la prueba de Dickey y Fuller (Nelson y Plosser, 1982). Esta prueba es válida asintóticamente para un proceso general ARIMA  $(p,1,q)$ , donde  $p$  y  $q$  son números naturales (Said y Dickey, 1984). Phillips (1987) desarrolló un modelo no-paramétrico más general y Serena y Perron (1995) estudiaron las propiedades asintóticas de la prueba de raíces unitarias con diferentes niveles del rezago del truncado. En EE.UU., en 11 de las 14 series macroeconómicas posteriores a 1945 no se cumple la hipótesis de raíz unitaria, las fluctuaciones cíclicas son estacionarias con respecto a la función determinística de tendencia y sólo hay un cambio estructural persistente en las series analizadas, que es el shock de los precios del petróleo en 1973 (Perron, 1989).

The import cycle lags two quarters behind the GNP cycle and is procyclical (0.562).

The M1 nominal monetary aggregate cycle is contemporaneous to the GNP cycle and is procyclical (0.547). These results coincide with those of Kydland and Prescott (1990) for the US economy during the period 1954.1-1989.4.

**Unit root analysis  
and structural changes**

In economics, the hypothesis of unit roots results from the theoretical implications of the assumption that economic agents try to maximize its objective function and, for this reason, they use available information rationally (Phillips and Perron, 1988). Using the Dickey Fuller test, there is strong evidence that unit roots are not stationary (Nelson and Plosser, 1982). This test is asymptotically valid for a general ARIMA process  $(p, 1, q)$ , where  $p$  and  $q$  are natural numbers (Said and Dickey, 1984). Phillips (1987) developed a more general nonparametric model, whereas Serena and Perron (1995) studied the asymptotic properties of the unit

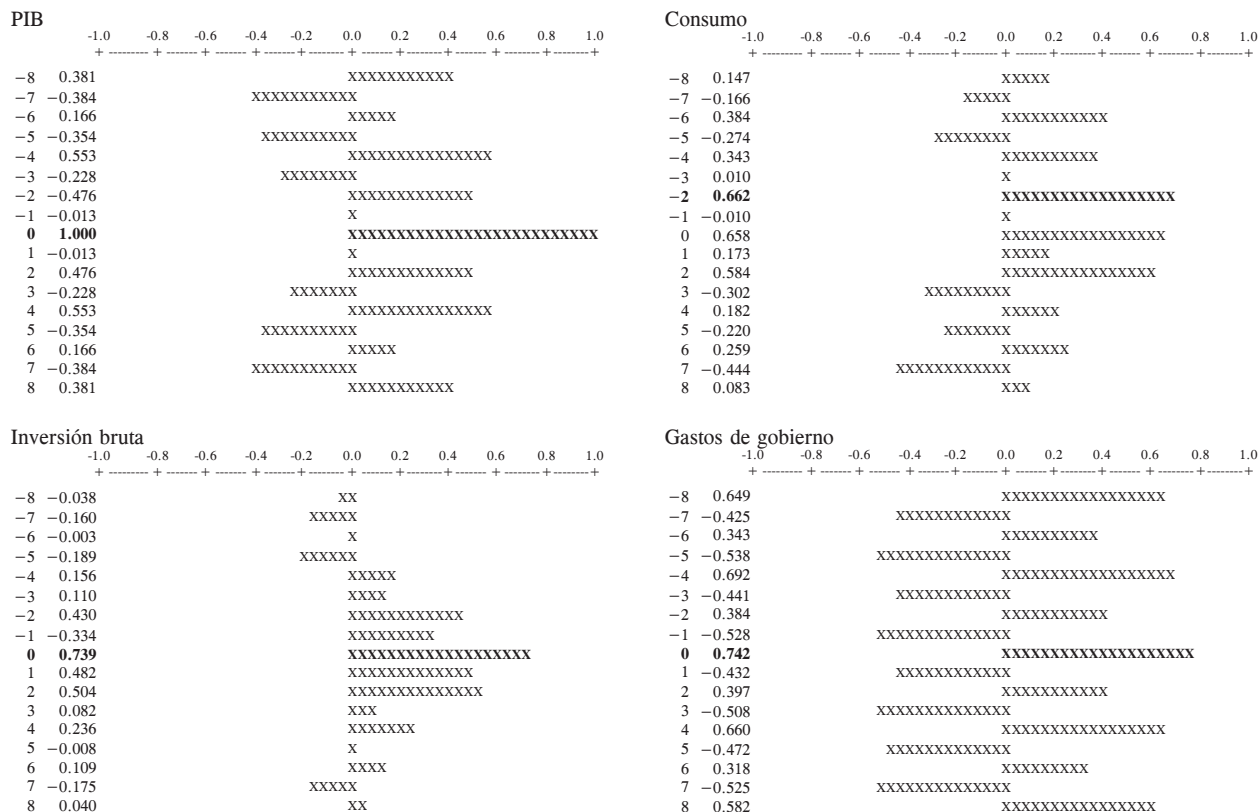


Figura 2. Correlación cruzada del PIB, adelantado y rezagado ocho trimestres, y diferentes variables macroeconómicas, 1987.1-2006.2.

Figure 2. Cross-correlation of the GNP, ahead and lagging eight trimesters, and different macroeconomic variables, 1987.1-2006.2.

Los trabajos mencionados en el párrafo anterior suponen que la componente secular del proceso estocástico es determinística, como lo reconoce Perron (1989), y que la teoría económica que usa este último autor para interpretar sus resultados es estática. Pero, ¿qué pasaría si la componente secular del proceso estocástico no es determinística sino estocástica?; ¿qué pasaría con esos análisis si, además, el proceso macroeconómico se explica como un proceso estocástico con shocks y cambios estructurales persistentes? Con base en la teoría del equilibrio general dinámico-estocástico, Kydland y Prescott (1990) demostraron que las economías de los países se pueden representar más eficientemente y con mayor rigor teórico como procesos estocásticos con tendencias seculares estocásticas y con shocks persistentes de distinta naturaleza. Más aún, Prescott (1998) mostró que los shocks persistentes, los de carácter tecnológico, explican 70% de las fluctuaciones cíclicas, que son persistentes y que, contrariamente a lo postulado por Perron (1989), los precios reales no son procíclicos sino contracíclicos.

### Pruebas de estacionariedad

Después de aplicar las seis pruebas de raíz unitaria, Dickey-Fuller Aumentada (ADF), Elliot-Rothenberg-Stock (ERS-GLS), Phillips-Perron (P-P), Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS), Elliot-Rothenberg-Stock (ERS-OLS), y Ng-Perron (Ng-P)) a la primera diferencia de cada variable macroeconómica, se concluyó que la primera diferencia de todas las variables macroeconómicas es estacionaria con 95% de confianza (Cuadro 6). Es decir, las variables macroeconómicas son  $I(1)$ , variables cointegradas de orden 1.

Los resultados del Cuadro 6 prueban que las variables macroeconómicas de México tienen raíces unitarias. Esta conclusión es robusta, ya que no pudo ser rechazada con ninguna de las seis pruebas aplicadas.

### Análisis de cointegración de las variables macroeconómicas

Se analiza la relación en el largo plazo entre las variables macroeconómicas PIB, consumo, gastos de gobierno, inversión, exportaciones e importaciones. Engle y Granger (1987) señalan que una combinación lineal de dos o más series de tiempo no estacionarias puede ser estacionaria. Si tal combinación lineal existe, las series de tiempo no estacionarias se llaman cointegradas. La combinación lineal estacionaria se llama ecuación de cointegración y se interpreta como la relación de equilibrio en el largo plazo entre las variables involucradas.

root test with different levels of the truncation lag. In the US, in 11 of the 14 US macroeconomic series after 1945 the unit root hypothesis is not satisfied, cyclical fluctuations are stationary with respect to the deterministic trend function, and there is only one persistent structural change in the analyzed series: the oil price shock in 1973 (Perron, 1989).

The studies mentioned in the above paragraph assume that the secular component of the stochastic process is deterministic, as Perron (1989) recognizes, and that the economic theory that this author uses to interpret his results is static. But what would happen if the secular component of the stochastic process is not deterministic but stochastic?; what would happen to these analyses if, in addition, the macroeconomic process is explained as a stochastic process with shocks and persistent structural changes? Based on the dynamic-stochastic general equilibrium theory, Kydland and Prescott (1990) demonstrated that countries' economies can be represented more efficiently and more theoretically rigorously as stochastic processes with stochastic secular trends with persistent shocks of different natures. Moreover, Prescott (1998) showed that persistent shocks, those of a technological nature, explain 70% of the cyclical fluctuations, that they are persistent, and that, contrary to what Perron (1989) posed, real prices are not procyclical but countercyclical.

### Stationarity tests

After applying the six unit root tests Augmented Dickey-Fuller (ADF), Elliot-Rothenberg-Stock (ERS-GLS), Phillips-Perron (PP), Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS), Elliot-Rothenberg-Stock (ERS-OLS), and Ng-Perron (Ng-P)) to the first difference of each macroeconomic variable, it was concluded that the first difference of all of the macroeconomic variables is stationary with 95% confidence (Table 6). That is, the macroeconomic variables are  $I(1)$ , 1st order cointegrated variables.

The results presented in Table 6 prove that the macroeconomic variables of México have unit roots. This is a robust conclusion since it could not be rejected by any of the six tests applied.

### Analysis of cointegration of macroeconomic variables

The long-run relationship among the GNP macroeconomic variables, consumption, government spending, investment, exports, and imports, is analyzed. Engle and Granger (1987) state that a linear combination of two or more non-stationary time

**Cuadro 6. Pruebas de raíz unitaria, de la primera diferencia de las variables macroeconómicas<sup>†</sup>.**  
**Table 6. Unit root tests of the first difference of the macroeconomic variables<sup>†</sup>.**

Var. Macro.	Dickey-Fuller Aumentada	Elliot- Rothenberg-Stock	Phillips-Perron	Kwiatkowski-Phillips- Schmidt-Shin	Elliot-Rothenberg- Stock	Ng-Perron
PIB	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)
Consumo	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)
Inversión	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)
Gastos de gob.	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)
Exportaciones	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)
Importaciones	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)

<sup>†</sup> Nivel de significancia de 5%.

El vector de cointegración para las variables macroeconómicas PIB, consumo, gastos de gobierno, inversión, exportaciones, importaciones, con un nivel de significancia de 5%, es:

$$(1, -0.460651, -0.205349, -0.528263, -0.287941, 0.394331)$$

Por tanto, la ecuación de cointegración es:

$$\text{PIB} = 0.460651 (\text{consumo}) + 0.205349 (\text{gastos de gobierno}) + 0.528263 (\text{inversión}) + 0.287941 (\text{exportaciones}) - 0.394331 (\text{importaciones}).$$

Esta ecuación de cointegración expresa el PIB como una combinación lineal de las variables asociadas a la demanda agregada. Además, como se muestra en este trabajo, el PIB es una variable estacionaria en primera diferencia. En consecuencia, el PIB, el consumo nacional, la inversión, los gastos de gobierno, las exportaciones y las importaciones están cointegradas.

### Funciones de respuesta al impulso

En la Figura 3 se presentan las gráficas de las funciones de respuesta del PIB al impulso de un shock positivo de una desviación estándar de cada una de las principales variables macroeconómicas. Se observa que el PIB responde de manera positiva, más fuerte y más inmediata a la inversión bruta que a las demás variables macroeconómicas.

### Regularidades empíricas en otros períodos

Los resultados muestran que las regularidades observadas en los períodos 1980.1-1986.4, 1987.1-1994.4, 1939-1986, 1987-2003, son esencialmente las mismas que las del período fundamental de análisis.

series can be stationary. If this linear combination exists, the non-stationary time series are denominated cointegrated. The stationary linear combination is called cointegration equation and is interpreted as the long-run relationship of equilibrium between the involved variables.

The cointegration vector for the GNP macroeconomic variables, consumption, government spending, investment, exports, and imports, with a significance level of 5%, is:

$$(1, -0.460651, -0.205349, -0.528263, -0.287941, 0.394331)$$

Therefore, the cointegration equation is:

$$\text{GNP} = 0.460651 (\text{consumption}) + 0.205349 (\text{government spending}) + 0.528263 (\text{investment}) + 0.287941 (\text{exports}) - 0.394331 (\text{imports}).$$

This cointegration equation expresses GNP as a linear combination of the variables associated with aggregate demand. Also, as our study shows, GNP is a stationary variable at the first difference. Consequently, GNP, domestic consumption, investment, government spending, exports and imports are cointegrated.

### Impulse-response functions

Figure 3 presents the graphs of the GNP's impulse-response functions to a positive shock of one standard deviation from each of the main macroeconomic variables. It can be observed that GNP responds positively, more strongly and more immediately to gross investment than to the other macroeconomic variables.

### Empirical regularities in other periods

The results show that the regularities observed in the periods 1980.1-1986.4, 1987.1-1994.4, 1939-

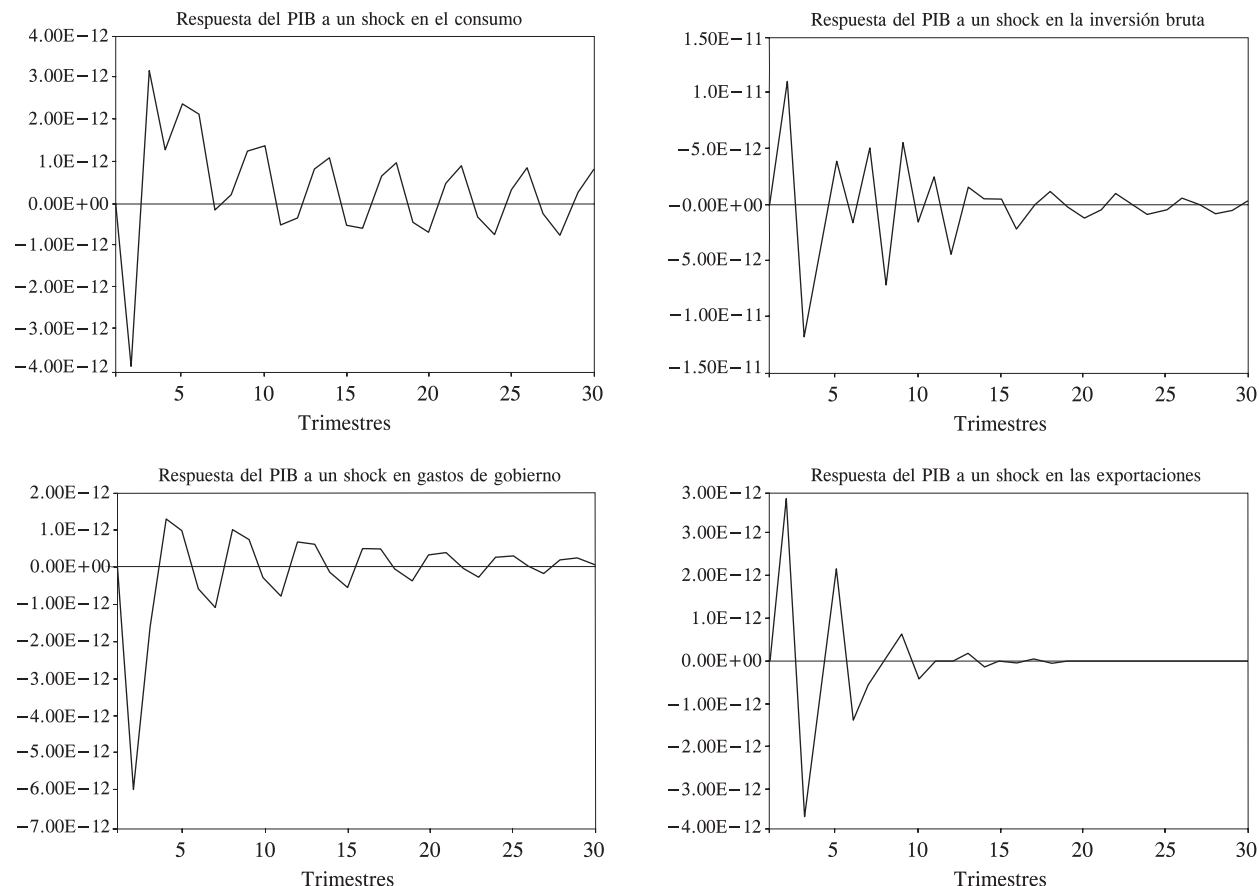


Figura 3. Respuesta del PIB a shocks positivos de una desviación estándar de las principales variables macroeconómicas.  
 Figure 3. GNP response to positive shocks of one standard deviation from the main macroeconomic variables.

### Autocorrelación serial

Para detectar la presencia de autocorrelación serial en las variables macroeconómicas se aplicó la prueba Breusch-Godfrey de contraste a procesos autorregresivos de orden seis.

Dado que el valor  $(n-p)R^2$  es mayor en todos los casos que el valor de  $\chi_p^2(\alpha)$ , se concluyó que existe autocorrelación serial en las variables macroeconómicas, con nivel de confianza de 99%.

### CONCLUSIONES

Las políticas macroeconómicas anticíclicas de México, no obstante su costo social, no han tenido efecto alguno para atenuar las fluctuaciones cíclicas.

El cambio técnico y la productividad no son invariantes respecto de la política macroeconómica. Cuando ésta los afecta negativamente tiene costos económicos importantes. La política macroeconómica mexicana se ha centrado exclusivamente en las medidas anticíclicas y en la estabilización y ha

1986, 1987-2003 are essentially the same as those observed in the main period analyzed.

### Serial autocorrelation

To detect the presence of serial autocorrelation in the macroeconomic variables, the Breusch-Godfrey test of contrast was applied to 6th order autoregressive processes.

Given that the value  $(n-p)R^2$  is greater in all of the cases than the value of  $\chi_p^2(\alpha)$ , it was concluded that serial autocorrelation exists in the macroeconomic variables with a 99% level of confidence.

### CONCLUSIONS

The anti-cyclical macroeconomic policies of México, in spite of their cost to society, have had no effect in attenuating cyclical fluctuations.

Technological change and productivity are not invariant with respect to macroeconomic policy. When policy affects them negatively there are major

**Cuadro 7. Contraste Breusch-Godfrey.**  
**Table 7. Breusch-Godfrey contrast.**

Variable macroeconómica	$(78 - 6)R^2$	$\chi_6^2(\alpha); \alpha = 0.01$
PIB	1024.7	16.81
Consumo	907.1	16.81
Inversión bruta	964.2	16.81
Gastos de gobierno	993.2	16.81
Exportaciones	932.3	16.81
Importaciones	921.6	16.81
M1	903.3	16.81
Tipo de cambio	1273.0	16.81
Deuda pública	1105.6	16.81

desatendido la promoción del cambio técnico y la productividad.

El hecho de que las transacciones de los saldos monetarios reales (M1) sean procíclicos, mientras que las componentes no relacionadas con el intercambio mercantil de (M2) sean anticíclicas, significa que el crédito debe recibir más atención, tanto en los modelos dinámicos de equilibrio general para México, como en la política macroeconómica.

Contrariamente a la idea comúnmente aceptada, la desaceleración de las exportaciones no es un factor que influya en las crisis económicas de México. Las importaciones, por el contrario, sí exhiben comovimientos positivos con respecto a la componente cíclica del PIB.

Las regularidades empíricas de las fluctuaciones cíclicas de la economía mexicana son esencialmente las mismas que las de los EE.UU. y las de los 12 países en desarrollo, y son acordes con la teoría de los ciclos económicos de la Nueva Escuela Clásica.

### LITERATURA CITADA

- Banco de México. 2006. Indicadores Económicos. México, D.F. pp: 125-137.
- Denison, E. F. 1974. Accounting for United States Growth, 1929-1969. The Brookings Institute, Washington, D. C. 356 p.
- Engle, R. F., and C. W. J. Granger. 1987. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica* 55: 251-276.
- González-Estrada, A. 2000. Programación Dinámica con Aplicaciones en la Economía. Registro Número: 03-1999-12151314200-01. Instituto Nacional del Derecho de Autor. Chapingo, México. 382 p.
- Hamilton, J. D. 1989. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica* 57(2): 357-384.
- Hamilton, J. D. 2002. Time Series Analysis. Princeton University Press. New Jersey, USA. 799 p.
- Harvey, A. C. 1985. Trends and cycles in macroeconomic time series. *J. Business and Economic Statistics* 3(3): 216-227.
- Hodrick, R. J., and E. C. Prescott. 1997. Postwar US business cycles: An empirical investigation. *J. of Money, Credit and Banking* 29(1): 1-16.

economic costs. Mexican macroeconomic policy has been focused exclusively on anticyclical measures and on stabilization, and has encouraged neither technical change nor productivity.

The fact that the transactions of real monetary (M1) balances are procyclical, while components not related to exchange of merchandise (M2) are anticyclical, means that attention must be given to credit both in general dynamic equilibrium models for México and in macroeconomic policy.

Contrary to the commonly accepted idea, deceleration of exports is not a factor that affects Mexican economic crises. Imports, on the other hand, do exhibit positive comovements with respect to the cyclical GNP component.

Empirical regularities of cyclical fluctuations of the Mexican economy are essentially the same as those of the US and of 12 developing countries studied by Agénor *et al.* (1988), and are in accordance with the theory of economic cycles of the New Classical School of thought.

—End of the English version—



- Kydland, F. E., and E. C. Prescott. 1982. Time to build and aggregate fluctuations. *Econometrica* 50(6): 1345-1370.
- Kydland, F. E., and E. C. Prescott. 1990. Business cycles: real facts and a monetary myth. *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of Minneapolis 14(2): 3-18.
- Nelson, C. R., and H. Kang. 1981. Spurious periodicity in inappropriately detrended time series. *Econometrica* 49: 741-751.
- Nelson, C. R., and H. Kang. 1984. Pitfalls in the use of time as an explanatory variable in regression. *J. Business and Economic Statistics* 2: 73-82.
- Nelson, C., and C. Plosser. 1982. Trends and random walks in macroeconomics time series: some evidence and implications. *J. Monetary Economics* 10: 139-162.
- Perron, P. 1989. The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica* 57(6): 1361-1401.
- Phillips, P. C. B. 1987. Time series regression with a unit root. *Econometrica* 55: 277-301.
- Phillips, P. C. B., and P. Perron. 1988. Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika* 75(2): 3365-346.
- Prescott, Edward C. 1998. Business cycle research: methods and problems. Working paper 590. Federal Reserve Bank of Minneapolis. Minneapolis, MN.
- Said E., and D. A. Dickey. 1984. Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order. *Biometrika* 71(3): 599-607.
- Serena N. G., y P. Perron. 1995. Unit root tests in ARMA models with data-dependent methods for the selection of the truncation lag. *JASA*, March: 268-281.
- Solow, Robert M. 1957. Technical progress and the aggregate production function. *Rev. Economic and Statistics* 39: 312-320.