



Munich Personal RePEc Archive

Analysis of business cycle of the Dominican Republic using Markov Switching model

Cruz-Rodríguez, Alexis

Pontificia Universidad Católica Madre y Maestra

30 June 2004

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/54352/>
MPRA Paper No. 54352, posted 14 Mar 2014 14:08 UTC

Un análisis del ciclo económico de la República Dominicana bajo cambios de régimen*

Alexis Cruz-Rodríguez¹

30 de Junio de 2004

Resumen

Este trabajo presenta un modelo univariado de cambios de régimen para analizar el comportamiento del ciclo económico en la República Dominicana, detectando cambios en la media de crecimiento e identificando diferencias entre contracciones y expansiones con respecto a su persistencia y duración. Se utilizó el clásico algoritmo descrito por Hamilton (1990, 1991) consistente en dos partes. En la primera parte, los parámetros de población incluyendo la probabilidad de densidad conjunta de los estados no observados son estimados. En la segunda parte, usando un filtro no lineal y probabilidades suavizadas, se hacen inferencias probabilísticas sobre los estados no observados. Nuestros resultados sugieren que las características de las funciones de distribución estimadas para cada régimen difieren, tanto en su media como en su desviación estándar. Es así como para el evento recesivo o de contracción el crecimiento medio trimestral está en torno a -0.33% con una desviación estándar de 0.45% , mientras que para el evento expansivo los estadísticos estimados fueron 0.23% y 0.27% , respectivamente.

Palabras claves: Ciclo económico, modelos de cambios de régimen.

JEL classification: E30, E32

* Trabajo ganador del tercer lugar en el Concurso de Ensayos de Economía 2004 de la Biblioteca Juan Pablo Duarte del Banco Central de la República Dominicana. Agradezco los valiosos comentarios de María Soledad Miranda. Los resultados fueron obtenidos usando el paquete econométrico MSVAR de H-M. Krolzig para el programa Ox.

¹ Pontificia Universidad Católica Madre y Maestra, Av. Abraham Lincoln Esq. Rómulo Betancourt, Ensanche La Julia, Santo Domingo, República Dominicana, Email: alexiscruz@pucmm.edu.do,acruzrodriguez@gmail.com.

1 Introducción

El análisis de los ciclos económicos siempre ha estado en la agenda de investigación, donde uno de los primeros estudios fue el realizado por Burns y Mitchell (1946). Este estudio abrió las puertas a dos sendas de investigación sobre los ciclos económicos. En la primera, se enfatiza el estudio de los co-movimientos que se originan entre distintas variables durante el ciclo, motivando la formación de modelos de factores dinámicos y la composición de índices². En la segunda senda, la investigación se centra en el estudio de los diferentes comportamientos de la economía durante las diferentes fases del ciclo económico. En ese orden, el comportamiento cíclico es modelado mediante estructuras no lineales debido a que en los ciclos económicos no se da una estructura simétrica. Esto último, inspiró el uso de modelos de cambios de régimen (*switching*). En ese orden, uno de los trabajos pioneros fue el realizado por Hamilton (1989). En dicho trabajo se señala que los movimientos asimétricos ocurren sistemáticamente para ser contado como parte de una estructura probabilística de serie de tiempo.

En el modelo presentado por Hamilton (1989), los cambios se producen exógenamente a través de una variable de estado que no se observa, pero sobre la cual se postula que sigue un esquema markoviano con dos regímenes y probabilidades fijas de transición de uno a otro. La idea subyacente es que las expansiones y contracciones del ciclo económico pueden ser vistas como diferentes regímenes³. En ese orden, el modelo de Hamilton (1989) ha recibido distintas extensiones como las realizadas por Filardo (1994) y por Diebold *et. al.* (1994). Estos modelos asumen que la probabilidad de cambios de régimen (*switching*) puede depender de los fundamentos de la economía. En la misma línea, Filardo y Gordon (1998) introducen en el modelo indicadores líderes para predecir las probabilidades de transición y con ellas calcular la duración esperada. Krolzig (1997), por su parte, generalizó el análisis univariado de Hamilton (1989) hacia el análisis multivariado, utilizando modelos cambiantes con vectores autorregresivos (MS-VAR).

Otros estudios, como los realizados por Diebold y Rudebusch (1996), Chauvet (1998) y Kim y Nelson (1998) entre otros, han sintetizados los co-movimientos y la no linealidad incorporando factores estructurales y cambios de régimen.

El objetivo de este trabajo se enmarca dentro de la segunda senda de investigación sobre ciclos económico. Específicamente, presenta un análisis univariado no lineal sobre el producto interno bruto real de la República Dominicana en el período comprendido entre el primer trimestre de 1988 y el último trimestre de 2003. Nosotros estamos interesados en la diferencia entre expansión y contracción con respecto a sus magnitudes, persistencias, duración y volatilidad.

El ciclo económico de la República Dominicana resulta interesante de estudiar porque, luego de un retroceso registrado en el año 1990, el producto interno bruto mostró una tasa de crecimiento promedio anual de 7% en el período 1991-1999 (con un crecimiento promedio

² Algunos estudios sobre co-movimientos con modelos de factores dinámicos como los realizados por Sargent y Sims (1977) y Stock y Watson (1993), afirmaron que los co-movimientos pueden explicarse por la dependencia que existe entre las distintas variables y un factor común.

³ Potter (1999) presenta un análisis de los tres principales tipos de modelos no lineales: Autorregresiones con régimen cambiante Markoviano (MS-AR), Autorregresiones por umbrales (TAR) y Autorregresiones con transiciones suavizadas (STA). De igual forma, Krolzig (2002) realiza un análisis formalizado de los modelos anteriores e incluye modelos bajo cambios de régimen con vectores autorregresivos (MS-VAR).

anual de 8% en el período 1995-1999), superior al resto de la región (3%). Sin embargo, esta fase expansiva encuentra su fin en el año 2000 cuando el país se enfrentó a una crisis externa que se manifestó en el alza de los precios del petróleo, generándose un déficit fiscal y un desequilibrio de las cuentas externas debido al aumento en el valor de las importaciones de combustible. En consecuencia, se impuso a fines del año 2000 una política económica contractiva. No obstante, el PIB alcanzó una expansión anual de 7.8% en ese año.

El impacto de las políticas de corrección macroeconómica y el cambiante entorno externo se tradujeron en una importante desaceleración de la actividad económica interna en el año 2001. La tasa anual de crecimiento de la economía se situó en 4% en el 2001 y en 4.3% en el 2002. En el año 2003 la actividad económica mostró una contracción anual de 0.4% como resultado del impacto negativo generado por el aumento de los precios de los combustibles, la devaluación de la moneda y la crisis bancaria.

La organización de este trabajo es la siguiente: la sección 2 nos introduce al análisis de las probabilidades mixtas de distribución y al algoritmo de maximización de expectativas. La sección 3 presenta un análisis de los datos utilizados. El modelo estimado y los resultados de la estimación son presentados en la sección 4 y 5, respectivamente. Finalmente, nuestras principales conclusiones son presentadas en la sección 6.

2 Probabilidades de Distribuciones Mixtas y el Algoritmo de Maximización de Expectativas (EM)

Esta sección desarrolla el concepto de procesos de cambios de régimen presentado por Hamilton (1989). La consideración de los cambios de régimen en la especificación de modelos de series de tiempo se lleva a cabo en esta metodología mediante el manejo de cadenas de Markov de primer orden y funciones de distribuciones mixtas.

El proceso de distribuciones mixtas comienza definiendo a s_t como una variable aleatoria no observable que determina el régimen en que se encuentra una variable observada en el período t . En consecuencia, podemos considerar N regímenes posibles, ($s_t = 1, 2, \dots, N$), para la variable y_t , los cuales están representados por su propia función de distribución $y_t \sim N(\mu_{s_t}, \sigma_{s_t}^2)$. Con ello, podemos definir la función de máximo verosimilitud o función de densidad condicional de y_t como:

$$f(y_t | s_t = j, \psi_{t-1}; \theta) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_j^2}} \exp\left\{-\frac{(y_t - \mu_j)^2}{2\sigma_j^2}\right\}, \quad \forall j = 1, 2, \dots, N \quad (1)$$

donde ψ_{t-1} contiene los valores pasados de y_t , θ es un vector de parámetros poblacionales, $\theta = [\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_N, \sigma_1^2, \sigma_2^2, \dots, \sigma_N^2]$, y s_t es una variable aleatoria que se genera por alguna función de distribución donde la probabilidad no condicionada de s_t toma un valor j que se denota por π_j , es decir:

$$P\{s_t = j | \psi_{t-1}; \theta\} = \pi_j \quad \forall j = 1, 2, \dots, N \quad (2)$$

donde ahora el set θ se expande al incluir el vector de probabilidades $\vec{\pi}$, que cumple con las condiciones de que suma uno y sus elementos son no negativos, $\theta \equiv (\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_N, \sigma_1^2, \sigma_2^2, \dots, \sigma_N^2, \pi_1, \pi_2, \dots, \pi_N)$.

Utilizando el teorema de Bayes nosotros podemos definir la función de distribución de densidad conjunta para y_t y s_t como:

$$p(y_t, s_t = j | \psi_{t-1}; \theta) = f(y_t | s_t = j, \psi_{t-1}; \theta) P\{s_t = j | \psi_{t-1}; \theta\} \quad (3)$$

A partir de las ecuaciones (1) y (2) podemos replantear la ecuación (3) como:

$$p(y_t, s_t = j | \psi_{t-1}; \theta) = \frac{\pi_j}{\sqrt{2\pi\sigma_j^2}} \exp\left\{-\frac{(y_t - \mu_j)^2}{2\sigma_j^2}\right\} \quad (3.1)$$

con lo cual la función de distribución no condicional para y_t se encuentra sumando la ecuación (3.1) sobre todos los valores posibles de j , esto es:

$$\begin{aligned} f(y_t | \psi_{t-1}; \theta) &= \sum_{j=1}^N p\{y_t, s_t = j | \psi_{t-1}; \theta\} \\ &= \frac{\pi_1}{\sqrt{2\pi\sigma_1^2}} \exp\left\{-\frac{(y_t - \mu_1)^2}{2\sigma_1^2}\right\} \\ &+ \frac{\pi_2}{\sqrt{2\pi\sigma_2^2}} \exp\left\{-\frac{(y_t - \mu_2)^2}{2\sigma_2^2}\right\} + \dots \\ &+ \frac{\pi_N}{\sqrt{2\pi\sigma_N^2}} \exp\left\{-\frac{(y_t - \mu_N)^2}{2\sigma_N^2}\right\} \end{aligned} \quad (4)$$

Si asumimos que las observaciones $t = 1, 2, \dots, T$ están *iid* $\forall t$, entonces la función que nos interesa optimizar puede representarse por el logaritmo natural de la función de máximo verosimilitud, es decir:

$$\begin{aligned} \underset{\{\theta\}}{\text{Max}} \mathcal{L}(\theta) &= \sum_{t=1}^T \ln f(y_t | \psi_{t-1}; \theta) \\ &= \sum_{t=1}^T \ln \left[\sum_{j=1}^N f(y_t | s_t = j, \psi_{t-1}; \theta) P[s_t = j | \psi_{t-1}; \theta] \right] \end{aligned} \quad (5)$$

$$\text{s.a.} \sum_{j=1}^N \pi_j = 1, \pi_j \geq 0, \forall j = 1, 2, \dots, N$$

Lo interesante de usar esta metodología es que a partir de la estimación del parámetro θ , podemos inferir cuál es la probabilidad de que en cada momento del tiempo el proceso y_t provenga de cada uno de los N regímenes. Para ello, la probabilidad requerida se debe obtener a través de la siguiente ecuación:

$$P(s_t = j | \psi_{t-1}; \hat{\theta}) = \frac{P[y_t, s_t = j | \psi_{t-1}; \hat{\theta}]}{f(y_t | \psi_{t-1}; \hat{\theta})} = \frac{\hat{\pi} f(y_t | s_t = j, \psi_{t-1}; \theta)}{f(y_t | \psi_{t-1}; \theta)} \quad (6)$$

El procedimiento convencional para estimar los parámetros del modelo es maximizar la función de verosimilitud y luego usar esos parámetros para obtener las inferencias filtradas y suavizadas para los estados no observados. Sin embargo, este método tiene sus desventajas cuando el número de parámetros aumenta como es nuestro caso al incluir el vector de probabilidades $\vec{\pi}$. En consecuencia, se utiliza el algoritmo de Maximización de Expectativas (EM)⁴, originalmente descrito por Dempster *et. al.* (1977) y propuesto por Hamilton (1990) y modificado en Hamilton (1991)⁵. Esta técnica comienza estimando los datos escondidos e iterativamente produce una nueva distribución conjunta que incrementa la probabilidad de los datos observados. Estos dos pasos son conocidos como la maximización de expectativas⁶.

⁴ Existen otros métodos de solución como el método Newton-Rampson que consiste en optimizar la función de máximo verosimilitud por medio de algoritmos de búsqueda numéricos a través de gradientes.

⁵ Hamilton (1991) propone una solución pseudo-Bayesiana al corregir numerador y denominador de cada una de las ecuaciones del sistema considerado a iterar. Con ello, se evitan los casos donde la función de máximo verosimilitud puede tender al infinito en la medida que la media de la distribución de algunos de los regímenes sea igual al valor de cualquier observación, con la varianza de dicho régimen igual a cero.

⁶ Para detalles sobre la descripción del algoritmo EM se recomienda consultar el trabajo de Dempster *et. al.* (1977) y el trabajo de Krolzig (1997) para su aplicación a los modelos MS-VAR.

Este proceso iterativo en dos etapas se detendrá con el cumplimiento o satisfacción de cierta norma o criterio de distancia (por ejemplo distancia Euclidiana) entre los vectores de parámetros $\hat{\theta}$ estimados a lo largo de las k iteraciones. La primera etapa forma la expectativa (E), asumiendo un vector de parámetros $\hat{\theta}^{(m)}$ para la iteración k , mientras que la segunda etapa maximiza (M) la función de máximo verosimilitud con respecto a los parámetros del modelo, generándose $\hat{\theta}^{(m+1)}$.

El esquema de iteraciones del algoritmo EM considera el siguiente sistema de ecuaciones:

$$\hat{\mu}_j = \frac{\sum_{t=1}^T y_t P[s_t = j | \psi_{t-1}; \hat{\theta}]}{\sum_{t=1}^T P[s_t = j | \psi_{t-1}; \hat{\theta}]}, \quad \forall j = 1, 2, \dots, N \quad (7)$$

$$\hat{\sigma}_j^2 = \frac{\sum_{t=1}^T (y_t - \hat{\mu}_j)^2 P[s_t = j | \psi_{t-1}; \hat{\theta}]}{\sum_{t=1}^T P[s_t = j | \psi_{t-1}; \hat{\theta}]}, \quad \forall j = 1, 2, \dots, N \quad (8)$$

$$\hat{\pi}_j = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T P[s_t = j | \psi_{t-1}; \hat{\theta}], \quad \forall j = 1, 2, \dots, N \quad (9)$$

Si establecemos un valor inicial arbitrariamente para el parámetro θ que estará denotado como $\theta^{(0)}$, podemos calcular $P(s_t = j | \psi_{t-1}; \theta^{(0)})$ de la ecuación (6). Luego podemos calcular las magnitudes a la derecha de las ecuaciones (7), (8) y (9) con $\theta^{(0)}$ en lugar de $\hat{\theta}$. El lado izquierdo de las ecuaciones (7), (8) y (9) producirá un nuevo estimado $\theta^{(1)}$. Este nuevo estimado puede ser usado para volver a evaluar $P(s_t = j | \psi_{t-1}; \theta^{(1)})$ y recalculamos las expresiones del lado derecho de las ecuaciones (7), (8) y (9). El lado izquierdo de las ecuaciones (7), (8) y (9) puede producir un nuevo estimado $\theta^{(2)}$. Se continúa iterando hasta que el cambio entre $\theta^{(m)}$ y $\theta^{(m+1)}$ sea más pequeño que algún criterio de convergencia especificado. Claramente, si la iteración alcanza el punto en que $\theta^{(m)} = \theta^{(m+1)}$ entonces el algoritmo encontró el máximo verosimilitud para el θ estimado.

En la siguiente sección se realiza un análisis de los datos utilizados en la estimación.

3 Datos

Los datos usados en este trabajo son datos trimestrales del Producto Interno Bruto real desde el primer trimestre 1988 hasta el cuarto trimestre de 2003. Los datos fueron tomados

del Banco Central de la República Dominicana y la serie fue ajustada por estacionalidad usando el método X-12-ARIMA⁷.

Los datos fueron testeados para determinar la presencia de raíz unitaria, para ello se utilizaron el test de Dickey-Fuller Aumentado (ADF test) y el de Phillips-Perron⁸. La hipótesis nula de raíz unitaria no puede ser rechazada como muestran los Cuadros 1 y 2. La serie está integrada de orden uno. Por tanto, se tomaron las primeras diferencias de los logaritmos naturales (multiplicados por 100) para alcanzar estacionariedad.

Cuadro 1: Test de Dickey-Fuller Aumentado

Test Estadístico ADF	0.758807	1% Valores Críticos*	-3.5398
		5% Valores Críticos	-2.9092
		10% Valores Críticos	-2.5919

*Valores críticos de MacKinnon para rechazar la hipótesis de raíz unitaria.

Fuente: *Elaboración propia.*

Cuadro 2: Test de Phillips-Perron

Test Estadístico PP	0.744220	1% Valores Críticos *	-3.5362
		5% Valores Críticos	-2.9077
		10% Valores Críticos	-2.5911

*Valores críticos de MacKinnon para rechazar la hipótesis de raíz unitaria.

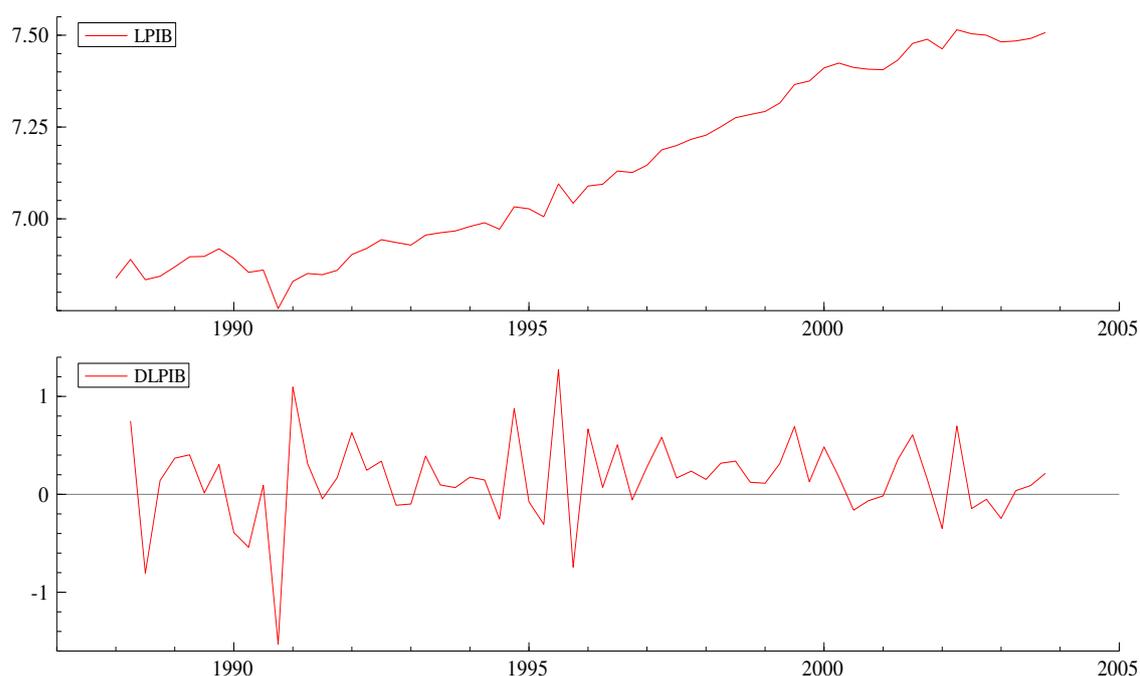
Fuente: *Elaboración propia.*

En la Figura No.1 se representan las series del logaritmo natural del producto interno bruto trimestral (LPIB) y las tasas de crecimiento de los LPIB. En el gráfico superior vemos que la serie LPIB está dominada por su tendencia. En cambio, cuando analizamos la serie diferenciada (DLPIB) del gráfico inferior, podemos ver que la media no ha permanecido constante en todo el período bajo estudio. Por el contrario, la media presenta al menos un cambio brusco a fines del año 1990, aunque parece que su efecto ha sido temporal pudiendo darse por finalizado a principios del año 1991. El crecimiento medio trimestral fue de -0.11% para el período 1988-1990 (destacándose la caída trimestral promedio de -0.59% en el año 1990) y de apenas 0.2% para el resto de la muestra.

⁷ Findley et. al (1998).

⁸ Ver los trabajos de Dickey y Fuller (1981); y Phillips y Perron (1988).

Figura 1: PIB real



*Nota: Serie en logaritmos naturales (LPIB) y sus primeras diferencias (DLPIB).
Fuente: Elaboración propia.*

La siguiente sección presenta el modelo univariado que será aplicado a la serie del PIB real.

4 El Modelo

Siguiendo el modelo presentado por Hamilton (1989), nosotros proponemos estimar un modelo de cambios de régimen univariado y autorregresivo (MS-AR) de orden tres para la economía dominicana⁹, cuya denominación será MSMH(M)-AR(p), (con $M = \{1,2\}$), para indicar que estamos trabajando con un modelo heterocedástico, ($\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$), con un componente autorregresivo de orden $p = 3$ (Krolzig, 1997). Este modelo nos permite tener cambios en media y varianza¹⁰. La ecuación a estimar se representa de la siguiente forma:

$$\Delta y_t - \mu_{s_t} = \varphi_1(\Delta y_{t-1} - \mu_{s_{t-1}}) + \dots + \varphi_3(\Delta y_{t-3} - \mu_{s_{t-3}}) + \varepsilon_t \quad (10)$$

donde las innovaciones al término de error se distribuyen normalmente, con media cero y con varianza dependiente del régimen en que se encuentra la serie, $\varepsilon_t \sim iid N(0, \sigma_{s_t}^2)$, y la media condicional, μ_{s_t} , es igual al valor esperado de la serie bajo el régimen uno o dos dependiendo del valor que tome la variable de estado s_t , es decir:

⁹ La razón para escoger la especificación de este modelo esta explicada en la sección 5.

¹⁰ Aquí estamos relajando el supuesto de homocedasticidad de Hamilton (1989).

$$\mu_{s_t} = \begin{cases} \mu_1 < 0 & \text{si } s_t = 1 \text{ (contracción)} \\ \mu_2 > 0 & \text{si } s_t = 2 \text{ (expansión)} \end{cases}$$

donde s_t es una variable aleatoria e inobservable que define el régimen en que se encuentra el sistema. En otras palabras, el parámetro μ_{s_t} (en este caso la tasa de crecimiento del producto real trimestral) depende de una variable estocástica no observable s_t , la cual puede tomar los valores de 1 o 2. En consecuencia, los períodos de contracción¹¹ y expansión son modelados como cambios de régimen de un proceso estocástico.

La evolución de la variable de estado (inobservable) s_t que define el régimen en que se encuentra la serie obedece a una cadena de Markov de primer orden. El proceso generado es una ergódica¹² cadena de Markov definida por las probabilidades de transición:

$$\Pr\{s_t = j | s_{t-1} = i, s_{t-2} = k, \dots\} = \Pr\{s_t = j | s_{t-1} = i\} = p_{ij} \quad (11)$$

donde p_{ij} nos da la probabilidad de que el régimen i será seguido por el régimen j . El valor de la variable aleatoria, s_t , depende solamente del valor de dicha variable aleatoria en el período anterior, s_{t-1} .

La probabilidad de transición debe satisfacer que: $p_{11} + p_{12} = p_{21} + p_{22} = 1$, esto implica que $p_{12} = 1 - p_{11}$ y $p_{21} = 1 - p_{22}$. Por tanto, para un modelo de dos regímenes como el presentado en la ecuación (10), la matriz de transición será:

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & 1 - p_{22} \\ 1 - p_{11} & p_{22} \end{bmatrix} \quad (12)$$

Si consideramos que $s_t = 1$ y $s_t = 2$ designan estados de contracción y expansión, respectivamente, entonces p_{11} y p_{22} cuantifican la probabilidad de observar un máximo y un mínimo cíclico. De esta forma, miden la probabilidad de continuidad de las fases de contracción y expansión, respectivamente. Asimismo, $1 - p_{11}$ y $1 - p_{22}$ miden la probabilidad de que una recesión o contracción sea antecedida por una expansión y viceversa, respectivamente. Es decir:

$$p_{12} = \Pr(\text{contracción en } t / \text{expansión en } t-1)$$

$$p_{21} = \Pr(\text{expansión en } t / \text{contracción en } t-1)$$

¹¹ En este trabajo preferimos referirnos a las caídas del PIB real como contracciones más que recesiones para poder incluir períodos cortos de caídas.

¹² Se dice que una cadena de Markov es ergódica si es irreducible y su matriz de transición P tiene un valor propio igual a la unidad y los restantes se encuentran dentro del círculo unitario. La condición de valor propio siempre se tiene y la condición de reducible se obtiene si el proceso es absorbido, es decir, si al entrar en un estado particular, régimen 1, no se puede retornar al estado o régimen 2. Lo contrario es una cadena de Markov irreducible (ver Hamilton, 1994).

El tiempo de duración esperado para los regímenes de contracción y expansión pueden ser determinados por $(1-p_{11})^{-1}$ y $(1-p_{22})^{-1}$, respectivamente.

En la siguiente sección se presentan los resultados de la estimación del modelo presentado en la ecuación (10).

5 Resultados

Dos criterios fueron usados para escoger el mejor modelo: la significancia estadística de los parámetros estimados y la habilidad del modelo para observar períodos de recesiones o contracciones y expansiones. Es destacable que una de las principales ventajas de usar modelos markovianos de cambios de régimen es su flexibilidad para escoger entre distintas especificaciones (ver Krolzig, 1997).

**Cuadro 3: Máxima Verosimilitud Estimada para MSMH-AR
1988.01-2003.04**

Parámetros	MSMH(2)-AR(3)
μ_1	-0.3340
μ_2	0.2274
ϕ_1	-0.7150
ϕ_2	-0.3671
ϕ_3	-0.0657
σ_1^2	0.44771
σ_2^2	0.26834
p_{11}	0.5205
p_{22}	0.9286
Duración de una contracción	2.09
Duración de una expansión	14.01
Log-likelihood	-21.8039

Fuente: Elaboración propia.

El número de rezagos relevantes y el número de regímenes fueron seleccionados de acuerdo a los criterios de Akaike (AIC), Schwarz (SC) y Hannan y Quinn (HQ)¹³. El Cuadro 3 describe los valores a los cuales converge el algoritmo EM en 68 iteraciones.

Las primeras dos líneas del Cuadro 3 muestran la tasa de crecimiento promedio para cada régimen. El régimen 1 definido como de contracción o recesión muestra una tasa de crecimiento trimestral promedio de -0.33% (un crecimiento anualizado de -1.3%), mientras que el régimen correspondiente a expansión presenta un crecimiento trimestral promedio de 0.23% , con un crecimiento anualizado de apenas 0.9% . Asimismo, se destaca el crecimiento negativo de los parámetros φ , lo cual implica una relación negativa con la tasa de crecimiento del producto.

En otro orden, podemos señalar que ambos regímenes (contracción y expansión) son altamente persistentes como puede observarse en la matriz de probabilidades de transición (12.1).

$$P = \begin{bmatrix} 0.5205 & 0.4795 \\ 0.0714 & 0.9286 \end{bmatrix} \quad (12.1)$$

Las probabilidades de transición son de 0.52% para el régimen de contracción y de 0.93% para el expansivo. Lo que significa que si nos encontramos en un trimestre recesivo o de contracción, la probabilidad de que el trimestre siguiente sea de contracción es de 0.52% . De igual forma, la probabilidad de continuar en una expansión (si nos encontramos en un trimestre expansivo) es de 0.93% , lo que demuestra la alta persistencia de ambos regímenes. Por otra parte, si nos encontramos en un trimestre que muestra una evolución expansiva del producto real, la probabilidad de que el trimestre anterior haya mostrado una senda contractiva del producto es de apenas 0.07% . Por el contrario, si nos encontramos en un período recesivo o contracción, la probabilidad de que en el trimestre antecesor nos encontráramos en una expansión del producto es de 0.48% . La matriz de probabilidades de transición (12.1) satisface la condición de que la suma de las probabilidades de continuar en el mismo régimen y la suma de probabilidades de cambiar de régimen son iguales entre sí e iguales a uno.

La duración esperada para ambos regímenes que son calculadas desde las probabilidades de transición (12.1) son 2.1 trimestre para las contracciones y 14 trimestres para las expansiones. Es decir, cuando la actividad económica entra en un período expansivo podríamos esperar que el mismo se prolongue durante 14 trimestres consecutivos. En cambio, los períodos contractivos o recesivos tienen una menor duración esperada.

Otra ventaja de usar modelos de cambios de régimen es que nos permite analizar algunas de las características de los ciclos económicos que no son fáciles de expresar con otros modelos, un ejemplo de ello es la asimetría. Para determinar la asimetría del ciclo económico dominicano bajo el período de estudio vamos a utilizar el test propuesto por Clements y Krolzig (2003). Para llevar a cabo dicho test primeramente identificamos tres tipos de asimetrías: “steepness”, que señala que las amplitudes de los valles exceden a los picos, la tipo “deepness” que identifica mayor volatilidad en los períodos de contracciones que en los de expansiones (ver Sichel, 1993) y la asimetría conocida como “sharpness” o asimetría de los puntos de quiebre (turning point) introducida por McQueen y Thorley (1993).

¹³ Esta es una estrategia de especificación alternativa propuesta por Krolzig (2002), porque el test formal para modelos markovianos de cambios de régimen propuesto por Hansen (1992) es computacionalmente intensivo.

Para la asimetría tipo sharpness se testea la hipótesis nula de que los ciclos son simétricos sólo si las probabilidades de transición son iguales, es decir $p_{12} = p_{21}$. Los resultados están descritos en el Cuadro 4. La existencia de asimetría tipo deepness es aceptada al 10%. El signo negativo de la medida de distribución skewness muestra que las desviaciones del régimen de contracción son mayores que las del régimen expansivo. En cambio, para la asimetría tipo steepness se rechaza al 10%. Asimismo, hay clara evidencia de asimetría de puntos de quiebre (turning points) o sharpness que permiten rechazar la hipótesis nula al 10%, pues como se señaló anteriormente las probabilidades de transición son distintas entre los distintos regímenes analizados. Los resultados son consistente con los mostrados por Clements y Krolzig (2003) para modelo de dos regímenes en donde la asimetría tipo deepness implica la existencia de la asimetría tipo sharpness o puntos de quiebre (turning points), y viceversa, y el proceso no tendrá asimetría tipo steepness.

En otro orden, los resultados anteriores se pueden verificar al observar el Cuadro 3. La varianza muestra comportamientos asimétricos entre los distintos regímenes, siendo 0.45 para las recesiones y 0.27 para las expansiones. En consecuencia, podemos ver que los períodos recesivos muestran una mayor volatilidad que el régimen expansivo. Por otro lado, vemos que las recesiones tienen menor duración que las expansiones y el valor absoluto de la tasa media de crecimiento en el régimen recesivo es menor que en el expansivo. En consecuencia, la evolución cíclica del producto interno bruto de la República Dominicana es asimétrica entre los distintos regímenes.

Cuadro 4: Test de Asimetría

NonSharpness test	Chi(1) = 6.3425 [0.0118] *
Skewness: -0.6544	Chi(1) = 4.2109 [0.0402] *
Deepness: -0.0148	Chi(1) = 1.2559 [0.2624]
Skewness: 0.6445	Chi(1) = 4.0843 [0.0433] *
Steepness: 0.0000	Chi(1) = 0.0000 [1.0000]

Nota: * indica significancia al 10%.
Fuente: Elaboración propia.

Por otra parte, podemos simular el crecimiento del PIB trimestral a partir de las probabilidades generadas por el modelo de cambios de régimen. El PIB estimado se puede construir partiendo de la definición del valor esperado en función de las probabilidades condicionales generadas en el modelo. Para ello, utilizamos la siguiente expresión:

$$E(y_t) = \sum_{j=1}^2 P[s_t = j | \psi_{t-1}; \hat{\theta}] \hat{\mu}_j \quad (13)$$

donde:

$$\hat{\mu}_j = \begin{bmatrix} -0.3340 \\ 0.2274 \end{bmatrix}$$

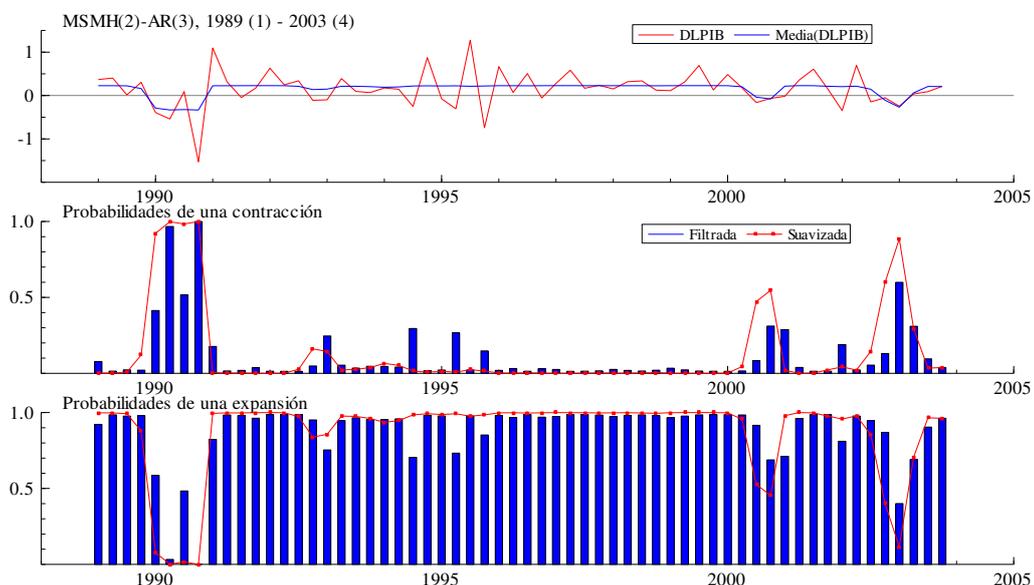
A partir de las funciones de distribución para cada régimen de crecimiento de la economía estimadas anteriormente, es posible determinar las probabilidades condicionales de cada régimen en función de la evolución actual de la tasa de crecimiento de la economía. Utilizando la ecuación (6) podemos construir la serie de probabilidades condicionales para toda la muestra, esto es, se efectúa una simulación filtrando y suavizando las probabilidades a partir de la siguiente función tipo umbral:

$$\Pr(y_t, s_t = j | \psi_{t-1}, \theta) = \begin{cases} 1, & \text{si } P[s_t = j | \psi_{t-1}; \hat{\theta}] \geq 0.5 \\ 0, & \text{si } P[s_t = j | \psi_{t-1}; \hat{\theta}] < 0.5 \end{cases} \quad (14)$$

Las probabilidades filtradas, $\Pr(y_t, s_t = j | \psi_{t-1}, \theta)$, son inferencias sobre s_t utilizando la información disponible en el período t y las probabilidades suavizada, $\Pr(y_t, s_t = j | \psi_{t-1}, \theta)$, son inferencias sobre la variable s_t usando toda la información disponible en la muestra, donde $t=1,2,\dots,T$. La diferencia entre estas dos medidas está dada por la cantidad de revisiones que se requieren cuando se agregan nuevas observaciones. Ambas se reportan en los dos gráficos inferiores de la figura 2. Las probabilidades suavizadas están representadas por una línea continua, mientras que las probabilidades filtradas se representan por barras.

El segundo gráfico de la figura 2 presenta la probabilidad de estar en un régimen recesivo del producto. Según el análisis efectuado existiría evidencia de que los años 1990, 2000 y 2003 se caracterizaron por episodios de contracción. Los eventos expansivos, que se analizan en el gráfico inferior, se remontan a los años comprendidos entre 1991-1999 y el 2002.

Figura 2: Crecimiento del PIB y las Probabilidades Filtradas y Suavizadas



Nota: Los gráficos parten del primer trimestre de 1989 debido a la pérdida de un dato al calcular las tasas de crecimiento y debido a los rezagos definidos en el modelo.

Fuente: Elaboración propia.

El cuadro 5 presenta una cronología del ciclo económico. Allí podemos observar que para el régimen considerado de expansión económica se registran 53 trimestres, en cambio para el régimen recesivo o de contracción sólo se registran 7 trimestres, con probabilidad total de

ocurrencia de 87% y 13%, respectivamente. En ese orden, se observa que en el año 1990 hubo una contracción de la actividad económica que podemos catalogar de recesión. Para esto, utilizamos el criterio de dos trimestres consecutivos de caída del PIB. Asimismo, podemos observar que la probabilidad de ocurrencia de una recesión en el año 1990 es bastante alta (98%). De igual forma, entre el último trimestre del año 2002 y el primer trimestre del año 2003 se registra una contracción de la actividad económica con probabilidad de ocurrencia de 74%. Por su parte, en el último cuarto del año 2000 se registra una contracción del producto trimestral con una baja probabilidad de ocurrencia. Como señalamos en la nota a pie de página número 10, en este trabajo nosotros tomamos en cuenta las contracciones del producto interno bruto trimestral más que las recesiones para poder tomar los períodos cortos de caída en la actividad económica, como es el caso del último año señalado. La contracción mostrada en el último trimestre del año 2000 estaría reflejando el impacto sobre la actividad económica interna del aumento de los precios del petróleo en el mercado internacional y de la política contractiva llevada a cabo en ese período para solucionar el desequilibrio fiscal y el de las cuentas externas.

Cuadro 5: Fases de Recesión y Expansión (Trimestral)

Fase	Período		Probabilidad	Número de Trimestre
	Inicio	Fin		
Expansión	1989:1	1989:4	0.9667	4
Contracción	1990:1	1990:4	0.9759	4
Expansión	1991:1	2000:3	0.9698	39
Contracción	2000:4	2000:4	0.5465	1
Expansión	2001:1	2002:3	0.9637	7
Contracción	2002:4	2003:1	0.7420	2
Expansión	2003:2	2003:4	0.8780	3

Fuente: Elaboración propia.

Los puntos de quiebre (turning points) en la actividad económica, es decir, el cambio de una fase expansiva (pico) a una recesiva o de contracción (valle) o de una fase de contracción o recesión a una expansiva (pico) están determinados por la senda de las probabilidades suavizadas que definimos en la ecuación (14). Los picos denotan el período de tiempo t justo antes de una recesión o contracción, mientras el valle es el último período de contracción o recesión. El cuadro 6 identifica los puntos de quiebre en la actividad económica.

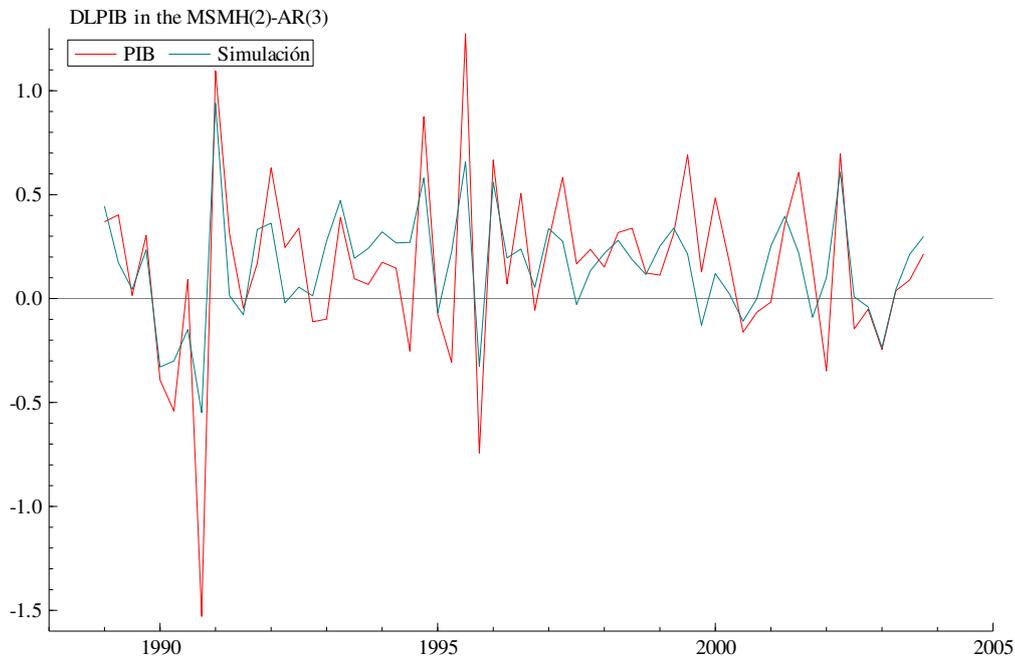
Cuadro 6: Puntos de Quiebre (Turning Points) del PIB

PIB	
Pico	Valle
1989:4	1990:4
2000:3	2000:4
2002:3	2003:1

Fuente: Elaboración propia

Por último, utilizando la discretización de probabilidades de la ecuación (14) volvemos a estimar la ecuación (13), obteniéndose una versión más discretizada del crecimiento del PIB trimestral. La figura 3 muestra el crecimiento efectivo y simulado del producto interno bruto trimestral.

Figura 3: Crecimiento del PIB Efectivo y Simulado a partir del Modelo de Cambios de Régimen



Fuente: *Elaboración propia*

En la figura 3 podemos ver que la tasa de crecimiento del producto interno bruto simulado a partir de las funciones tipo umbral es bastante consecuente con la evolución del PIB actual. Es destacable el hecho de que cada punto simulado para el crecimiento del producto interno bruto real posee una distribución específica que podría generar los valores de crecimiento actuales del PIB.

6 Conclusión

Este trabajo aplica la metodología de cambios de régimen a la serie de crecimiento del PIB real. Asumiendo dos regímenes posibles (contracción y expansión), se obtienen probabilidades condicionales históricas de pertenecer en cada momento a un evento en particular. Encontramos que las características de las funciones de distribución estimadas para cada régimen difieren, tanto en su media como en su desviación estándar. Es así como para el régimen recesivo o de contracción el crecimiento medio trimestral está en torno a -0.33% (un crecimiento medio anualizado de -1.3%) con una desviación estándar de 0.45% , mientras que para el régimen expansivo los estadísticos estimados fueron 0.23% (un crecimiento medio anualizado de sólo 0.9%) y 0.27% , respectivamente.

De las estimaciones obtenidas se desprenden características de interés para la actividad económica de la República Dominicana. En primer lugar, los ciclos no son simétricos. Registrándose una brusca desaceleración en el año 1990, mientras que en el resto del

período estudiado se producen oscilaciones suaves. Segundo, las innovaciones del PIB no son homocedásticas, encontrándose menor varianza en las recuperaciones. Asimismo, se registran 53 trimestres de crecimiento en la actividad económica y sólo 7 trimestres de contracciones.

Por otra parte, dada la ausencia de un mecanismo público que nos permita identificar las diferentes fases o los puntos de quiebre del ciclo económico, como lo hace el NBER en los Estados Unidos, este trabajo estaría contribuyendo como una herramienta para las identificaciones de los mismos sirviendo como *benchmark* de futuros trabajos.

Otra limitación con la que nos hemos encontrado es la reducida base de datos trimestrales del producto interno bruto de la República Dominicana, lo que no nos ha permitido realizar un trabajo que abarque las décadas del 70 y 80, con lo cual podríamos evaluar el comportamiento cíclico del PIB trimestral durante las crisis del petróleo y de la deuda. A pesar de ello, para futuras investigaciones este modelo puede ser extendido a tres regímenes (recesión, crecimiento sostenido y boom económico o economía sobrecalentada) que nos permita analizar la evolución de la política monetaria y a su vez construir un índice monetario artificial, que opere como un indicador de alerta temprana ayudando a las autoridades correspondiente a evitar desequilibrios que impliquen cambios futuros (no deseados) en la política monetaria. Al mismo tiempo, un régimen de crecimiento sostenido podría reflejar la tasa actual de crecimiento potencial de la economía dominicana, el cual podría ser comparado con los métodos determinísticos tradicionales.

Referencias

- Burns, A. F. y Mitchell, W.C. (1946). *Measuring business cycles*, New York: NBER.
- CEPAL y PUCMM (2001). *Desarrollo Económico y Social en la República Dominicana, los últimos 20 años y perspectivas para el Siglo XXI*. Medibyte. República Dominicana.
- Chauvet, Marcelle (1998): An Econometric Characterization of Business Cycle Dynamics with Factor Structure and Regime Switches. *International Economic Review*, Vol. 39, No. 4, pp. 969-996.
- Clements, M. P. y Krolzig, H-M. (2003). Business Cycle Asymmetries: Characterization and Testing Based on Markov-Switching Autoregressions. *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 21, No.1 (January).
- Dempster, A.P., Laird, N.M. y Rubin, D.B. (1977). Maximum likelihood from incomplete data via the EM algorithm. *Journal of the Royal Statistical Society*, B39, 1-38.
- Diebold, F. X.; Lee, J. H. y Weinbach, G. C. (1994). Regimen Switching with Time-Varying Transition Probabilities. C. Hargreaves (editor): *Nonstationary Time Series Analysis and Cointegration*, Oxford: Oxford University Press, pp. 283-302.
- Diebold, F. X. y Rudebusch, G. D. (1996). Measuring Business Cycle: A Modern Perspective. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 78, No. 1, pp. 67-77. February.
- Dickey, D. y Fuller, W. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica*, Vol. 49, No. 4, pp. 1057-1072. July.
- Filardo, A. J. (1994). Business Cycle Phases and their Transitional Dynamics. *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 12, pp.299-308.
- Filardo, A. J. y Gordon, S. F. (1998). Business cycle durations. *Journal of Econometrics*, Vol.85, pp. 99-123.
- Findley, D.; Monsell, B.; Bell, W.; Otto, M. y Chen, B-C. (1998). New Capabilities and Methods of the X-12-ARIMA Seasonal-Adjustment Program. *Journal of Business & Economic Statistics*. Vol.16, No.2, pp. 127-152.
- Hamilton, J. D. (1989). A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle. *Econometrica*, Volume 57, Issue 2, pp. 357-384. March.

- Hamilton, J. D. (1990). Analysis of time series subject to changes in regimes. *Journal of Econometrics*, Vol. 45, pp. 39-70.
- Hamilton, J. D. (1991). A Quasi-Bayesian Approach to Estimating Parameters for Mixtures of Normal Distributions. *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 9, pp. 27-39.
- Hamilton, J. D. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton: Princeton University Press.
- Hansen, B. E. (1992). The Likelihood Ratio Test Under Nonstandard Conditions: Testing the Markov Switching Model of GNP. *Journal of Applied Econometrics*. Vol. 7, pp.S61-S82.
- Johnson, C. A. (2000). Un Modelo de Switching para el Crecimiento en Chile. Documentos de Trabajo. No. 84, Banco Central de Chile.
- Kim, C. J. y Nelson, C. R. (1998). Business Cycles Turning Points: A new Coincident Index and Tests of Duration Dependence Based on a Dynamic Factor Model with Regime Switching. *Review of Economics and Statistics*, Vol. 80, pp. 188-201.
- Krolzig, H-M (1997). *Markov Switching Vector Autoregressions. Modelling, Statistical Inference and Application to Business Cycle Analysis*. Berlin: Springer.
- Krolzig, H-M. (1998). Econometric Modelling of Markov-Switching Vector Autoregressions using MSVAR for Ox. Mimeo. Department of Economics, Oxford University. December.
- Krolzig, H-M. (2002). Regime-Switching Models. Mimeo. Department of Economics, Nuffield College, Oxford University.
- Krolzig, H-M. (2003). Constructing Turning Point Chronologies with Markov-Switching Vector Autoregressive Models: the Euro-Zone Business Cycle. Discussion Paper. Oxford University. July.
- McQueen, G. y Thorley, S. (1993). Asymmetric business cycle turning points. *Journal of Monetary Economics*, Vol.31, pp. 341-362.
- Phillips, P.C.B. y Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*. Vol. 75, pp. 335-346.
- Potter, S. M. (1999). Nonlinear Time Series Modelling: An Introduction. Discussion Paper, Federal Reserve Bank of New York. August.
- Sargent, T. y Sims, C. (1977). Business Cycles Modeling without pretending to have too much a priori Theory. Sims, C. (editor): *New Methods of Business Cycle Research*. Minneapolis: Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- Sichel, D. E. (1993). Business cycle asymmetry. *Economic Inquiry*, Vol. 31, pp. 254-277.
- Stock, J. H. y Watson, M. W. (1993). A Procedure for Predicting Recessions with Leading Indicators: Econometric Issues and Recent Experience. Stock, J y Watson, M. W. (editores): *Business Cycle, Indicators and Forecasting*. Chicago: University of Chicago Press para el NBER, pp. 255-285.