

Regularidades de las fluctuaciones cíclicas de la producción agropecuaria de México*

Regularities of the cyclical fluctuations of agricultural production in Mexico

Adrián González-Estrada¹ y Ana Lilia Hernández Espinosa²

¹Campo Experimental Valle de México, INIFAP. Carretera Los Reyes-Texcoco, km 13.5, A. P. 10, C. P. 56250. Coatlinchán, Texcoco, Estado de México. (gonzalez.adrian@inifap.gob.mx). ²Posgrado en Economía Agrícola y de los Recursos Naturales- Universidad Autónoma Chapingo. Chapingo, México. ³Autor para correspondencia: adrglez@prodigy.net.mx.

Resumen

La producción agropecuaria es inherentemente variable y está sujeta a fuerzas erráticas de la naturaleza y del mercado. Esa varianza es fuente de riesgos que deben ser considerados en la toma de decisiones de los productores y de los encargados de la política agropecuaria. Sin embargo, en el caso mexicano no se han investigado esa varianza ni el riesgo asociado a ella, no obstante su gran importancia económica. Tan sólo la sequía del año 2011 representó pérdidas estimadas en \$15 000 millones. El objetivo de esta investigación fue analizar estadísticamente las fluctuaciones cíclicas de la producción agropecuaria de México y descubrir sus regularidades empíricas. Con el filtro Hodrick-Prescott se obtuvieron los componentes cíclico y de crecimiento del Producto Interno Bruto (PIB) agropecuario y se comparó el primero con el del PIB de México. Se encontró que las fluctuaciones cíclicas de la producción agropecuaria no son periódicas ni simétricas. Las evidencias también indican, contrariamente a lo esperado, que el componente cíclico agropecuario: a) es casi tres veces más volátil que el componente cíclico del PIB, lo cual implica que las fluctuaciones de la producción agropecuaria son una fuente importante de variación de los ciclos económicos de México; y b) es contemporáneo y procíclico con respecto al ciclo del PIB, lo que significa que, no obstante la volatilidad de los factores naturales, las regularidades de la producción del

Abstract

Agricultural production is inherently variable and subject to the erratic forces of nature and the market. This variance is a source of risk that producers and agricultural policy managers must take into account when making decisions. However, in the Mexican case this variance and the risk associated with it have not been researched, despite their economic importance. Only the drought of 2011 represented losses estimated at MX \$15 000 million. The aim of this research was to analyze statistically the cyclical fluctuations of agricultural production in Mexico and to discover its empirical regularities. The cyclical and growth components of the Agricultural Gross Domestic Product (AGDP) were obtained with the Hodrick-Prescott filter; the cyclical component was compared with that of Mexico's GDP. It was found that the cyclical fluctuations of agricultural production are not regular or symmetric. The evidence also indicates, contrary to expectations, that the cyclical component of agriculture: a) is almost three times as volatile as the cyclical component of GDP, which implies that the fluctuations of agricultural production are an important source of variation for Mexico's economic cycles and b) is contemporary and procyclical with respect to the GDP cycle, which means that, despite the volatility of natural factors, the regularities of production in

* Recibido: julio de 2012
Aceptado: marzo de 2013

sector agropecuario están determinadas más por el proceso económico que por las variaciones de las condiciones del medio ambiente.

Palabras clave: componente de crecimiento, contemporaneidad y prociclicidad filtro Hodrick-Prescott, regularidad, simetría.

Introducción

Según González-Estrada (2002) la agricultura mexicana ha pasado a la etapa de desarrollo intensivo y de la industrialización: "la forma de producción económicamente predominante es la empresarial y los campesinos pobres han reducido su participación en las actividades agrícolas como productores directos". El desarrollo del sector agropecuario en la fase intensiva depende de las condiciones del comercio exterior, de la producción industrial de insumos, maquinaria y equipo y está sometido a cambios inesperados tanto en las condiciones ambientales como en las del mercado.

La producción agropecuaria está sujeta a fuerzas erráticas de la naturaleza, lo cual puede significar muy cuantiosas pérdidas si los eventos son desfavorables y más aún si son extremos. Tan sólo la sequía del año 2011 representó pérdidas estimadas en \$15 000 millones. La producción agropecuaria de México se enfrenta actualmente a un escenario donde las fuerzas de mercado actúan más libremente que antes de la liberalización comercial, propiciando un comportamiento inestable en los mercados agropecuarios. Las fluctuaciones impredecibles de los mercados y, particularmente, de los precios representan fuentes de variación adicional.

Todos esos variables aleatorias, naturales y económicas, hacen de la producción agropecuaria una actividad económica inherentemente variable, con una distribución multivariada de probabilidades. La volatilidad de la producción agropecuaria es fuente de riesgos que deben ser considerados en la toma de decisiones de los productores y de los encargados de la política agropecuaria. La política agrícola no está ofreciendo para todos los agricultores y ganaderos planes de aseguramiento y coberturas de riesgo adecuadas y eficientes.

No obstante su gran importancia económica y social, en México brillan por su ausencia los estudios relacionados con las fluctuaciones cíclicas de la producción agropecuaria que

the agricultural sector are determined more by the economic process than by the variations of environmental conditions.

Key words: growth component, contemporaneity and procyclicality, Hodrick-Prescott filter, regularity, symmetry.

Introduction

According to González-Estrada (2002), Mexican agriculture has entered the stage of intensive development and industrialization, "the dominant form of economic production is the enterprise, and poor farmers have reduced their participation in agricultural activities as direct producers". The development of agriculture in the intensive stage depends on the conditions of foreign trade, the industrial production of inputs, machinery and equipment, and is subject to unexpected changes in environmental conditions and in the market.

Agricultural production is subject to the erratic forces of nature, which can mean very large losses if events turn out to be unfavorable, even extremely so. Only the drought of 2011 represented losses estimated at MX\$ 15 000 million. Agricultural production in Mexico is currently facing a scenario where market forces operate more freely than before trade liberalization, leading an unstable behavior of agricultural markets. Unpredictable fluctuations of the markets and, particularly, of prices, are additional sources of variation.

All these random variables, natural and economic, make agricultural production an inherently variable economic activity, with a multivariate probability distribution. The volatility of agricultural production is a source of risk that producers and agricultural policy managers must take into account when making decisions. Agricultural policy is not offering adequate and efficient insurance plans and risk coverage to all farmers.

Despite the great economic and social importance of the cyclical fluctuations of agricultural production, there are no studies on them in Mexico that link these fluctuations to the sources of random variation from nature, the economy and the markets. This lack of research is a limitation for dealing with the problems generated by this variation with relevant and efficient solutions that encourage

surgen de las fuentes de variación aleatoria de la naturaleza, de la actividad económica y de los mercados. Esta carencia de investigaciones es una limitante para enfrentar dicha problemática con soluciones pertinentes y eficientes que propicien un mayor crecimiento y desarrollo del sector agropecuario de México. Por tales razones, el objetivo de esta investigación fue analizar estadísticamente las fluctuaciones cíclicas de la producción agropecuaria de México y descubrir sus regularidades empíricas.

Materiales y métodos

Filtrado estadístico contra ruidos y perturbaciones

Como lo señala González-Estrada y Almendra-Arao (2007) las regularidades empíricas de los ciclos económicos no se pueden obtener mediante los estadísticos descriptivos de las variables macroeconómicas, porque no son observables directamente pero pueden extraerse mediante procedimientos estadísticos adecuados.

De acuerdo con Almendra-Arao y González-Estrada (2007), tampoco se pueden conocer mediante la aplicación de la teoría clásica de las series de tiempo, debido a las siguientes razones: a) 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; b) se requiere un procedimiento de filtrado dinámico estadístico y de extracción de señales, para hacer inferencias sobre cualquiera de las variables inobservadas de estado, el componente cíclico y de tendencia, las cuales están latentes en las variables macroeconómicas (Hamilton, 1989 y 2002); c) en el caso de las variables macroeconómicas, no es correcta la práctica de concebir la trayectoria secular de la serie como una función del tiempo y el componente cíclico, como un proceso estacionario que exhibe movimientos transitorios alrededor de la tendencia secular.

El componente cíclico de las variables macroeconómicas no es determinístico, sino también estocástico (Nelson y Kang, 1981 y 1984); y d) Kydland y Prescott (1982 y 1990) demostraron que la tendencia secular de las variables macroeconómicas no es monótona, sino que también fluctúa, debido al cambio tecnológico que determina a esas variables no es constante, ni determinístico, sino estocástico.

further growth and development of the agricultural sector in Mexico. For these reasons, the aim of this research was to analyze statistically the cyclical fluctuations of agricultural production in Mexico and to discover its empirical regularities.

Materials and methods

Statistical filtering against noise and interference

As noted by González-Estrada and Almendra-Arao (2007), the empirical regularities of business cycles cannot be known from the descriptive statistics of macroeconomic variables, as they are not directly observable; however, they can be estimated using appropriate statistical procedures.

According to Almendra-Arao and González-Estrada (2007), it is also not possible to know these empirical regularities by applying the classical theory of time series due to the following reasons: a) the study of business cycles must be based on the calculation of the expected value of an unobserved state vector conditioned to the observed history of a noise signal vector b) a dynamic statistical filtering and signal extraction procedure is required in order to make inferences about unobserved state variables and the cyclical and trend component, which are latent in macroeconomic variables (Hamilton, 1989 and 2002); c) with respect to macroeconomic variables, the practice of conceiving the secular history of the series as a function of time and the cyclic component, as if it was a stationary process exhibiting transient movements around the secular trend, is not correct.

The cyclical component of macroeconomic variables is not deterministic, but stochastic (Nelson and Kang, 1981 and 1984); and d) Kydland and Prescott (1982 and 1990) demonstrated that the secular trend of macroeconomic variables is not monotonic, but that it fluctuates, as the technological change that determines these variables is not constant, or deterministic, but stochastic.

The method used was the one proposed by Hodrick and Prescott (1997) and applied by González-Estrada and Almendra-Arao (2007), and Almendra-Arao and González-Estrada (2007). According to González-Estrada (2000),

El método utilizado fue el propuesto por Hodrick y Prescott (1997) y aplicado por González-Estrada y Almendra-Arao (2007) y Almendra-Arao y González Estrada (2007). De acuerdo con González Estrada (2000), el filtro Hodrick-Prescott es la solución dual de un problema específico de control lineal óptimo estocástico de la programación dinámica.

Según González-Estrada y Almendra-Arao (2007), la serie de tiempo se considera como la suma de dos componentes: el de crecimiento y el cíclico. Defínase la serie de tiempo y_t como la suma del componente de crecimiento, g_t , y del componente cíclico, c_t : $Y_t = g_t + c_t$, para $t = 1, \dots, T$. La media de suavizamiento de la tendencia $\{g_t\}$ es la suma de los cuadrados de su segunda diferencia. La serie $\{c_t\}$ mide las desviaciones de la serie original desde la tendencia, cuyo promedio en periodos largos es aproximadamente cero. Lo anterior conduce al siguiente problema de programación matemática para determinar los componentes de crecimiento y cíclico, dado el valor de λ :

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

s.a: $y_t = g_t + c_t$

De acuerdo con Almendra-Arao y González-Estrada (2008), dado que L es el operador de rezagos de las observaciones de una variable, entonces: $Lg_t = g_{t-1}$ y $L^m g_t = g_{t-m}$, $m \in Z$, siendo Z el conjunto de los números naturales, entonces:

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

Por lo tanto, usando esta notación, el problema de minimización es según Almendra-Arao y González-Estrada (2008):

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

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 se obtiene el componente de crecimiento:

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

Y el componente cíclico:

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

the Hodrick-Prescott filter is the dual solution of a specific stochastic optimal linear control problem of dynamic programming.

According to González-Estrada and Almendra-Arao (2007), the time series is considered as the sum of two components: growth and cyclical. Define the time series y_t as the sum of the growth component, g_t , and the cyclical component, c_t : $Y_t = g_t + c_t$, for $t = 1, \dots, T$. The smoothing average of the trend $\{g_t\}$ is the sum of the squares of its second difference. The series $\{c_t\}$ measures the deviations from the trend of the original series, whose average over long periods is approximately zero. This leads to the following mathematical programming problem for determining the growth and cyclical components, given the value of λ :

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

s.a: $y_t = g_t + c_t$

According to Almendra-Arao and González-Estrada (2008), since L is the lag operator of the observations of a variable, then: $Lg_t = g_{t-1}$ and $L^m g_t = g_{t-m}$, $m \in Z$, and Z where Z is the set of natural numbers, then:

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

Therefore, using this notation, the minimization problem, according Almendra-Arao and González-Estrada (2008), is:

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

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 where the growth component is obtained:

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

And the cyclical component:

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

Volatility, co-movements and phase changes

According to González-Estrada (2012): "The New Classical School (NCS) of economics, in its version based on the theory of dynamic stochastic general equilibrium

Volatilidad, comovimientos y cambios de fase

De acuerdo con González-Estrada (2012): “La Nueva Escuela Clásica (NEC), en su versión basada en la teoría del equilibrio general dinámico estocástico de la economía y en la teoría de los ciclos económicos reales, representa la unificación de teorías de las fluctuaciones cíclicas, del crecimiento económico y del valor (teoría del equilibrio económico general)”. La definición que da la NEC de las fluctuaciones cíclicas es: “co-movimientos de las desviaciones desde la tendencia en diferentes agregados de series de tiempo”. Kydland y Prescott (1990), señalan la importancia de analizar los co-movimientos a lo largo del tiempo de variables macroeconómicas con respecto al PIB y a su tendencia.

Para identificar las cúspides y los valles de los ciclos, Harding y Pagan (2002) y González-Estrada y Almendra-Arao (2007) postulan que si y_t es el componente cíclico de una serie de tiempo, para datos trimestrales, entonces:

Se dice que la serie $\{y_t\}$ tiene una cúspide en y_t si se cumple que:

$$y_{t-2} < y_t, y_{t-1} < y_t < y_{t+1}, y_t > y_{t+2}$$

Se dice que la serie $\{y_t\}$ tiene un valle en y_t si cumple que:

$$y_{t-2} > y_t, y_{t-1} > y_t < y_{t+1}, y_t < y_{t+2}$$

La regla de censura es: a) las fases de los ciclos (expansiones y contracciones) tienen una duración mínima de seis meses; b) los ciclos tienen una duración mínima de quince meses; c) si se tienen picos consecutivos se elige el mayor; y d) si se tienen valles consecutivos se elige el menor.

Para realizar el análisis empírico de los ciclos agrícolas se estudiará la volatilidad la correlación contemporánea y el cambio de fase de la variable PIB agropecuario de México. La volatilidad de una variable y_t es la desviación estándar de su componente cíclico obtenido después de filtrar los datos. Indica en qué medida una variable se aleja de su tendencia secular. También es útil saber si alguna variable es más volátil o menos volátil que el PIB, para ello se usa la desviación estándar relativa, la cual está dada por el cociente de la desviación estándar de la variable y_t entre la desviación estándar del PIB. El grado de comovimiento de una variable y_t con el PIB x_t se mide por el coeficiente de correlación de Pearson, $\rho(o)$, entre el componente cíclico de la variable y_t y

and in the theory of real business cycles, represents the unification of the theories of cyclical fluctuations, economic growth and value (general economic equilibrium theory)". The definition of cyclical fluctuations given by the NCS is "co-movements of the deviations from the trend in different time series aggregates." Kydland and Prescott (1990) point to the importance of analyzing the co-movements of macroeconomic variables over time with respect to GDP and its trend. To identify the peaks and troughs of the cycles, Harding and Pagan (2002), and González-Estrada and Almendra-Arao (2007), postulate that if y_t is the cyclical component of a time series of quarterly data, then:

It is said that the series $\{y_t\}$ has a peak in y_t if it holds that:

$$y_{t-2} < y_t, y_{t-1} < y_t < y_{t+1}, y_t > y_{t+2}$$

It is said that the series $\{y_t\}$ has a trough in y_t if it holds that:

$$y_{t-2} > y_t, y_{t-1} > y_t < y_{t+1}, y_t < y_{t+2}$$

The censorship rule is: a) the phases of the cycles (expansion and contraction) have a minimum duration of six months; b) cycles have a minimum duration of fifteen months; c) when there are consecutive peaks, the higher one is chosen and; d) when there are consecutive troughs, the lower one is chosen.

In order to carry out the empirical analysis of agricultural cycles, the volatility of the contemporaneous correlation and the change of phase of the AGDP variable of Mexico will be studied. The volatility of a y_t variable is the standard deviation of its cyclical component obtained after filtering the data. It indicates to what extent a variable deviates from its secular trend. It is also useful for knowing if some variable is more or less volatile than GDP; the relative standard deviation is used for that, which is given by the ratio of the standard deviation of the variable y_t and the standard deviation of GDP. The degree of co-movement of a variable y_t and GDP x_t is measured by the Pearson correlation coefficient, $\rho(o)$, between the cyclical component of the y_t variable and the cyclical component of GDP x_t . The value of this coefficient is within the closed interval $[-1, 1]$. A series y_t is said to be procyclical, acyclical or countercyclical with respect to the GDP cycle if the coefficient $\rho(o)$ is positive, zero or negative, respectively. (Almendra-Arao y González-Estrada, 2008).

el componente cíclico del PIB x_t . El valor de este coeficiente se encuentra en el intervalo cerrado $[-1,1]$. Una serie y_t se dice procíclica, acíclica o contracíclica son respecto al ciclo del PIB, si el coeficiente $\rho(0)$ es positivo, cero o negativo respectivamente. (Almendra-Arao y González-Estrada, 2008).

Pruebas de estacionariedad

De acuerdo con Almendra-Arao, González-Estrada y Mora-Flores (2008), 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 denota por $I(d)$, si después de d operaciones de diferencias, la serie es estacionaria. Las pruebas para investigar la estacionariedad de las series de tiempo empleadas en el análisis de la presente investigación son:

Prueba Dickey-Fuller Aumentada (ADF).

Dada una serie de tiempo y_t , la ecuación de regresión es:

$$\Delta y_t = \alpha + \delta y_{t-1} + \gamma \sum_{i=1}^p \Delta y_{t-i} + e_t$$

Donde: $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$. Esta prueba contrasta la siguiente hipótesis:

Ho: $\delta = 0$. La serie y_t tiene al menos una raíz unitaria (la serie y_t no es estacionaria y es $I(1)$);

Ha: $\delta \neq 0$. La serie y_t no tiene raíz unitaria (la serie y_t es estacionaria y no es $I(1)$).

La regla de decisión es: si el estadístico t_α es menor o igual que el valor crítico de Mackinnon a un nivel de significancia δ , se rechaza Ho, donde:

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

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

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

La regla de decisión es: si el estadístico t_α es menor que el valor crítico a un nivel de significancia δ , se rechaza Ho, donde:

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

Stationarity tests

According to Almendra-Arao, González-Estrada and Mora-Flores (2008), a time series is stationary if the mean and covariance of the series do not depend on time; is integrated of order d , which is denoted by $I(d)$ if after d difference operations, the series is stationary. The tests used to investigate the stationarity of the time series employed in the analysis of this research are:

Augmented Dickey-Fuller Test (ADF).

Given a time series y_t , the regression equation is:

$$\Delta y_t = \alpha + \delta y_{t-1} + \gamma \sum_{i=1}^p \Delta y_{t-i} + e_t$$

Where: $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$. This test contrasts the following hypothesis:

Ho: $\delta = 0$. The series y_t has at least one unit root (the series y_t is not stationary and is $I(1)$);

Ha: $\delta \neq 0$. The series y_t does not have a unit root (the series y_t is stationary and is not $I(1)$).

The decision rule is: if the statistic t_α is less than or equal to the Mackinnon critical value at a significance level δ , Ho is rejected, where:

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

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

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

The decision rule is: if the statistic t_α is less than the critical value at a significance level δ , Ho is rejected, where:

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

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

Phillips-Perron test (PP).

Ho: the series is $I(1)$ vs Ha: the series is not $I(1)$. The decision rule is: if the statistic \tilde{t}_α is less than the critical value at a significance level of δ , Ho is rejected, where:

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

Prueba Phillips-Perron (PP).

Ho: la serie es I(1) vs Ha: 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 δ , se rechaza Ho, 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, γ_0 es un estimador consistente del error de varianza, f_0 es un estimador del espectro residual en frecuencia cero.

Prueba Kwiatowski, Phillips, Schmidt y Shin (KPSS).

Ho: la serie es I(0) vs Ha: 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 δ , se acepta Ho donde:

$$LM = \sum_t \frac{S(t)^2}{T^2 f_0}, \quad S(t) = \sum_{r=1}^t \hat{u}_r, \quad u_r = y_r - x_r' \hat{\delta}(0).$$

Prueba Elliott-Rothenberg-Stock (ERS(OLS)).

Ho: la serie es I(1) vs Ha: 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 δ , se rechaza Ho donde:

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

$$\hat{\eta}_i^2(a) = d(y_i/a) - d(x_i/a) \hat{\delta}(a)$$

Prueba Ng-Perron (Ng-P).

Ho: la serie es I(1) vs Ha: 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 δ , se rechaza Ho donde:

$$MZ\alpha = (T^{-1}(y_T^\alpha)^2 - f_0) / 2k, \quad k = \sum_{r=2}^T (y_T^\alpha - 1)^2 / T^2$$

Prueba Breusch-Godfrey para autocorrelaciones de orden superior

Dicha prueba detecta la presencia de autocorrelaciones de órdenes superiores para modelos autorregresivos AR(p) o incluso para modelos ARMA(p,q). En un modelo autorregresivo de orden p, AR(p):

$$u_t = \rho_1 u_{t-1} + \rho_2 u_{t-2} + \dots + \rho_p u_{t-p} + \varepsilon_t$$

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

S is the standard error of the regression, γ_0 is a consistent estimator of the error variance, f_0 is an estimator of the residual spectrum at zero frequency.

Kwiatowski, Phillips, Schmidt and Shin test (KPSS).

Ho: the series is I(0) vs Ha: the series is not I(0). The decision rule is: if the statistic LM is less than the critical value at a significance level of δ , Ho is accepted, where:

$$LM = \sum_t \frac{S(t)^2}{T^2 f_0}, \quad S(t) = \sum_{r=1}^t \hat{u}_r, \quad u_r = y_r - x_r' \hat{\delta}(0).$$

Elliott-Rothenberg-Stock test (ERS(OLS)).

Ho: the series is I(1) vs Ha: the series is not I(1). The decision rule is: is the statistic P_T is less than the critical value at a significance level of δ , Ho is rejected, where:

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

$$\hat{\eta}_i^2(a) = d(y_i/a) - d(x_i/a) \hat{\delta}(a)$$

Ng-Perron test (Ng-P).

Ho: the series is I(1) vs Ha: the series is not I(1). The decision rule is: if the statistic $MZ\alpha$ is less than the critical value at a significance level of δ , Ho is rejected, where:

$$MZ\alpha = (T^{-1}(y_T^\alpha)^2 - f_0) / 2k, \quad k = \sum_{r=2}^T (y_T^\alpha - 1)^2 / T^2$$

Breusch-Godfrey test for higher order autocorrelation

This test detects the presence of higher order autocorrelations for autoregressive AR (p) models, or even for ARMA (p, q) models: in an autoregressive model of order p, AR (p):

$$u_t = \rho_1 u_{t-1} + \rho_2 u_{t-2} + \dots + \rho_p u_{t-p} + \varepsilon_t$$

Consider the following set of hypotheses:

Ho: for every $i=1, \dots, p, \rho_i=0$. That is, there is no autocorrelation of any order;

Ha: exists at least one $i=1, \dots, p$, for which $\rho_i \neq 0$. There is autocorrelation of some order.

Se tiene el siguiente juego de hipótesis:

Ho: para todo $i=1, \dots, p, p_i=0$. Es decir no existe autocorrelación de ningún orden;

Ha: existe al menos un $i=1, \dots, p$, para el cual $p_i \neq 0$. Existe autocorrelación de algún orden.

Los datos usados en el presente fueron el PIB real de México y el PIB agropecuario de México, ambas series con periodicidad trimestral desde 1980 hasta 2007 (Banco de México, 2008).

Resultados y discusión

La serie trimestral del PIB total y PIB agropecuario y sus fluctuaciones cíclicas

Para obtener el componente cíclico y de crecimiento del PIB trimestral agropecuario para el periodo 1980.1-2007.4, se utilizó el parámetro $\lambda=1600$, sugerido por Hodrick y Prescott (1997) para realizar el filtrado estadístico de una serie de tiempo trimestral. La aplicación del filtro Hodrick-Prescott a la serie logaritmo del PIB total y PIB agropecuario dio como resultado la tendencia secular fluctuante para cada serie durante el periodo 1980.1-2007.4, la cual se muestra en la Figura 1.

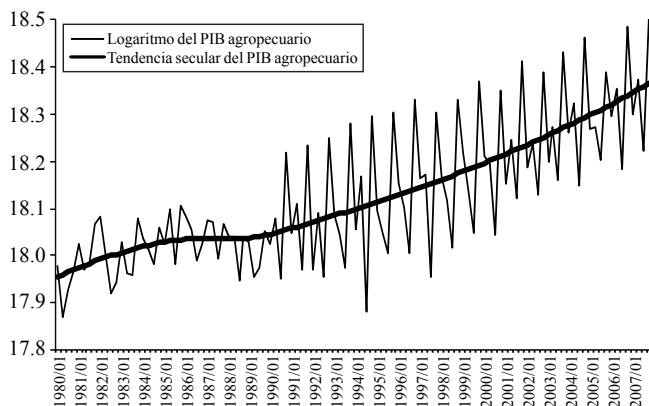


Figura 1. México. Logaritmo y componente secular fluctuante del PIB agropecuario, 1980.1-2007.4.

Figure 1. Mexico. Logarithm and fluctuating secular component of agricultural GDP, 1980.1-2007.4.

También se obtuvieron los componentes cíclicos del PIB y del PIB agropecuario de México, para el periodo 1980.1-2007.4, los cuales se muestran en la Figura 2.

The data used for this were the real GDP of Mexico and Mexico's agricultural GDP, both quarterly series from 1980 to 2007 (Banco de Mexico, 2008).

Results and discussion

The quarterly series of total GDP and agricultural GDP and their cyclical fluctuations

In order to obtain the cyclical and growth components of quarterly AGDP for the period 1980.1-2007.4, the parameter $\lambda=1600$ was used, suggested by Hodrick and Prescott

(1997) for statistical filtering of a quarterly time series. The application of the Hodrick-Prescott filter to the log series of total GDP and agricultural GDP gave as a result the fluctuating secular trend for each series during the period 1980.1-2007.4, which is shown in Figure 1.

The cyclical components of GDP and agricultural GDP of Mexico for the period 1980.1-2007.4 were also obtained, which are shown in Figure 2.

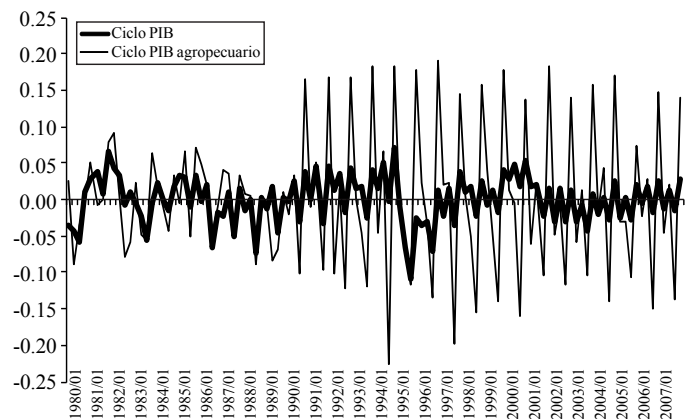


Figura 2. Fluctuaciones cíclicas del PIB y del PIB agropecuario de México.

Figure 2. Cyclical fluctuations of GDP and agricultural GDP of Mexico.

Figure 2 shows that the agricultural GDP presents considerable fluctuations around the long-term secular trend. After 1990, the fluctuations show greater amplitude, which means that trade liberalization added more volatility to the behavior of agricultural production in Mexico. Note also that the most significant drop was observed in late 1994, exactly when the economic depression started. Note also that the cyclical fluctuations of agricultural production are three times more volatile than those of the economy as a whole.

En la Figura 2 se observa que el PIB agropecuario presenta considerables fluctuaciones alrededor de la tendencia secular de largo plazo. Después de 1990, las fluctuaciones presentan mayor amplitud, lo cual significa que la liberalización comercial introdujo más volatilidad en el comportamiento de la producción agropecuaria de México. Obsérvese también que la caída más significativa se observa a finales del año 1994, exactamente cuando se inició la depresión de la economía. Nótese también que las fluctuaciones cíclicas de la producción agropecuaria son tres veces más volátiles que las de la economía como un todo.

Morfología de las fluctuaciones cíclicas del PIB agropecuario

De acuerdo con los resultados obtenidos, para el periodo 1980.1-2007.4, se identificaron nueve ciclos de valle a valle (VV) y nueve ciclos de cúspide a cúspide (CC). Como se observa en la Figura 3, donde los cuadrados rojos indican valles y cúspides.

La duración media de los ciclos de cúspide a cúspide (CC) es de 11.22 trimestres, y la de los ciclos de valle a valle (VV), de 11 trimestres. Se puede observar en la Figura 3 que las fases de expansión como las de recesión no son regulares. Una expansión en promedio dura más tiempo que una contracción. También se observa que la producción agropecuaria en el período 1980-2007 en 55.45% del tiempo estuvo en expansión y 44.55% en contracción.

Las fluctuaciones cíclicas de la producción agropecuaria exhiben una mayor volatilidad que las de la economía en su conjunto, además de que tienen distinta amplitud y longitud, por lo que las fluctuaciones cíclicas de la producción agropecuaria se presentan con regularidad, pero no son periódicos ni simétricos Cuadro 1 y 2.

Depresiones, recesiones, recuperaciones y auges del sector agropecuario

González-Estrada y Almendra-Arao (2007) mostraron que los ciclos representan las regularidades de las fluctuaciones. En la Figura 4 se observa que las fases de los ciclos agropecuarios de México son irregulares y, además, no son periódicos, ni simétricos. Estas mismas características presentan los ciclos económicos de la economía mexicana (González-Estrada y Almendra-Arao, 2007 y Almendra-Arao, González Estrada y Mora-Flores, 2008) Figura 4.

Morphology of the cyclical fluctuations of agricultural GDP

According to the results obtained for the period 1980.1-2007.4, nine trough-to-trough (TT) and nine peak-to-peak (PP) cycles were identified. As shown in Figure 3, where red squares indicate troughs and peaks.

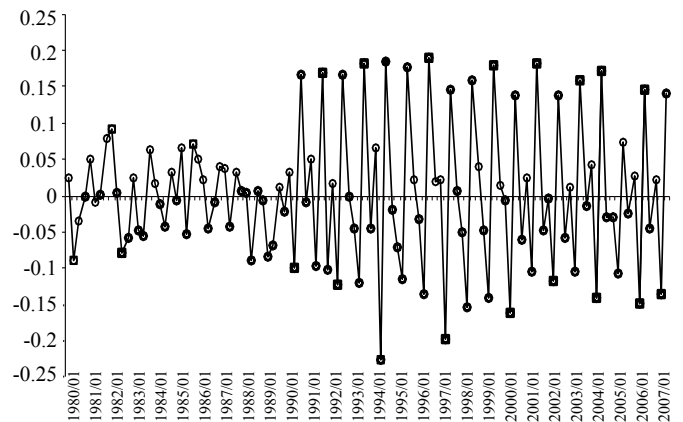


Figura 3. Depresiones y auges, contracciones y recuperaciones del PIB agropecuario.

Figure 3. Depressions and booms, contractions and recoveries of agricultural GDP.

The average duration of the peak-to-peak cycles (PP) is 11.22 quarters, and that of the trough-to-trough cycles (TT) is 11 quarters. It can be seen in Figure 3 that the expansion and recession phases are not regular. An expansion lasts longer on average than a contraction. It is also noted that agricultural production in the period 1980-2007 expanded 55.45% of the time and contracted 44.55% of the time. The cyclical fluctuations of agricultural production exhibit greater volatility than those of the overall economy, besides having different amplitude and length; thus, the cyclical fluctuations of agricultural production occur regularly but are not periodic or symmetric Table 1 and 2.

Depressions, recessions, recoveries and booms of the agricultural sector

González-Estrada and Almendra-Arao (2007) showed that the cycles represent the regularities of fluctuations. Figure 4 shows that the phases of the agricultural cycles of Mexico are irregular, in addition to not being periodic or symmetrical. The cycles of the Mexican economy show these same characteristics (González-Estrada and Almendra-Arao, 2007, and Almendra-Arao, González Estrada and Mora-Flores, 2008) Figure 4.

Cuadro 1. Estadísticas básicas de las fluctuaciones cíclicas de la producción agropecuaria (de valle a valle).
Table 1. Basic statistics of the cyclical fluctuations of agricultural production (trough-to-trough).

| Ciclo | Media | Desviación estándar | Varianza | Mínimo | Mediana | Máximo | Curtosis | Coefficiente de asimetría |
|----------------------|--------------|---------------------|------------|-------------|-------------|------------|-------------|---------------------------|
| 1980/02 - 1982/03 | -0.002019286 | 0.044832938 | 0.00200999 | -0.05169621 | -0.00810751 | 0.06549658 | -0.82876376 | 0.531530088 |
| 1982/03 - 1990/03 | 0.000738184 | 0.041571855 | 0.00172822 | -0.05169621 | -0.00588571 | 0.06549658 | -0.70300053 | 0.262826223 |
| 1990/03 - 1992/03 | 0.008784084 | 0.114959477 | 0.01321568 | -0.12252962 | 0.00357396 | 0.16790199 | -1.33830235 | 0.395082081 |
| 1992/03 - 1994/03 | -0.002402243 | 0.138971448 | 0.01931306 | -0.22641354 | -0.02246071 | 0.18316503 | -0.54553984 | -0.099550261 |
| 1994/03 - 1997/03 | 0.003744557 | 0.127753387 | 0.01632093 | -0.19783257 | -0.0002562 | 0.19023338 | -0.83052219 | 0.237751225 |
| 1997/03 - 2000/03 | -0.001410116 | 0.118180168 | 0.01396655 | -0.1607373 | 0.00020052 | 0.17862606 | -1.02310455 | 0.173128666 |
| 2000/03 - 2002/03 | 0.001219672 | 0.109457246 | 0.01198089 | -0.11772589 | -0.02574292 | 0.1831881 | -0.626729 | 0.779471156 |
| 2002/03 - 2004/03 | 0.004357258 | 0.107137433 | 0.01147843 | -0.14049493 | -0.00134857 | 0.15815657 | -1.0273453 | 0.243807189 |
| 2004/03 - 2006/03 | -0.008407347 | 0.100571964 | 0.01011472 | -0.14879216 | -0.02655479 | 0.17099856 | 0.34993826 | 0.492318801 |
| 2006/03 - 2007/03 | 0.025308328 | 0.121346297 | 0.01472492 | -0.13628985 | 0.02106751 | 0.14697452 | -1.68390853 | -0.296572076 |

Cuadro 2. Estadísticas básicas de las fluctuaciones cíclicas de la producción agropecuaria (de cúspide a cúspide).
Table 2. Basic statistics of the cyclical fluctuations of agricultural production (peak-to-peak).

| Ciclo | Media | Desviación estándar | Varianza | Mínimo | Mediana | Máximo | Curtosis | Coefficiente de simetría |
|----------------------|-------------|---------------------|------------|-------------|-------------|------------|-------------|--------------------------|
| 1982/01 - 1985/04 | 0.001364348 | 0.05374155 | 0.00288815 | -0.07808909 | -0.00061783 | 0.09120614 | -1.26955144 | 0.19005703 |
| 1985/04 - 1991/04 | 0.002240545 | 0.06892227 | 0.00475028 | -0.10018304 | 0.00490657 | 0.16790199 | 1.15491084 | 0.76885354 |
| 1991/04 - 1993/04 | -0.00270674 | 0.12138167 | 0.01473351 | -0.12252962 | -0.02246071 | 0.18316503 | -0.93743292 | 0.74214531 |
| 1993/04 - 1996/04 | -0.00047317 | 0.13396203 | 0.01794583 | -0.22641354 | -0.02617184 | 0.19023338 | -0.79297662 | 0.14322268 |
| 1996/04 - 1999/04 | -0.00160805 | 0.12344856 | 0.01523955 | -0.19783257 | 0.01282847 | 0.17862606 | -0.93236275 | -0.04603735 |
| 1999/04 - 2001/04 | 0.003291615 | 0.11569628 | 0.01338563 | -0.1607373 | 0.00405055 | 0.1831881 | -0.59557696 | 0.28742501 |
| 2001/04 - 2003/04 | -0.00271074 | 0.10339373 | 0.01069026 | -0.11772589 | -0.02574292 | 0.15815657 | -0.78601189 | 0.72276396 |
| 2003/04 - 2004/04 | 0.014582697 | 0.12928231 | 0.01671392 | -0.14049493 | 0.01391358 | 0.17099856 | 0.55935607 | 0.02903891 |
| 2004/04 - 2006/04 | -0.01141035 | 0.09463308 | 0.00895542 | -0.14879216 | -0.02655479 | 0.14697452 | -0.09406008 | 0.26325075 |

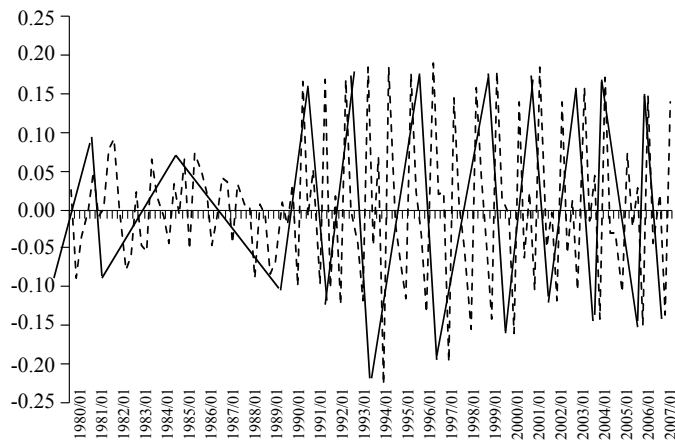


Figura 4. Recuperaciones, auges, recesiones y depresiones del sector agropecuario de México.

Figure 4. Recoveries, booms, recessions and depressions of the agricultural sector in Mexico.

Variabilidad y covariabilidad

La volatilidad de una variable y , se mide por la desviación estándar de su componente cíclico obtenido después de filtrar los datos. El Cuadro 3 muestra la variabilidad del componente cíclico del PIB agropecuario. La desviación estándar relativa indica que el ciclo del PIB agropecuario es casi tres veces más volátil que el ciclo del PIB.

En el Cuadro 4 se observa que el coeficiente de correlación entre las fluctuaciones agropecuarias y las del PIB es positivo: (0.6051), lo cual indica que el PIB agropecuario es una variable procíclica y que, en consecuencia, está más influido por las fluctuaciones de la economía de México que por las fluctuaciones de las condiciones ambientales.

Cuadro 4. Matriz de correlación cruzada de componente cíclico (cc) del PIB y del componente cíclico del PIB agropecuario.
Table 4. Cross-correlation matrix of cyclical component (cc) of GDP and of the cyclical component of agricultural GDP.

| | X(t-5) | 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) | X(t+5) |
|--------------|--------|--------|--------|--------|--------|-------|--------|--------|--------|--------|--------|
| Cc PIB | | | | | | | | | | | |
| Agropecuario | -0.292 | 0.549 | -0.397 | 0.191 | -0.244 | 0.605 | -0.403 | 0.145 | -0.288 | 0.532 | -0.439 |

Pruebas de estacionariedad

Se investigó si la serie analizada del ciclo del PIB agropecuario es estacionaria; es decir, si la media y la varianza de la serie dependen del tiempo o no. Se aplicaron las siguientes pruebas estadísticas: Dickey-Fuller Aumentada, Phillips-Perron, Kwiatowski, Phillips, Schmidt (KPSS), Ng-Perron (Ng-P), Shin y Elliott-Rothenberg-Stock (ERS(OLS)). Los resultados se muestran en el Cuadro 5.

Variability and covariability

The volatility of a variable y , is measured by the standard deviation of its cyclical component obtained after filtering the data. Table 3 shows the variability of the cyclical component of agricultural GDP. The relative standard deviation indicates that the cycle of agricultural GDP is almost three times more volatile than the GDP cycle.

Cuadro 3. Vector de variabilidad.
Table 3. Variability vector.

| | Desviación estándar | Desviación estándar relativa |
|------------------|---------------------|------------------------------|
| PIB total | 0.03220953 | 1.0 |
| PIB agropecuario | 0.09316842 | 2.89257333 |

Table 4 shows that the correlation coefficient between agricultural fluctuations and GDP fluctuations is positive (0.6051), indicating that agricultural GDP is a procyclical variable and, therefore, is more influenced by fluctuations in Mexico's economy than by fluctuations in environmental conditions.

Stationarity tests

We investigated whether the AGDP cycle series analyzed is stationary or not; i.e., whether the mean and variance of the series are dependent on time or not. We performed the following statistical tests: Augmented Dickey-Fuller, Phillips-Perron, Kwiatowski, Phillips, Schmidt (KPSS), Ng-Perron (Ng-P), Shin and Elliott-Rothenberg-Stock (ERS (OLS)). The results are shown in Table 5.

In all but the Elliot-Rothenberg-Stock, the value of the test statistic was lower than the critical value with significance levels of 1%, 5% and 10%, which leads to the conclusion that the series of cyclical fluctuations of agricultural GDP is stationary at a significance level of 1%, and that it is an integrated variable of order 0, I (0). The above results, at different levels of reliability, allow to conclude that the cyclical fluctuations of agricultural production in Mexico are a stationary variable.

Cuadro 5. Pruebas de estacionariedad.**Table 5. Stationarity tests.**

| Prueba | Estadístico de prueba | Valores críticos/nivel de significancia | | |
|---|-----------------------|---|-----------|-----------|
| | | 1% | 5% | 10% |
| Dickey-Fuller Aumentada | -4.171078 | -3.494378 | -2.889474 | -2.581741 |
| Elliot-Rothenberg-Stock (ERS(DF-GLS)) | 50.46398 | 1.9452 | 3.1172 | 4.1892 |
| Phillips-Perron (PP) | -26.42507 | -3.49021 | -2.887665 | -2.580778 |
| Kwiatowski, Phillips, Schmidt, y Shin(KPSS) | 0.0451 | 0.739 | 0.463 | 0.347 |
| Elliott-Rothenberg-Stock (ERS(OLS)) | 0.207474 | 1.9452 | 3.1172 | 4.1892 |
| Ng-Perron (Ng-P) | | | | |
| MZa | -140.958 | -13.8 | -8.1 | -5.7 |
| MZt | -8.37258 | -2.58 | -1.98 | -1.62 |
| MSB | 0.0594 | 0.174 | 0.233 | 0.275 |
| MPT | 0.21019 | 1.78 | 3.17 | 4.45 |

En todas, menos en la de Elliot-Rothenberg-Stock, el valor del estadístico de prueba resultó ser menor que el valor crítico con niveles de significancia de 1%, 5% y 10%, lo cual permite concluir que la serie de las fluctuaciones cíclicas del PIB agropecuario es estacionaria a un nivel de significancia de 1% y que es una variable integrada de orden 0, $I(0)$. Los resultados anteriores, a distintos niveles de confiabilidad, permiten concluir que las fluctuaciones cíclicas de la producción agropecuaria de México son una variable estacionaria.

Relación de largo plazo entre las fluctuaciones del PIB y las de la producción agropecuaria

Con el fin de llevar a cabo el análisis de la relación en el largo plazo entre las fluctuaciones cíclicas del PIB y las del PIB agropecuario, se procedió a realizar la regresión con mínimos cuadrados ordinarios entre los dos componentes. Luego, se obtuvieron los residuales y se realizó un proceso autorregresivo de orden dos. Finalmente, se aplicó la prueba Breusch-Godfrey de contrastes al proceso autorregresivo. El vector de cointegración de las fluctuaciones del PIB y las del PIB agropecuario es: (1.00, 0.032), por lo que la ecuación de cointegración (Cuadro 6).

Cuadro 6. Prueba Breusch-Godfrey de contrastes.**Table 6. Breusch-Godfrey test.**

| Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: | |
|---|--------------------------------|
| F-statistic | 17.13586 Probability: 0.000000 |
| Obs*R-squared | 27.06859 Probability: 0.000001 |

Long-term relationship between fluctuations in GDP and in agricultural production

In order to carry out the analysis of the long-term relationship between the cyclical fluctuations of GDP and those of the agricultural GDP, we proceeded to perform the ordinary least squares regression between the two components. The residuals were then obtained and an autoregressive process of order two was carried out. Finally, the Breusch-Godfrey test was applied to the autoregressive process. The cointegration vector of the fluctuations of GDP and agricultural GDP is: (1.00, 0.032), hence the cointegration equation (Table 6).

Fluctuations of GDP=0.032006 (fluctuations of agricultural GDP).

Given that the value $(n-p)R^2$ is greater than the value $\chi^2(\alpha)$ then H_0 is rejected, which is indicative of serial autocorrelation and of the existence of positive co-movements.

Conclusions

Agricultural production in Mexico presents considerable recurrent fluctuations around its growth component or long-term secular trend, as it is subject to the erratic forces of nature and the market. The evidence indicates that trade liberalization added more volatility to the behavior of agricultural production in Mexico.

Fluctuaciones del PIB= 0.032006 (Fluctuaciones del PIB agropecuario).

Dado que el valor $(n - p)R^2$ es mayor que el valor $x_p^2(\alpha)$ entonces se rechaza H_0 , lo cual es indicio de autocorrelación serial y de la existencia de comovimientos positivos.

Conclusiones

La producción agropecuaria de México presenta considerables fluctuaciones recurrentes alrededor de su componente de crecimiento o tendencia secular de largo plazo, debido a que está sujeta a fuerzas erráticas de la naturaleza y del mercado. Las evidencias indican que la liberalización comercial introdujo más volatilidad en el comportamiento de la producción agropecuaria de México.

La varianza de la producción es fuente de riesgos que deben ser considerados en la toma de decisiones de los productores y de los encargados de la política agropecuaria. En consecuencia, se deben definir y llevar a la práctica instrumentos de cobertura y aseguramiento contra el riesgo y la volatilidad de las condiciones ambientales de la producción agropecuaria, que sean efectivos y eficientes, para que promuevan la certidumbre, la productividad, la competitividad y el desarrollo del sector agropecuario.

El componente cíclico agropecuario: a) es casi tres veces más volátil que el componente cíclico del PIB, lo cual implica que las fluctuaciones de la producción agropecuaria son una fuente importante de variación de los ciclos económicos de México, y b) es contemporáneo y procíclico con respecto al ciclo del PIB, aumenta en las expansiones y disminuyen en las contracciones, lo que significa que, no obstante la volatilidad de los factores naturales, las regularidades de la producción del sector agropecuario están determinadas más por las condiciones del proceso económico que por las variaciones de las condiciones del medio ambiente.

Las fluctuaciones del PIB agropecuario son coincidentes o contemporáneas de las del PIB real. Las fluctuaciones del PIB agropecuario, al igual que las de la economía mexicana, se presentan con regularidad, tienen distintas longitudes y amplitudes pero no son periódicos ni simétricos.

The variance of production is a source of risk that must be taken into account in the decision-making processes of producers and agricultural policy managers. Accordingly, effective and efficient hedging and risk and volatility insurance instruments for agricultural production should be defined and implemented in order to promote certainty, productivity, competitiveness and agricultural development.

The agricultural cyclical component: a) is almost three times as volatile as the cyclical component of GDP, which implies that the fluctuations of agricultural production are an important source of variation for the business cycles of Mexico, and b) is contemporary and procyclical with respect to the GDP cycle; it increases in expansions and decreases in contractions, which means that, despite the volatility of natural factors, the production regularities of the agricultural sector are determined more by the conditions of the economic process than by changes in environmental conditions.

The fluctuations of agricultural GDP are coincident or contemporaneous with those of real GDP. Agricultural GDP fluctuations, like those of the Mexican economy, occur regularly, have different lengths and amplitudes, but are not periodic or symmetric.

End of the English version



Literatura citada

- Almendra-Arao, G. 2007. Las fluctuaciones cíclicas de la economía Mexicana. Tesis de doctorado. Colegio de Posgraduados en Ciencias Agrícolas. Montecillos, Estado de México. 147 p.
- Almendra-Arao, G. y González-Estrada, A. 2008. Soluciones explícitas para el filtro estadístico Hodrick-Prescott. *Rev. Mex. Econ. Agríc. Rec. Nat.* 1(1):105-115.
- Almendra-Arao, G., González-Estrada, A. y J.S. Mora-Flores. 2008. Los ciclos económicos de México y sus regularidades empíricas. *Agrociencia.* 42(3):299-311.
- Banco de México. 2008. Indicadores económicos. Producción. México, D. F. www.banxico.gob.mx.
- González-Estrada, A. 2012. Teorías y políticas macroeconómicas actuales. Instituto Nacional del Derecho de Autor. México, D. F. 186 p.

- González-Estrada, A. 2002. Dinámica de los cultivos básicos en la liberalización comercial de México: Modelo dinámico multisectorial de equilibrio general. Libro técnico núm. 5. INIFAP. Chapingo, Texcoco, Estado de México. 120 p.
- González-Estrada, A. 2000. Programación dinámica con aplicaciones en la economía. Instituto Nacional del Derecho de Autor. Registro Número: 03-1999-12151314200-01. Chapingo, Texcoco, Estado de México.
- González-Estrada, A. y Almendra-Arao, G. 2007. Nuevo método para la identificación de los ciclos económicos. Investigación Económica. Vol. LXVI. Número 261:13-33.
- 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. 799 p.
- Harding, D. and Pagan, A. 2002. Dissecting the cycle: a methodological investigation. *J. of Monetary Economics* 49:365-381.
- Hodrick, R. J. and Prescott, E. C. 1997. Postwar US business cycles: An empirical investigation. *J. of Money, Credit and Banking* 29(1):1-16.
- Nelson, C.R., and H. Kang. 1981. Spurious periodicity in inappropriately detrended time series. *Econometrica* 49: 741-751.
- Nelson, C. R. and Kang, H. 1984. Pitfalls in the use of time as an explanatory variable in regression. *J. of Business and Economic Statistics* 2:73-82.
- Kydland, F. E. and Prescott, E. C. 1982. Time to build and aggregate fluctuations. *Econometrica* 50(6):1345-1370.
- Kydland, F. E. and Prescott, E. C. 1990. Business cycles: real facts and a monetary myth. *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of Minneapolis 14(2):3-18.