

Tendencia y Ciclos en el Producto Interno Bruto de Cuba: Estimación con un Modelo Estructural Univariante de Series Temporales.¹

Pavel Vidal Alejandro*
Annia Fundora Fernández**

Noviembre del 2004

Resumen:

En el presente trabajo se realiza una estimación de la tendencia y los ciclos económicos del Producto Interno Bruto cubano. Para ello se utiliza un modelo estructural univariante de series temporales como un método apropiado de extracción de señales. La estimación arroja como resultados la existencia de dos ciclos en la actividad económica de Cuba, uno largo de 38 años y otro de 8 años como promedio y, una tasa de crecimiento constante de largo plazo de 3.11% anual en los cien años analizados.

¹ Ponencia presentada en el 42 Aniversario de los Estudios Económicos en la Facultad de Economía de la Universidad de la Habana. Publicación electrónica del evento (ISBN 959-16-0289-0)

*Especialista de la Dirección de Política Monetaria, Banco Central de Cuba y profesor adjunto del Departamento de Macro-Microeconomía, Universidad de La Habana. E-mail: pavel@bc.gov.cu

**Profesora del Departamento de Macro-Microeconomía, Universidad de La Habana. E-mail: annia@fec.uh.cu

1. Introducción.

El presente trabajo estima la tendencia y los ciclos en la actividad económica de Cuba, medida por el Producto Interno Bruto, en un período de cien años.

Nos apoyamos en la metodología de extracción de señales, la cual se basa en que la evolución temporal de las series económicas puede describirse a partir de un conjunto de componentes inobservables, en general, estos son: tendencia, estacionalidad, ciclo e irregular o residual. En específico, utilizamos la formulación de los modelos estructurales univariantes de series temporales. Este tipo de modelos representa estos componentes como procesos estocásticos, cada uno de los cuales evoluciona en función de una estructura específica. Para realizar las estimaciones econométricas contamos con el programa STAMP (Structural Time Series Analyser, Modeller and Predictor).

La descomposición del Producto Interno Bruto en tendencia y ciclos proporciona elementos importantes a tomar en cuenta a la hora de estudiar la evolución de la actividad económica en nuestro país en el último siglo. Por otro lado, permite un examen de la situación actual de la economía con una perspectiva de cien años, y ofrece puntos de comparación, que ayudan a una mejor valoración del impacto de la crisis de los noventa y del crecimiento económico en los últimos años.

Creemos que los resultados obtenidos pueden representar un estímulo al debate sobre la presencia de ciclos en la economía cubana. En particular, se requerirá un análisis histórico más amplio y una valoración desde el punto de vista de la Economía Política.

El trabajo tiene la siguiente estructura. En el segundo acápite se explica en qué consiste la extracción de señales y se hace un resumen de los diferentes métodos para estimar los componentes de las series de tiempo. En el tercero, mostramos primeramente la formulación de los modelos estructurales univariantes. A continuación, realizamos una breve descripción del programa STAMP.

En el cuarto acápite se presentan los resultados estadísticos del modelo estructural univariante para el Producto Interno Bruto. Se realiza una comparación de nuestros resultados con otros realizados para variables macro de actividad económica de Argentina, Brasil y Uruguay. Efectuamos la validación del modelo a partir de los diferentes estadísticos de diagnóstico y bondad de ajuste. En el quinto acápite se presentan las fases de los ciclos estimados y se contrastan con la historia económica del país. Finalmente, en las conclusiones se realiza una valoración de los principales resultados obtenidos.

2. Extracción de señales en series de tiempo.

2.1. Componentes de las series de tiempo.

La extracción de señales tiene como antecedente el análisis clásico de series temporales. Estas consideran a toda serie de tiempo integrada por cuatro componentes que no son directamente observables, de los cuales únicamente se pueden obtener estimaciones. Dichos componentes comúnmente se utilizan para caracterizar los distintos movimientos que puede presentar una serie.

Según Persons (1919), quien distinguió los componentes por primera vez, estos están asociados con las siguientes fluctuaciones:

1. Tendencia: Representa el movimiento general a largo plazo de una serie de tiempo. Constituye el elemento de crecimiento de la serie, también se le conoce como evolución subyacente.
2. Variaciones estacionales: Son oscilaciones intraanuales alrededor de la tendencia, que se repiten de manera muy similar en el mismo mes, trimestre, semestre, semana o incluso el día de cada año. Con frecuencia vienen causados por fenómenos no económicos, tales como cambios climáticos y la regularidad de las fiestas nacionales.
3. Variaciones cíclicas: Son oscilaciones que se producen con un período superior al año, y que se deben principalmente a la alternancia de etapas de prosperidad y de depresión en la actividad económica. Normalmente en una serie económica se superponen distintos ciclos, lo que hace que en la práctica esta sea el componente más difícil de determinar. Cuanto mayor sea el período de un ciclo que afecta a nuestra variable, mayor ha de ser el número de observaciones para que sea reconocible.
4. Variaciones residuales: También llamados residuos o variaciones irregulares, son movimientos que no muestran un carácter periódico reconocible, y como tales se les considera originados por fenómenos singulares que afectan a la variable en estudio de manera más o menos casual y no permanente.

Para efectos del análisis económico, la estimación de los componentes no observables de una serie de tiempo cobra significativa relevancia. Por ejemplo, el conocimiento de los movimientos estacionales contribuye a explicar si los cambios que se están observando en una variable, en determinado momento, obedecen efectivamente a aumentos o disminuciones permanentes en su nivel medio o bien a fenómenos transitorios.

En la inmensa mayoría de las series económicas el componente estacional e irregular provoca una distorsión del verdadero movimiento. Por lo tanto, para efectuar el seguimiento de la variable tenemos que captar el movimiento subyacente de la misma, y el primer paso consiste en eliminar oscilaciones puramente estacionales y residuales. Por otro lado, contar con una estimación de la tendencia de la serie permite efectuar consideraciones acerca del crecimiento de largo plazo de la variable.

El problema de estimar las distintas componentes se conoce en la literatura estadística como un problema de extracción de señales. El punto de partida de los procedimientos de extracción de señales es que en la práctica la información que proporciona la observación y medición de un fenómeno económico se encuentra “contaminada”. Por ello, es necesario “filtrar” los datos de modo de recuperar la “señal” que ellos contienen.

Otro punto de vista del problema es considerar una serie de tiempo como señal más ruido, en donde el ruido lo constituyen la estacionalidad y las variaciones irregulares, en este contexto, el proceso de extracción de señales consiste en descomponer la serie en señal y ruido.

Originalmente el objetivo de la extracción de señales era eliminar las variaciones debidas a movimientos estacionales, sin embargo el desarrollo de la estadística y de la informática en las últimas décadas, ha permitido aislar otros efectos que provocan ruido dentro de la serie: efecto de feriados móviles (semana santa), efecto por días de trabajo (efecto calendario) y componente irregular.

El uso de la extracción de señales de una serie de tiempo tiene razones de mucho peso. Entre ellas, la necesidad de evaluar mejor la situación presente y entender nuestros pronósticos. Con este propósito, la extracción de señales de series económicas se ha convertido en una práctica casi universal y millones de series de tiempo son procesadas de esta forma rutinariamente. Los investigadores económicos hacen un amplio uso de la señal de las series, con la certeza de que esta facilita la interpretación y la construcción de modelos.

En la práctica muchas veces no se separa la tendencia del ciclo, ambos componentes se combinan en uno solo denominado tendencia-ciclo, entre otras razones porque se necesita de observaciones en periodos extensos para poder identificar los ciclos de mayor duración y porque se requiere de métodos estadísticos específicos para poder separarlos.

Sin embargo, una vez que se cuenta con las observaciones suficientes, la estimación del componente cíclico resulta de significativa importancia, y puede dar pie a diversos análisis. Este es indispensable por ejemplo, en la metodología de identificación de indicadores adelantados (indicadores que anticipan puntos de giro de variables objetivo). También para obtener la “brecha del producto” que le permite a los bancos centrales conocer las presiones de inflación o deflación y tomar las decisiones de política monetaria.

2.2. Métodos de extracción de señales.

Se han propuesto distintas metodologías para estimar componentes inobservables. Los denominados métodos empíricos y los métodos basados en modelos.

Los métodos empíricos se caracterizan por implementar una descomposición basada en filtros lineales cuya estructura y parámetros no dependen de la naturaleza de los datos, sino que tienen valores prefijados. Los métodos empíricos más representativos en economía son: los métodos de medias móviles, el X-11 ARIMA, el filtro de Hodrick-Prescott y el método de alisado exponencial.

Respecto al método de medias móviles, la idea central es definir a partir de la serie de tiempo observada una nueva serie que suaviza los efectos ajenos a la tendencia (estacionalidad, efecto irregular), de manera que se pueda determinar la dirección de la tendencia.

Este método introduce en la serie un efecto conocido como de Slutsky-Yule. Este consiste en que la serie suavizada a partir de la aplicación del filtro presenta nuevas oscilaciones que antes no existían. Las medias móviles crean oscilaciones periódicas más o menos regulares que pueden confundirse con la estacionalidad o con la presencia de ciclos, y conducir a malas estimaciones de la tendencia.

Si el objetivo que persigue el investigador es simplemente observar a grosso modo la tendencia de la serie, sin efectos estacionales que la puedan oscurecer, este método de medias móviles es adecuado debido a su sencillez de aplicación y disponibilidad de paquetes de cómputo estadístico para realizar los cálculos.

El método X-11 ARIMA es el más importante que se ha desarrollado en el campo del ajuste estacional. Está ampliamente probado, ya que es utilizado por agencias estadísticas de todo el mundo. Este método aplica un proceso iterativo de filtrado mediante distintos tipos de medias móviles con el objetivo de obtener una estimación de los factores estacionales, para finalmente calcular la serie ajustada de estacionalidad.

Los factores estacionales no son más que una estimación de la estacionalidad para el período específico en el que se haya calculado. Por ejemplo, si la serie que se analiza es mensual, el método crea una serie para cada uno de los doce meses y aplica sobre estas la media móvil centrada, obteniéndose un factor estacional diferente para cada mes dentro de cada año contenido en la muestra.

El riesgo que implica el uso indiscriminado del método X-11 ARIMA en la extracción de señales es que pueden realizarse ajustes estacionales espurios, como son: extraer estacionalidad en datos que no la tienen o, extraer de modo incorrecto el componente estacional presente en los datos.

Otro método empírico de extracción de señales es el filtro de Hodrick-Prescott. Se recurre a este procedimiento para separar la tendencia del ciclo. Permite estimar los componentes de tendencia y del ciclo a partir de la serie ajustada de estacionalidad. El filtro contiene un parámetro de alisado λ . Hodrick y Prescott calcularon para series trimestrales de los Estados Unidos un valor de $\lambda = 1600$. Se considera este un valor óptimo del parámetro de alisado para las series de ese país en específico ya que anula ciclos de una amplitud promedio de entre cuatro y seis años. Pero cuando se aplica a otros países con un patrón cíclico diferente puede generar ciclos espurios, o sea, la aplicación de este procedimiento de estimación del componente tendencial está expuesta al efecto de Slutsky-Yule.

Así, para el caso de una serie de tiempo anual, Hodrick y Prescott sugieren un valor de $\lambda = 100$; para una serie mensual sugieren $\lambda = 14400$. La arbitrariedad en la elección del parámetro λ es uno de los defectos de este método de estimación de componentes tendenciales y cíclicos.

Por su parte, el método de alisado exponencial es otro método que, al igual que medias móviles, pretende transformar la serie de tiempo observada en una serie alisada que nos permita observar el comportamiento subyacente de la variable. Pretende ofrecer una serie alisada de aquellas oscilaciones que oscurecen la lectura de los datos. El alisado exponencial simple supone que la media de la serie de tiempo es constante, o lo que es lo mismo, que esta no tiene tendencia. El método construye la nueva serie a partir de un filtro que contiene la constante β de alisado que es elegida arbitrariamente según criterios del investigador.

Los métodos basados en modelos tienen en cuenta las características particulares de cada serie de tiempo estimando un modelo para cada variable. El planteamiento de estos es más fiable y satisfactorio que el de los empiricistas, y la tendencia a su uso es creciente. Entre los diversos métodos disponibles se encuentran el procedimiento

TRAMO-SEATS (Maravall, 1994), que en sus siglas en inglés significa: Time Series Regression with ARIMA Noise, Missing Observations and Outliers-Signal Extraction in ARIMA Time Series. Para su aplicación se puede utilizar el programa DEMETRA desarrollado en Europa por la agencia Eurostat. El otro método es el basado en modelos estructurales de series de tiempo (Harvey, 1984) que explicaremos a continuación.

3. Modelo estructural univariante de series de tiempo.

3.1. Formulación de los modelos estructurales univariantes.

La posibilidad de construir series más largas y con mayor frecuencia de observación, hace que resulte cada vez más difícil mantener el supuesto de un patrón de comportamiento fijo a lo largo del tiempo en la variable. De hecho, las propiedades estadísticas de buena parte de las series económicas poseen un carácter evolutivo.

En este sentido, los modelos estructurales de series de tiempo constituyen una práctica apropiada en la extracción de señales, puesto que admiten la posibilidad de que cada uno de los componentes inobservables típicos de una serie de tiempo posea una naturaleza estocástica. Es decir, los componentes que describen la evolución de una serie de tiempo (tendencia, estacionalidad, ciclo y componente irregular) se han modelado tradicionalmente de forma determinista; sin embargo, cuando las series son suficientemente largas, se suele apreciar la inestabilidad de tales componentes e, incluso, puede ser razonable considerar que evolucionan aleatoriamente en el tiempo. Este es el supuesto de partida de los modelos estructurales.

Esta flexibilidad es la que pretenden recoger los modelos estructurales que, en tal sentido, “... no son más que modelos de regresión en los que las variables explicativas son funciones del tiempo y los parámetros varían en el tiempo”, según lo definió Andrew C. Harvey (Harvey 1989).

Este tipo de modelo representa los valores observados de una serie de tiempo y_t , $t=1,2,\dots,n$, (o de su transformación logarítmica) a partir de la suma de una tendencia μ_t , un componente cíclico ψ_t , el componente estacional γ_t y un componente irregular ε_t , de la siguiente forma:

$$y_t = \mu_t + \psi_t + \gamma_t + \varepsilon_t$$

La peculiaridad de los modelos estructurales reside en su flexibilidad para recoger los cambios en el comportamiento de la serie mediante la consideración de sus diferentes componentes como procesos estocásticos dirigidos por perturbaciones aleatorias.

Como se podrá comprobar en las distintas especificaciones que se señalen, un modelo estructural univariante no necesariamente debe ser definido en términos de todos los componentes inobservables.

El ejemplo más sencillo de un modelo estructural, lo constituye una serie cuyas observaciones oscilan alrededor de un nivel medio que permanece constante en el tiempo. Si dichas oscilaciones son estacionarias, en el sentido de que, aunque algunos valores se alejen en el corto plazo del nivel medio, la serie siempre tiende a dicho nivel;

y se supone, además, que no están correlacionadas entre si, una formulación capaz de recoger dicho comportamiento es:

$$y_t = \mu_0 + \varepsilon_t \quad \text{para } t=1, \dots, n$$

Donde ε_t es un proceso ruido blanco con varianza constante σ_ε^2 . Se trata de un modelo con componente irregular ε_t y componente de nivel μ_0 fijo o determinista. Raramente una serie de tiempo económica describe esta conducta tan sencilla.

La formulación anterior se puede flexibilizar para permitir que el nivel de la serie cambie en el tiempo, dando lugar a un modelo en el que el nivel en cada momento del tiempo es el nivel del período anterior más un elemento aleatorio. Este modelo queda definido como:

$$y_t = \mu_t + \varepsilon_t,$$

$$\text{con: } \mu_t = \mu_{t-1} + \eta_t$$

Donde η_t es un ruido blanco con varianza σ_n^2 . En este modelo existe un término de perturbación aleatoria alrededor de un nivel subyacente que oscila sin una dirección particular. De ahí que se conozca por el nombre de paseo aleatorio con ruido.

Este modelo sirve para representar el comportamiento de una serie de tiempo sin estacionalidad ni ciclos, cuyo nivel medio cambia en el tiempo (nivel estocástico) pero que no tiene una tendencia sistemática a crecer o a decrecer.

Cuando la $\sigma_n^2 = 0$, el nivel de la serie es determinista y se obtiene el modelo más sencillo antes especificado. Si la varianza del componente irregular es cero, $\sigma_\varepsilon^2 = 0$, pero la varianza del nivel es distinta de cero, la serie sólo posee componente de nivel cuyo proceso generador es un paseo aleatorio.

Ahora bien, si a los elementos descritos hasta el momento para el componente de nivel se añade una tendencia podemos hacerlo mediante el siguiente modelo:

$$y_t = \mu_t + \varepsilon_t$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \beta + \eta_t, \quad t=1, \dots, n.$$

Donde β es una constante que mide la tasa de crecimiento promedio de la serie, es decir, la pendiente de la tendencia, es lo que se conoce como tasa de crecimiento subyacente. En este modelo, el nivel cambia aleatoriamente en el tiempo pero la tasa de crecimiento promedio de la serie, β , es constante. Si queremos flexibilizar la dinámica de la serie, permitiendo que dicha tasa pueda cambiar a lo largo del tiempo, podemos utilizar el siguiente modelo:

$$y_t = \mu_t + \varepsilon_t$$

$$\begin{aligned}\mu_t &= \mu_{t-1} + \beta_t + \eta_t \\ \beta_t &= \beta_{t-1} + \xi_t, \quad t=1, \dots, n.\end{aligned}$$

Donde ξ_t es un ruido blanco con varianza σ_ξ^2 . El término de perturbación ξ_t otorga a la pendiente un carácter estocástico. Este modelo es conocido como modelo de tendencia lineal local y representa el comportamiento de una serie de tiempo sin estacionalidad ni ciclos, cuya tasa de crecimiento cambia a lo largo del tiempo.

Como casos particulares de interés teórico del modelo anterior, podemos considerar el caso en el que $\sigma_\xi^2 = 0$, es decir, la serie tiene pendiente pero con una tasa de crecimiento medio constante a lo largo del tiempo. Si además, $\beta_t = 0$, entonces la serie no tiene pendiente y el modelo se transforma en el que se ha denominado paseo aleatorio con ruido.

Finalmente, es posible mantener el carácter estocástico de la pendiente si $\sigma_\xi^2 \neq 0$ y, al mismo tiempo, suponer que $\sigma_n^2 = 0$, o sea, el nivel no es estocástico. Abajo se muestra la formulación de este caso particular. Este modelo de nivel fijo y pendiente estocástica se denomina modelo de tendencia alisada (smoothed).

$$\begin{aligned}\mu_t &= \mu_{t-1} + \beta_t, \\ \beta_t &= \beta_{t-1} + \xi_t, \quad t=1, \dots, n.\end{aligned}$$

Las varianzas de las perturbaciones aleatorias que afectan a los distintos componentes del modelo se denominan hiperparámetros. Cuando las varianzas son diferentes de cero significa que el componente asociado es estocástico.

Por supuesto, a la hora de elegir una de las especificaciones detalladas anteriormente para una serie económica real, es importante examinar, a priori, el comportamiento de la variable a lo largo de toda la muestra y, a posteriori, comprobar cuál produce un mejor ajuste; aunque tampoco se pueden ignorar las implicaciones de cada especificación y los objetivos que se persiguen con el modelo.

Si las observaciones de la serie en cuestión se registran con periodicidad inferior a la anual, suelen aparecer efectos estacionales y, por ello, conviene introducir este componente en el modelo. Uno apropiado sería el siguiente:

$$\begin{aligned}y_t &= \mu_t + \gamma_t + \varepsilon_t \\ \mu_t &= \mu_{t-1} + \beta_t + \eta_t \\ \beta_t &= \beta_{t-1} + \xi_t, \quad t=1, \dots, n\end{aligned}$$

Donde γ_t es el componente estacional.

Si las fluctuaciones estacionales son estables, este componente se puede considerar determinista o fijo. Se recomienda modelar la estacionalidad de manera determinista cuando el número de años para los que se dispone de información es pequeño y no haya suficientes observaciones que permitan la consideración de un patrón estacional cambiante.

Al contrario, el componente estacional puede ser estocástico evolucionando a lo largo del tiempo. La estacionalidad basada en dummy estacionales es una forma de considerar que el patrón estacional evoluciona aleatoriamente en el tiempo si se admite que la suma de los efectos estacionales a lo largo del año no es estrictamente nula ya que la estacionalidad puede no ser exactamente igual de año en año, sino igual a un término de perturbación aleatoria (ω_t). Es decir, los valores del componente estacional en los instantes del tiempo $t, t-1, \dots, t-(s-1)$ están ligados por la relación:

$$\sum_{j=0}^{s-1} \gamma_j = \omega_t$$

Donde ω_t es ruido blanco con varianza σ_{ω}^2 , s es la frecuencia de la estacionalidad ($s=12$ para series mensuales).

Nótese que, cuando $\sigma_{\omega}^2 = 0$ se obtiene una estacionalidad determinista y si, además, el componente estacional en el momento t es cero, dicho componente no está presente en la serie.

Con ello, se llega al denominado modelo estructural básico, que representa los valores observados de una serie a partir de la suma de una tendencia estocástica, un componente estacional estocástico, y un componente irregular.

En las series económicas es importante diferenciar entre una tendencia de largo plazo y los movimientos asociados a un componente cíclico. El modelo estructural univariante permite estimar varios ciclos. Una representación estocástica del ciclo puede venir dada por:

$$\begin{aligned} \psi_t &= \cos \lambda_c \psi_{t-1} + \text{sen } \lambda_c \psi_{t-1}^* + \mathbf{K}_t \\ \psi_t^* &= -\text{sen } \lambda_c \psi_{t-1} + \cos \lambda_c \psi_{t-1}^* + \mathbf{K}_t^* \end{aligned}$$

Donde \mathbf{K}_t y \mathbf{K}_t^* son ruidos blancos no correlacionados entre sí ni con ninguna de las otras perturbaciones del modelo y con varianza común σ_K^2 ; el parámetro λ_c es la frecuencia medida en radianes, es decir, representa el número de veces que el ciclo se repite en un período de tiempo de longitud 2π . El período del ciclo es $2\pi/\lambda_c$.

Por otra parte, para recoger los comportamientos de ciclos falsos que caracterizan a muchas series económicas, se incluye el factor de amortiguación ρ que aporta mayor flexibilidad al ciclo, es decir:

$$\begin{aligned}\psi_t &= \rho \cos \lambda_c \psi_{t-1} + \rho \sin \lambda_c \psi_{t-1}^* + \kappa_t \\ \psi_t^* &= -\rho \sin \lambda_c \psi_{t-1} + \rho \cos \lambda_c \psi_{t-1}^* + \kappa_t^*\end{aligned}$$

En la formulación anterior si $|\rho| < 1$ el ciclo es estacionario.

3.2. Programa STAMP 5.0

El programa STAMP 5.0 desarrollado por Siem Jan Koopman, Andrew C. Harvey, Jurgen A. Doornik y Neil Shephard está especialmente diseñado para el tratamiento de modelos dinámicos con componentes inobservables.

El programa STAMP es fácil de utilizar y como está especialmente planteado para estimar componentes inobservables de una serie, puede ser muy útil para los analistas aplicados que quieran obtener series desestacionalizadas y/o sin tendencia.

El análisis de modelos de componentes inobservables realizado por STAMP puede ser univariante o multivariante. En nuestro caso nos referiremos sólo al enfoque univariante, cuyo principal objetivo es la estimación de los componentes. El programa también está habilitado para efectuar predicciones, pero en este trabajo no utilizaremos esta aplicación.

Las principales ventanas con que trabaja el programa son:

1. Especificación del modelo.
2. Estimaciones de los hiperparámetros.
3. Estimaciones de los componentes al final del período.
4. Diagnósticos de los residuos.

En la primera ventana se especifican los componentes que se desean estimar en la serie. En el caso de los ciclos, el programa STAMP permite incluir en un modelo hasta tres ciclos con diferentes frecuencias.

La estimación de los hiperparámetros no es más que la estimación de la varianza de las perturbaciones de los componentes del modelo. Cuando la varianza de la perturbación de un determinado componente es cero, dicho componente es determinista. Si, en cambio, es diferente de cero, el componente evoluciona de forma estocástica. La estimación de los hiperparámetros también nos indica cuan estable es el componente asociado.

La estimación de los componentes al final del período es útil pues nos indica si alguno no está presente en la serie analizada en caso de que no sea significativamente distinto de cero.

Con respecto al diagnóstico de los residuos, el programa suministra las pruebas habituales en el análisis de series de tiempo: correlación, heterocedasticidad y normalidad. STAMP proporciona los residuos auxiliares, es decir, las estimaciones de las perturbaciones correspondientes a cada uno de los componentes del modelo:

irregular (ε_t), el nivel (η_t) y la pendiente (ξ_t). Los residuos de la serie son una combinación lineal de las perturbaciones de los componentes y no el componente irregular de la misma.

La ventana de especificación también permite incluir variables de intervención. La manera como se realiza el Análisis de Intervención en los modelos estructurales univariantes a través del programa STAMP es un tanto particular, pues se realiza en los residuos auxiliares. En caso que ocurra un acontecimiento extraordinario que afecte a la serie en un único período, se debería observar un valor de gran magnitud en el residuo del componente irregular de la serie. Así, se modelaría este efecto introduciendo una variable de tipo atípico aditivo (additive outlier, AO) en el residuo auxiliar del componente irregular del modelo estructural.

En caso de que ocurra un cambio de nivel (level shift, LS), o sea, un acontecimiento extraordinario que afecte a la serie de tiempo cambiando su nivel de forma permanente; es posible modelar su efecto a través de la inclusión de una variable tipo AO en la ecuación del nivel del modelo estructural, lo cual es equivalente a incluir en el modelo estructural una variable tipo LS. En este caso, el valor atípico se puede observar por un valor significativamente grande en el residuo correspondiente al componente del nivel.

De la misma forma, si se presenta un evento que cambia la pendiente de la serie, se debe introducir en la ecuación de la pendiente una variable tipo AO. Esto es equivalente a incluir en el modelo una variable de intervención tipo Cambio de pendiente.

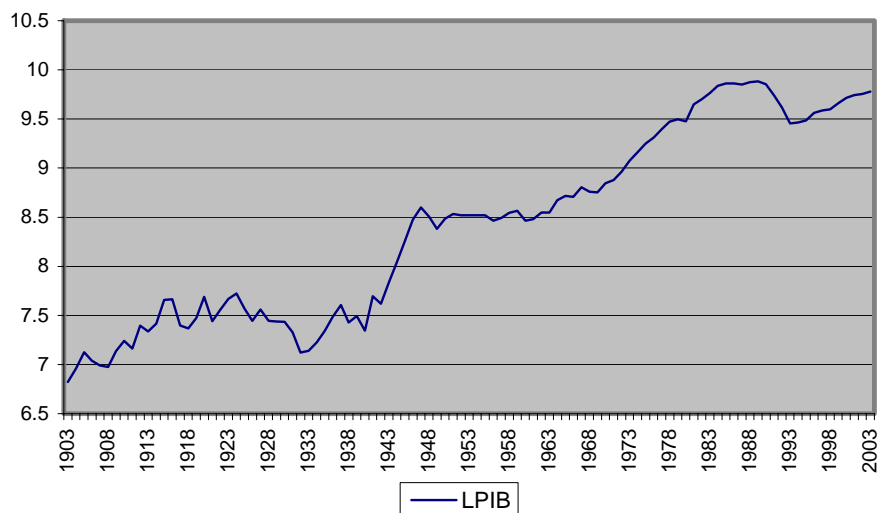
4. Resultados.

Los datos considerados son la transformación logarítmica de la serie anual del PIB a los precios del año base 1981 y comprende el período 1903-2003 (Figura 1). La serie de tiempo en cuestión fue construida en el Instituto Nacional de Investigación Económica (INIE), a partir de la compilación de datos de diferentes fuentes y cálculos realizados². (ver Anexo 3).

En la representación gráfica de la serie es posible distinguir una tendencia creciente a través de todo el período en estudio. Como se verá en los resultados del modelo, dentro de la tendencia hay cambios en el nivel y también la serie presenta un comportamiento cíclico.

² Los datos de 1903 a 1948 fueron tomados de Julián Alienes Urosa, “Características fundamentales de la economía cubana”. Los de 1948 a 1959 fueron tomados de “Memorias del Banco Nacional de Cuba”. Los datos de 1960 a 1975 fueron reconstruidos a partir de fuentes oficiales (Boletín Estadístico y Anuario Estadístico de Cuba, de varios años). Los datos de 1976 a 2003 fueron tomados de la información oficial del Ministerio de Economía y Planificación.

Figura 1: Producto Interno Bruto en logaritmo (LPIB).



En la Tabla 1 se resumen los principales resultados de la estimación del modelo estructural univariante para el PIB. Se muestran las desviaciones estándar de las perturbaciones de los componentes de la serie, información sobre los ciclos económicos, así como de la intervención realizada. Como esta variable es de frecuencia anual no se realizó la estimación de la estacionalidad, por eso, el componente no aparece en nuestro modelo.

Tabla 1: Resultados de las estimaciones obtenidos del STAMP.

	Estimaciones
σ_{ξ} (pendiente)	0.000
σ_{η} (nivel)	0.044
σ_{ε} (irregular)	0.000
Ciclo corto (años)	7.6
Ciclo largo (años)	38.4
σ_{κ} (ciclo corto)	0.018
σ_{κ} (ciclo largo)	0.077
ρ (ciclo corto)	0.87
ρ (ciclo largo)	0.93
Intervenciones Irr (1920)	0.23 (3.45)**

** Significativo al nivel de 1%

Fijándonos en las estimaciones de las desviaciones estándar de las perturbaciones de los componentes, podemos darnos cuenta de que la tendencia del PIB está formada por una pendiente determinista y nivel estocástico, debido a que en el primer caso es cero y no así en el segundo.

La pendiente del PIB ha sido la misma para todo el período que se analiza y esto se traduce en que la tasa de crecimiento subyacente es constante, el valor estimado es de

3.11%. Que la pendiente de la serie sea determinista y que el nivel sea estocástico, revela que la variabilidad del componente tendencial es atribuible a continuas modificaciones de las condiciones iniciales de la evolución tendencial, más que a cambios en la tasa de crecimiento a largo plazo.

Por otro lado, el componente irregular no está presente en la serie. La estimación de la desviación estándar de la perturbación correspondiente a este es cero. Esto significa que la serie del PIB se puede explicar por los componentes de tendencia y dos ciclos, o sea, no existen otros hechos aislados que influyen en la conducta de la misma excepto el outlier que tuvo lugar en la observación correspondiente al año 1920.

En relación con la información de los ciclos económicos que presenta el PIB cubano, se estimaron dos, uno corto de 7.6 años y otro largo de 38.4 años, teniendo ambos un comportamiento estocástico y estacionario, según lo demuestran los valores que toman las desviaciones estándar de las perturbaciones de los dos ciclos (son distintas de cero) y el coeficiente ρ (es menor que 1), respectivamente. Los resultados de las estimaciones de las desviaciones estándar de las perturbaciones muestran que el ciclo largo presenta mayor variabilidad que el ciclo corto.

Pretendiendo comparar los resultados de nuestras estimaciones con otras, realizadas por investigadores para variables macro de actividad económica de otros países, construimos un cuadro comparativo (Anexo 1) en el que se exponen los resultados de las estimaciones de cinco modelos estructurales para series anuales.

El período considerado en esas estimaciones es aproximadamente igual al de nuestra serie (un poco más de cien años). Con respecto al componente de tendencia, se puede notar que el modelo de Uruguay estima una tendencia con pendiente determinista y nivel estocástico al igual que nosotros. Pero la desviación estándar de la perturbación del nivel de ese país (0.021) en comparación con la de nosotros (0.044) indica que los cambios en el nivel del PIB cubano son más importantes que los cambios en el nivel del PIB per cápita uruguayo, o sea, la tendencia de largo plazo de la actividad económica de este país ha tenido un comportamiento más estable.

En el modelo de Brasil y los tres de Argentina, cuando se analizan las estimaciones de las desviaciones típicas de las perturbaciones que mueven al componente de tendencia (estas indican que $\sigma_{\xi} > 0$ y $\sigma_{\eta} = 0$), se observa que dicho componente está formado por una pendiente estocástica y nivel determinista. Significa que las evoluciones tendenciales de las variables se caracterizan por tener un crecimiento que se ha ido modificando de manera continua a lo largo del tiempo. Los modelos de Brasil y el del PIB anual per cápita de Argentina no tienen componente irregular, al igual que el del PIB de Cuba.

En lo que concierne a los ciclos, los modelos de Brasil y Uruguay estiman uno corto y otro largo estocásticos, como nosotros. Los tres modelos de Argentina estiman sólo un ciclo. El período del ciclo corto es similar al nuestro, pero el ciclo largo del PIB de Cuba es de 38.4 años y el de estos países es de un poco más de veinte años.

En cuanto al análisis de intervención, en la Tabla 1 aparece el coeficiente estimado (positivo) de la intervención así como el valor del estadístico “*t*”-Student, que indica que es significativa. Como fue identificada en el componente irregular de la serie es una

variable de tipo AO, lo que significa que en el año 1920 ocurrió un acontecimiento extraordinario que afectó positivamente el PIB en ese único período. Esta fecha coincide con el período de expansión de la producción azucarera cubana conocido como de “vacas gordas”.

En la Tabla 2 proporcionamos información sobre diferentes estadísticos de diagnóstico y de bondad de ajuste del modelo estimado. En concreto, se presenta información sobre: el error estándar residual estimado; el estadístico Bowman-Shenton para probar la normalidad de los residuos; el estadístico $H(h)$ con el que se prueba la presencia de heterocedasticidad y sigue una distribución “ F ”-Fisher con (h,h) grados de libertad³; coeficiente de autocorrelación de orden 1; el estadístico d de Durbin-Watson para probar si los residuos presentan autocorrelación de primer orden; el estadístico $Q(P,k)$ de Ljung-Box para probar si las primeras P autocorrelaciones son iguales a cero y se distribuye como χ^2_k , donde $k = P-n+1$ y n es el número de hiperparámetros⁴ y, por último, el coeficiente de determinación.

Tabla 2: Estadísticos de diagnóstico y bondad de ajuste obtenidos del STAMP.

	Valor del estadístico
$\hat{\sigma}$ (error estándar)	0.099
Normalidad (Bowman-Shenton)	3.526
H(33)	0.235
$r(1)$	-0.024
D	2.048
Q(14 ,6)	7.423
R^2	0.989

El error estándar toma un valor por debajo del 10%. No se rechaza la hipótesis de normalidad de los residuos ya que el valor del estadístico Bowman-Shenton es menor que el valor crítico al 5% de significación (5.99). Igualmente no se rechaza la hipótesis de homocedasticidad, el valor del estadístico H(33) es menor que el valor crítico al 5% de significación (1.84). El coeficiente de autocorrelación indica que no existe correlación de los residuos en el rezago 1. El estadístico d de Durbin-Watson con un valor que se aproxima mucho a dos, también revela que los residuos no presentan autocorrelación de primer orden. El estadístico Q(14, 6) es menor que su valor crítico al 5% (23.7), por lo que no se rechaza la hipótesis de que las primeras 14 autocorrelaciones son cero. Por último, el R^2 muestra que el comportamiento del PIB queda recogido en un 99% por los componentes especificados en el modelo.

Una ilustración de algunos de estos resultados puede observarse en las Figuras 4, 5 y 6 (Anexo 2). La Figura 4 muestra los residuos del modelo estimado con las bandas de confianza al 95%. La Figura 5 corresponde al correlograma y la Figura 6 presenta el

³ Un valor elevado de $H(h)$ indica que la varianza de los residuos se incrementa a lo largo del tiempo.

⁴ Los grados de libertad son iguales al número P de autocorrelaciones.

histograma de los residuos. Se puede confirmar que no existe autocorrelación en los residuos y que se distribuyen normales.

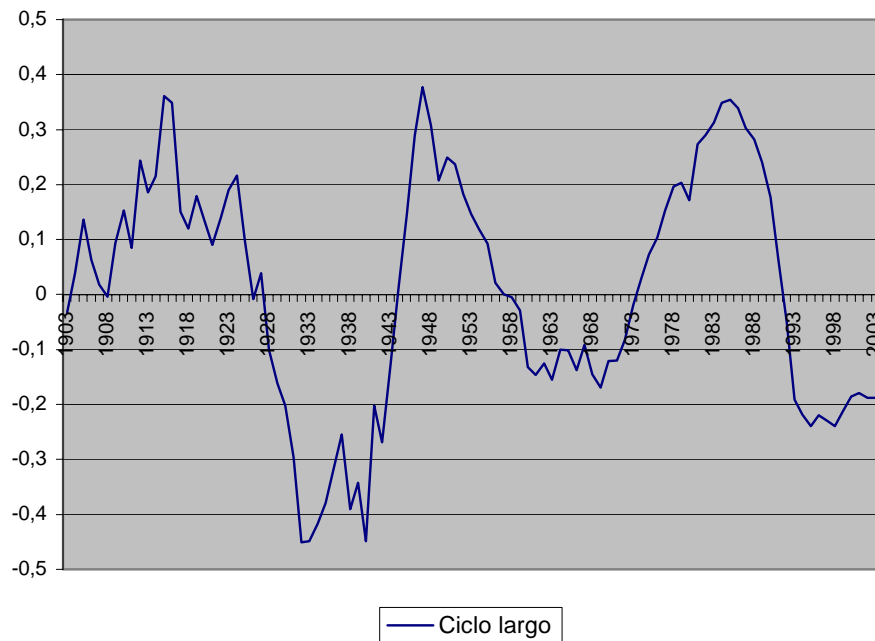
También se muestra en la Figura 7 la prueba de CUSUM. Esta se realiza para detectar si hay inestabilidad en los parámetros del modelo debido a cambios estructurales que hayan modificado el nivel o la pendiente de la serie. Cuando estimamos un modelo se desea que los parámetros no cambien si se aumenta o disminuye el tamaño de la muestra. Se puede ver que la suma acumulada de sus residuos recursivos no sobrepasan las bandas de confianza, por lo que los parámetros del modelo son estables.

5. Componente cíclico del PIB.

En la Figura 2 se representa el ciclo largo de 38.4 años estimado por el modelo estructural univariante para el PIB de Cuba. La duración de estos ciclos largos se acerca a la de los ciclos económicos de Kondratieff, economista ruso que encontró ondas largas de 45 a 60 años en series de precios y de producto de varios países.

Kondratieff destacó que esas fluctuaciones largas de la actividad económica no son accidentales, sino que tienen causas que se encuentran de alguna manera en nuestra economía. Este sugiere que tales causas pueden ser: variaciones a largo plazo en la introducción y desarrollo de grandes innovaciones tecnológicas, preparación de guerras y sus efectos posteriores y variaciones en la situación general de la agricultura.

Figura 2: Ciclo económico largo del PIB de Cuba.



Se observa en el gráfico del ciclo largo que este tiene un comportamiento estocástico por las irregularidades que presenta en su trayectoria. Este comportamiento es diferente antes y después de los años 50. Antes de los 50 la parte estocástica del ciclo es mayor, lo que puede estar relacionado con el hecho de que la economía cubana antes del triunfo

de la revolución era una economía capitalista basada en elementos de mercado que imprimían en esta mayor volatilidad. En cambio, se observa que el sistema planificado otorgó una mayor estabilidad a la economía.

El sistema capitalista en Cuba en esos años conducía a una mayor volatilidad en la actividad económica.

Si nos fijamos en las fases recesivas de las tres ondas vemos que la de 1917-1932 fue la más profunda con una caída del producto de 45% con respecto a la tendencia. La fase recesiva de 1986-1995 con fondo hasta nuestros días si bien es menos profunda que la anterior, marca una caída del producto de 24% aproximadamente respecto a la tendencia.

En la Tabla 3 podemos ver las fases de los tres ciclos económicos largos estimados para el PIB de Cuba. Primero, la expansión de 1903-1915 con la cima en 1915 y 1916 coincide con el período de recuperación después de la guerra de independencia. Terminada la guerra la economía entra en un período de auge por factores como, entrada de inversión extranjera, ampliación y explotación de tierras y, auge del sector azucarero, que en conjunto imprimieron a la economía un mayor dinamismo.

Desde 1989 ya comenzaba a entrar capital extranjero en Cuba, en su mayoría norteamericano. La república marcó el inicio de un movimiento de creación de grandes centrales en las provincias de Las Villas, Camaguey y Oriente. De 1990 a 1995 se fundaron 33 centrales. El inicio de la primera guerra mundial determinó la apertura de nuevas posibilidades de desarrollo azucarero, al limitar o destruir las dos industrias azucareras europeas de más importancia, la de Francia y Alemania. En el año 1913 se alcanza por primera vez una zafra de más de 2 millones de toneladas. En 1915 aumentó el precio del azúcar considerablemente, con una zafra total de más de 2.5 millones de toneladas (Le Riverend 1955).

Tabla 3: Fases de los ciclos largos estimados para el PIB cubano.

Expansión	Cima	Recesión	Fondo
1903-1915	1915-1916	1917-1932	1932-1940
1941-1947	1947	1948-1960	1961-1971
1972-1985	1985	1986-1995	1995-

En 1917 comienza un período recesivo que se extiende hasta 1932 con fondo desde el propio año 1932 hasta 1940. El auge originado por la primera guerra mundial quedó cortado por el período deflacionario desde 1921 hasta 1925. Como sabemos la Gran Depresión de 1929-1933 tuvo efectos que se esparcieron a muchas economías y dentro de esas la nuestra. Estos hechos aceleraron la caída que ya venía experimentando la economía cubana desde 1917 y, como se dijo antes, fue la más profunda de las recesiones. En 1932 el comercio internacional de Cuba quedó reducido a un tercio de lo que era tres años antes. En 1933 la zafra operó con muy pocos ingenios, con una duración a la mitad del período de zafra normal. La desocupación alcanzó cifras de un millón de habitantes (Le Riverend 1955).

La expansión de 1941-1947 con cima en este último año esta relacionada con la promoción de la actividad económica del país por la segunda guerra mundial. En 1947

se logra la zafra más grande que se conocía hasta el momento. También empiezan a desarrollarse nuevas ramas que no existían antes del 40: conserva de alimentos, bebidas, tejidos, neumáticos, construcción; y comienzan las inversiones en el níquel.

El período recesivo comienza en 1948, como consecuencia de la finalización de la segunda guerra mundial. En particular, se contraen las exportaciones de minerales, la industria de la construcción y la venta de diversos productos que su rentabilidad dependía de la coyuntura internacional. En 1961 toca fondo la actividad económica hasta 1971. Este período estuvo marcadamente influenciado por la implantación del bloqueo económico del gobierno de Estados Unidos contra Cuba en 1960.

La expansión del producto cubano en el período 1972-1985 con cima en el último año está relacionado con el ingreso de Cuba en 1972 al Consejo de Ayuda Mutua Económica (CAME) integrado por los países socialistas, lo que tuvo un impacto positivo muy fuerte en nuestra economía. Ya en 1985 aproximadamente, el CAME dejó de funcionar plenamente, las economías integrantes de este estaban estancadas lo cual se empezó a sentirse de alguna manera en la nuestra y con la desaparición del campo socialista a inicio de los 90 la actividad económica cubana ve acelerado su proceso recesivo. Además de esto, se habían observado también signos de deficiencia en nuestro propio sistema económico.

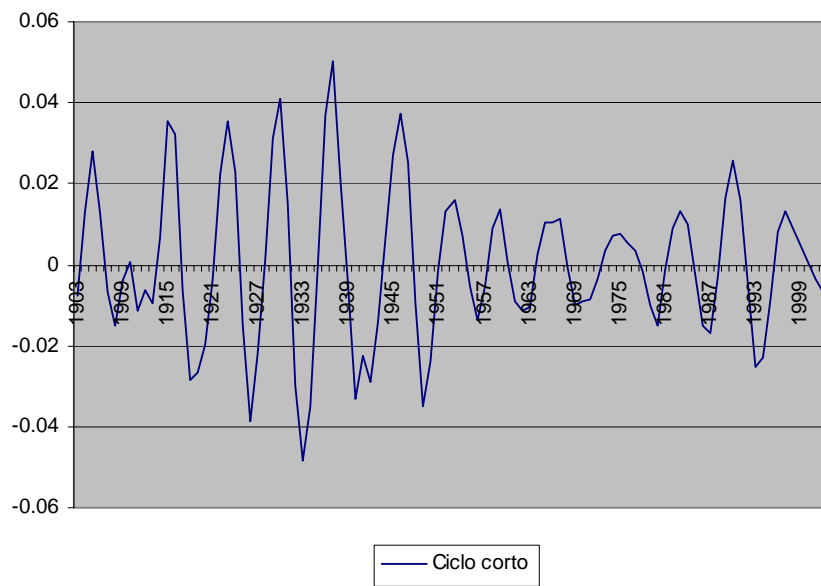
Desde 1995 la economía ha presentado tasas de crecimiento positivas todos los años (ver anexo 4), lo cual muestra que la crisis económica tocó fondo. Sin embargo, para estar seguros que ha comenzado una fase expansiva del ciclo, deberá observarse un crecimiento sostenido por encima de la tasa de largo plazo estimada (3.11%). En una situación como esta el PIB comenzará a acercarse a su tendencia de largo plazo.

En los años 1996, 1999 y 2000, el crecimiento ha sido superior a 3.11%. En cambio, más recientemente en el 2002 y 2003 el crecimiento real ha estado por debajo de la tasa de crecimiento tendencial estimada.

Si realizamos una comparación entre los ciclos largos estimados para el PIB de Cuba y los períodos de expansión y recesión de la economía mundial en el siglo xx vemos que, la economía cubana estuvo en recesión cuando ocurrió la Gran Depresión del 29 al 33 en Estados Unidos. En cambio, nuestro país experimentó un período expansivo en los setenta, producto de nuestra inserción en el CAME mientras por otro lado el shock petrolero de 1973 produjo grandes trastornos en las economías capitalistas. Como Cuba mantenía fundamentalmente relaciones económicas con los países socialistas pertenecientes al CAME la crisis petrolera no tuvo efectos negativos para nosotros.

Al ciclo largo del PIB cubano se le superpone un ciclo corto de 7.6 años que se muestra en la Figura 3. Los ciclos que tienen una duración entre 7 y 10 años son conocidos en la literatura como ciclos de Juglar, en reconocimiento al trabajo de este economista francés al señalar por primera vez la naturaleza cíclica de las fluctuaciones en los negocios.

Figura 3: Ciclo económico corto del PIB de Cuba.



Se puede observar que el patrón cíclico es irregular, la evolución y duración de un ciclo no es exactamente igual a otro. Esto es porque la estimación de estos es estocástica. Las condiciones que generaron una onda cíclica en un período determinado no son las mismas para todos los ciclos. Esto es más realista que esperar un patrón cíclico determinista, sin diferencias entre los ciclos.

Se observa que en la primera mitad la amplitud de las oscilaciones cíclicas es mayor en comparación con la amplitud de los ciclos después de los años 50. Esto puede estar relacionado también con la diferencia del sistema económico cubano durante los años de la república y el implantado en la etapa revolucionaria. La economía socialista basada en elementos de planificación de la actividad productiva, conlleva a que las fluctuaciones del producto real alrededor de la tendencia no sean tan marcadas.

En la Tabla 4 aparecen delimitadas las fases de los ciclos económicos cortos estimados para el PIB de Cuba. Cuando observamos las fases de los dos últimos ciclos estimados, nos percatamos que la expansión económica de los años 1988-1990 con la cima en 1990 fue seguida de una profunda recesión (la más honda del período revolucionario) que tocó fondo en 1993 y 1994. Como sabemos, el derrumbe del campo socialista a inicios de la década del 90 y la resultante pérdida de relaciones comerciales favorables de Cuba con los países socialistas provocó una fuerte contracción de nuestra actividad económica y a esto se suman, las fallas que ya venía teniendo el sistema económico cubano, y el efecto de las nuevas leyes del bloqueo económico contra Cuba.

Tabla 4: Fases de los ciclos cortos estimados para el PIB cubano.

Expansión	Cima	Recesión	Fondo
1903-1905	1905	1906-1908	1908-1913
1914-1915	1915-1916	1917-1918	1918-1919
1920-1923	1923	1924-1926	1926
1927-1930	1930	1931-1933	1933
1934-1937	1937	1938-1940	1940-1942
1943-1946	1946	1947-1949	1949
1950-1952	1953	1954-1956	1956
1957-1958	1959	1960-1961	1962-1963
1964-1965	1965-1967	1968-1969	1969-1970
1971-1974	1974-1975	1976-1979	1979-1980
1981-1983	1983	1984-1986	1986-1987
1988-1990	1990	1991-1993	1993-1994
1995-1997	1997	1998-2002	2002-

Por otro lado, las medidas económicas implementadas en la primera mitad de la década de los 90, con el fin de reactivar la economía de la grave crisis existente, entre esas: la nueva ley de inversión extranjera, ampliación de la industria turística y despenalización del dólar; dieron paso a una etapa expansiva que alcanzó la cima en el año 1997. A partir del año 1998 se estima el comienzo de una fase recesiva que dura hasta la actualidad, lo cual pudiera suponer que las medidas tomadas han perdido parte de su poder reactivador.

6. Conclusiones.

Queremos empezar por destacar las conclusiones a las que *no* hemos llegado. No estamos diciendo que el ciclo largo actual de la economía cubana va a durar 38 años y el corto 8, y que a partir de aquí podemos saber el momento en que la actividad económica va a comenzar una fase expansiva. No es predecible la etapa de auge en el ciclo actual como tampoco lo han sido ninguna de las fases de los ciclos estimados.

Sólo encontramos que la actividad económica en nuestro país, al igual que en la mayoría de los países, alterna etapas de prosperidad con períodos de menor crecimiento o caída; y que estos movimientos tienen cierta similitud. De hecho, los períodos de 38 y 8 años son un promedio de la duración de las distintas etapas estimadas en los cien años de observaciones disponibles. Los ciclos deben ser vistos como fluctuaciones recurrentes pero no periódicas.

Con respecto a la tendencia, no hemos concluido que tenga un comportamiento determinista y que no ha crecido en el período analizado. Encontramos, en el componente de tendencia del PIB variaciones estocásticas asociadas a cambios en el nivel del mismo y un crecimiento positivo en todo el período, pero a una tasa constante.

Una vez descontado el aumento o disminución de la actividad económica por razones del ciclo, queda un crecimiento anual del PIB de 3.11%, el cual puede ser evaluado como más permanente o más de largo plazo. Toda vez que los movimientos del ciclo largo, que es el que más explica los cambios en la variable, están relacionado sobre todo con hechos externos que han impactado de manera positiva o negativa en nuestro país,

podríamos decir que el crecimiento estimado de la tendencia aproxima el potencial interno de crecimiento de nuestra economía, en condiciones externas neutrales.

Sumando el ciclo largo y el corto, estimamos que en el 2003 la economía se encontraba 19.4% por debajo de la tendencia del Producto Interno Bruto, después de alcanzar los puntos más bajos de actividad económica con una desviación por debajo de la tendencia de 23.9% y 24% en 1995 y 1998 respectivamente. Estos porcentajes permiten valorar la magnitud de la crisis económica vivida durante estos años.

Lo más llamativo de los resultados podría ser, haber encontrado ciclos en una economía socialista. Sin embargo, no tiene que ser tan extraño que una economía, aún cuando asigne los recursos de manera planificada, no logre alcanzar un crecimiento constante en el tiempo sin alternar prosperidad y depresión, y esté sujeta a las fluctuaciones de los mercados internacionales.

7. Referencias.

- 1- Abril, Juan C. y Blanco, Maria B. (2001): "Stylized facts of the gross national product of Argentina: 1875-1999". [sitio web]:
www.aaep.org.ar/espa/anales/pdf_01/abril_blanco.pdf
- 2- Bertola, Luis y Lorenzo, Fernando (2000): Manuscrito: "Componentes tendenciales y cíclicos en el PIB per cápita de Argentina, Brasil y Uruguay: 1870-1988".
- 3- Blacona, Maria T. y Abril, Juan C. (2000): "Modelo estructural de espacio de estado para la demanda diaria promedio de energía eléctrica en la Republica Argentina". [sitio web]:
www.aaep.org.ar/espa/anales/99-00.htm
- 4- Bortagues, Patricia y Pecar, Marina (2004): "Desestacionalización de las series macroeconómicas: oferta y demanda globales". [sitio web]:
www.dncn/deses/series/macro.htm
- 5- Box y Tiao (1975), citado de: Lorenzo, Fernando (2002). Manuscrito del curso: "Modelos econométricos y predicciones económicas".
- 6- Comité Estatal de Estadísticas (1994): "Sistema de cuentas nacionales de Cuba".
- 7- Estey, James Arthur (1948): "Tratado sobre los ciclos económicos". Fondo de Cultura Económica.

- 8- Fundora, Annia (2004): Tesis de Diploma: “Estimación de un Modelo Estructural Univariante para la actividad económica en Cuba”. Facultad de Economía. Universidad de La Habana.
- 9- Gómez, V. y Maravall, A. (1995): Programs TRAMO-SEATS update. Florence: European University Institute. Series: EUI working papers ECO; 1995/0046.
- 10- Harvey, Andrew C. y Koopman, Siem J. (1992) “Diagnostic Checking of Unobserved Time Series Models”. *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 10. No. 4.
- 11- Harvey (1984), citado de: Lorenzo, Fernando (2003). Manuscrito del curso: “Análisis de coyuntura y técnicas de extracción de señales”.
- 12- Harvey, Andrew C. (1996): “Software reviews”. *The Economic Journal*, No 106 (Julio 1996), pages (1105-1122).
- 13- Harvey, Andrew C. (1989), “Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter”, Cambridge, Inglaterra. Cambridge University Press.
- 14- Koopman, S. J., Harvey A. C., Doornik, J. A. y Shephard, N. (1995): “STAMP 5.0: Structural Time Series Analyser, Modeller and Predictor”. Londres, Inglaterra. Chapman and Hall.
- 15- Leguizamón, Maria C. y Panico, Adriana F. (2002): “Un estudio del comportamiento de los Ingresos Tributarios de la provincia de Tucumán aplicando un análisis de serie de tiempo”. [sitio web]:
www.eawp.economistascoruna.org/archives/vol2n9/index.asp
- 16- Le Riverend, Julio (1955) “Historia Económica de Cuba” Instituto Cubano del Libro.
- 17- Lorenzo, Fernando (2003). Manuscrito del curso: “Análisis de coyuntura y técnicas de extracción de señales”.
- 18- Maravall (1994), citado de: Lorenzo, Fernando (2003). Manuscrito del curso: “Análisis de coyuntura y técnicas de extracción de señales”.

- 19- Martín, Gloria (2004): Documento de trabajo: “Modelos estructurales en el contexto de las series temporales económicas”. [sitio web]: www.fceye.ull.es/invest/docum/ull-ulpgc/2002-04.pdf
- 20- Persons (1919), citado de: Guerrero, Víctor M (1983). “Desestacionalización de series de tiempo económicas: una introducción a la metodología”, [sitio web]: www.banxico.org.mx/gPublicaciones/
- 21- Ruiz, Esther (1997): “STAMP 5.0: un programa para el análisis de series temporales”. Departamento de Estadística y Econometría. Universidad Carlos III de Madrid.
- 22- Valle, Héctor (1997): “Aspectos conceptuales sobre extracción de señales a una serie de tiempo y su aplicación empírica al índice mensual de actividad económica –IMAE-“. [sitio web]: www.banguat.gob.gt/inveco/notas/articulos.htm

Anexo 1 Modelos estructurales univariantes de variables macro de actividad económica.

País	Brasil	Uruguay	Argentina	Argentina	Argentina
Variable	PIB anual per cápita	PIB anual per cápita	PIB anual per cápita	PNB anual	PNB anual per cápita
Período muestral	1870-1988	1870-1988	1875-1988	1875-1999	1875-1999
σ_{ξ} (pendiente)	0.003	0.000	0.003	0.018	0.017
σ_{η} (nivel)	0.000	0.021	0.000	0.000	0.000
σ_{ε} (irregular)	0.000	0.025	0.000	0.029	0.030
σ_{ω} (estacionalidad)	----	----	----	----	----
Ciclo corto (años)	5.9	9.8	----	5.7	5.7
Ciclo largo (años)	20.6	22.1	20.6	----	----
σ_{κ} (ciclo corto)	0.029	0.073	----	0.012	0.008
σ_{κ} (ciclo largo)	0.017	0.052	0.063	----	----
Intervenciones	----	----	Irr (1917)	Irr (1891) Irr (1899) Pen (1881) Pen (1917) Pen (1990)	Irr (1891) Irr (1899) Pen (1881) Pen (1917) Pen (1931) Pen (1946) Pen (1990)

Fuente: La información de los países Brasil, Uruguay y Argentina (PIB anual per capita) fue tomada de: Bertola, Luis y Lorenzo, Fernando (2000).

Los casos del PNB anual y PNB anual per cápita de Argentina fueron tomados de: Abril, Juan C. y Blanco, María B (2001).

Anexo 2

Resultados gráficos de las pruebas de autocorrelación y normalidad de los residuos del modelo del PIB.

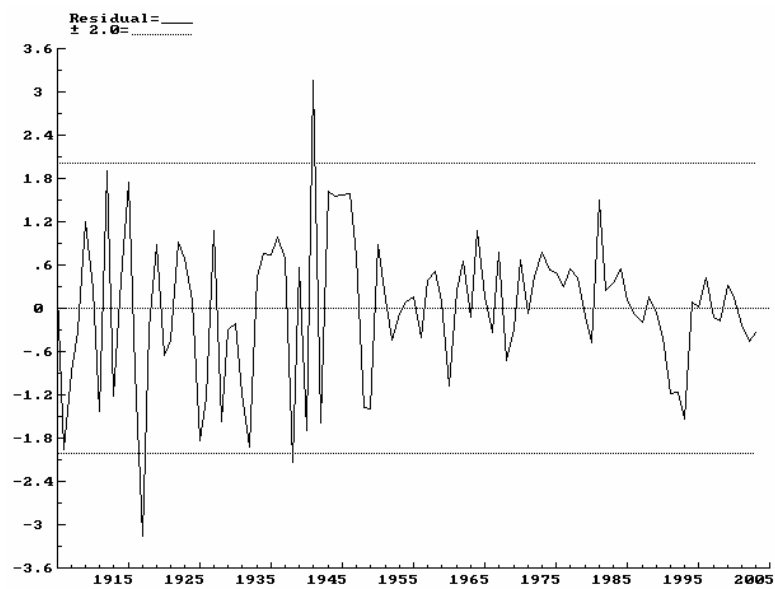


Figura 4: Residuos del modelo estimado para el PIB.

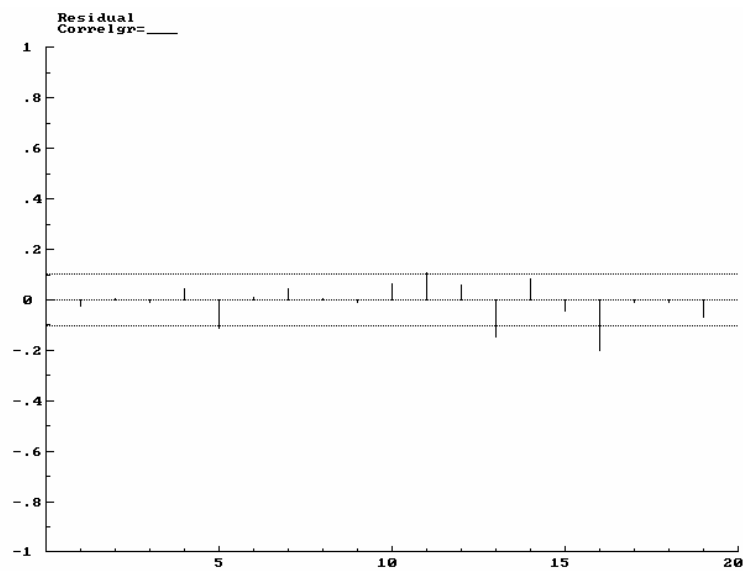


Figura 5: Correlograma de los residuos del modelo estimado para el PIB.

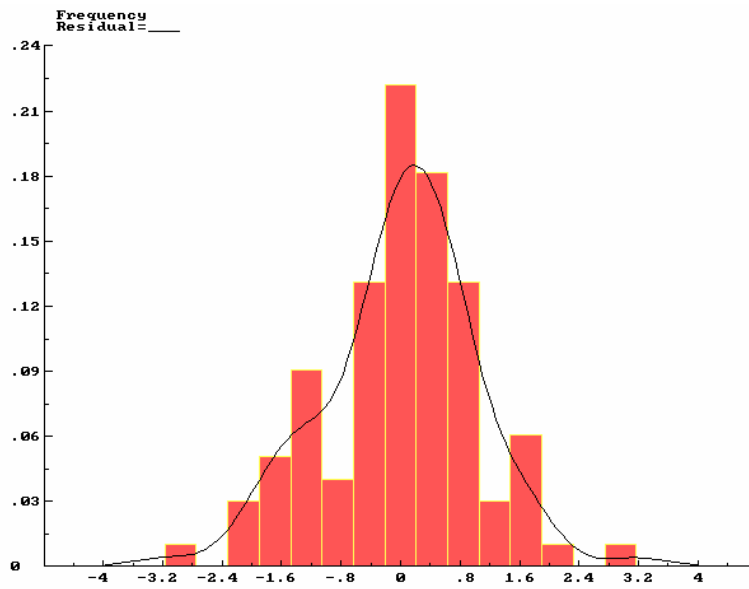


Figura 6: Histograma de los residuos del modelo estimado para el PIB.

Resultado de la prueba de CUSUM.

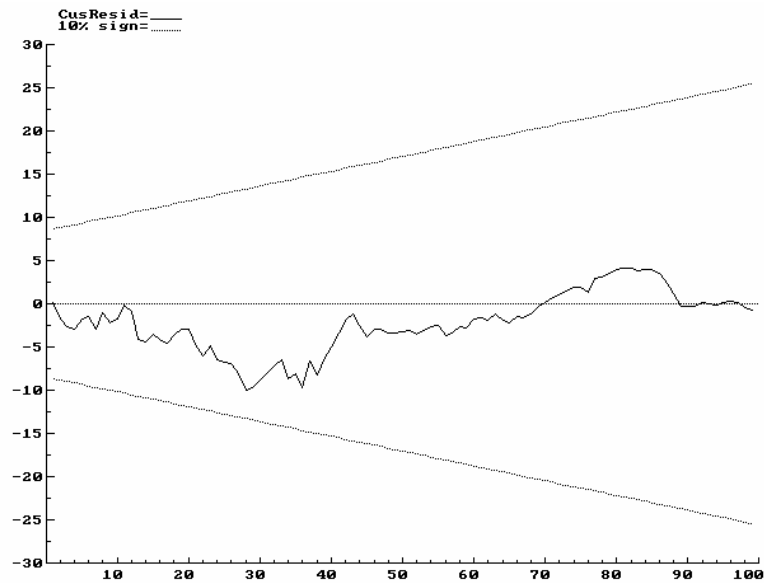


Figura 7: Prueba de CUSUM para el modelo del PIB.

Anexo 3

Producto Interno Bruto de Cuba (base 1981)

Millones de pesos

1900	1901	1902	1903	1904	1905	1906	1907	1908	1909	1910	1911	1912	1913	1914	1915	1916	1917	1918	1919
			918	1054	1244	1142	1085	1071	1258	1396	1289	1629	1538	1663	2116	2133	1634	1583	1762
1920	1921	1922	1923	1924	1925	1926	1927	1928	1929	1930	1931	1932	1933	1934	1935	1936	1937	1938	1939
2184	1705	1920	2141	2260	1937	1711	1923	1711	1697	1694	1521	1238	1263	1377	1541	1787	2014	1685	1793
1940	1941	1942	1943	1944	1945	1946	1947	1948	1949	1950	1951	1952	1953	1954	1955	1956	1957	1958	1959
1552	2201	2037	2521	3122	3865	4785	5430	4942	4374	4842	5079	5007	5007	5007	5007	4741	4874	5146	5249
1960	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979
4741	4815	5150	5160	5839	6104	6047	6660	6366	6324	6949	7177	7785	8735	9557	10390	11047	12034	12998	13319
1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
13045	15474	16392	17416	18727	19202	19221	18982	19454	19586	19009	16976	15011	12777	12869	13185	14218	14572	14754	15674
2000	2001	2002	2003																
16556	17053	17241	17689																

Anexo 4: Crecimiento real del PIB de Cuba (1995-2003)

Años	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Tasa crecimiento real PIB (%)	2.5	7.8	2.5	1.2	6.2	5.6	3.0	1.1	2.6