



Munich Personal RePEc Archive

# **Business Cycles Synchronisation and Monetary Union in Central American and the Dominican Republic**

Cruz-Rodríguez, Alexis

Department of Economics, University of Surrey

1 October 2005

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/72104/>

MPRA Paper No. 72104, posted 22 Jun 2016 09:28 UTC

---

## PONENCIA

# CICLOS ECONÓMICOS SINCRONIZADOS Y UNIONES MONETARIAS EN CENTROAMÉRICA Y LA REPÚBLICA DOMINICANA

Alexis Cruz-Rodríguez\*

### Resumen

Este trabajo presenta una aplicación de las técnicas de cambios de regímenes (univariados y bivariados) para analizar el comportamiento del ciclo económico en América Central, Belice, Panamá, la República Dominicana y los Estados Unidos, detectando cambios en la media de crecimiento e identificando diferencias entre contracciones y expansiones con respecto a su persistencia y duración. En general, los períodos de expansiones son más persistentes y de mayor duración que las contracciones. Desde una perspectiva internacional, no se encontraron evidencias que sustenten la idea de un ciclo económico común. La relación entre Honduras y Panamá muestra una fuerte correlación de sus ciclos económicos. Sin embargo, la correlación de estos países con los Estados Unidos no sugiere un proceso de dolarización.

JEL Clasificación: E32, F33, F36

Palabras claves: Ciclo económico, modelos de regímenes cambiantes, dolarización.

### Abstract

This paper presents an application of the techniques of regime change (univariate and bivariate) to analyze the behavior of the business cycle in Central America, Belize, Panama, the Dominican Republic and the United States, by detecting changes in the average growth and identifying differences between contractions and expansions regarding persistence and duration. In general, periods of expansions are more persistent and longer than contractions. From an international perspective, no evidence to support the idea of a common business cycle were found. The relationship between Honduras and Panama shows a strong correlation of their business cycles. However, the correlation of these countries with the United States does not suggest a process of dollarization.

JEL classification: E32, F33, F36

Keywords: Business cycle, regime switching models, dollarization.

---

\* La dirección del autor es: Department of Economics, University of Surrey, Guildford, GU2 7XH, UK. Email: [a.cruz@surrey.ac.uk](mailto:a.cruz@surrey.ac.uk), [acruzrodriguez@gmail.com](mailto:acruzrodriguez@gmail.com). Los resultados fueron obtenidos usando el paquete econométrico MSVAR 1.31k para el programa Ox 3.10. Documento presentado en el Tercer Encuentro sobre Globalización Financiera y las Inversiones Internacionales, del 5 al 25 de octubre de 2005, en la Universidad de Málaga.

## 1 Introducción

Las crisis financieras de los años 90 motivaron a algunas economías emergentes y en desarrollo a considerar la adopción de una moneda supranacional como una forma de evitar contagios financieros y crisis monetarias, y que a su vez les permitiera alcanzar credibilidad y crecimiento. La adopción de esa fuerte moneda supranacional ha sido llamada dolarización. A la luz de la literatura, este proceso requiere de una importante condición: el país que adopta la moneda ancla y el dueño de la moneda deberían mostrar ciclos económicos altamente sincronizados. La sincronización de los ciclos económicos se produce cuando dos países están en la misma fase de expansión o recesión en el mismo período de tiempo. La importancia de la convergencia internacional de los ciclos económicos radica en que los efectos de la política monetaria serán más simétricos, es decir, la política monetaria será más apropiada si los períodos de recesión y expansión del país que dolariza tienden a ocurrir simultáneamente o en sincronía con los de los Estados Unidos. Por el contrario, cuando un país adopta una moneda extranjera como su moneda de curso legal, pero posee un ciclo económico no sincronizado con el país ancla, entonces los costos de dolarizar serán mayores que los beneficios.

El establecimiento de la Unión Monetaria Europea y los procesos de dolarización o eurización han puesto atención especial en el análisis de la sincronización internacional de los ciclos económicos. Sin embargo, la mayor parte de la literatura está concentrada en analizar la correlación internacional entre países desarrollados<sup>1</sup>, mientras pocos estudios se centran en determinar la correlación de ciclos entre países en desarrollo o emergentes, y a su vez, analizar la correlación entre estos países y los países desarrollados. Un estudio pionero sobre este tópico ha sido presentado por Bayoumi y Eichengreen (1994). Estos autores utilizan vectores autorregresivos estructurales (SVAR) para identificar shocks de oferta y demanda e introducen las restricciones propuestas por Blanchard y Quah (1989) para evaluar la importancia relativa de los shocks de oferta y demanda en diferentes países. El análisis fue aplicado al Producto Interno Bruto (PIB) anual, tanto real como nominal, en el período 1960-1990. Sus conclusiones sugieren un alto costo relativo de crear una unión monetaria en el continente americano. Sin embargo, su trabajo no incluye América Central ni el Caribe.

De la misma forma, Hallwood et al. (2001) analiza la sincronización internacional de ciclos económicos en una selección de países latinoamericanos<sup>2</sup> y los Estados Unidos. Usando la técnica de SVAR sobre el PIB trimestral en el período 1990-1998 los autores concluyen que la dolarización en estos países sería muy frágil. Asimismo, una conclusión similar es mostrada por Hallwood et al. (2004) al aplicar SVAR sobre el PIB y series de precios para Argentina, Brasil, Chile, Uruguay y Venezuela en el período comprendido entre el primer trimestre de 1980 hasta el segundo trimestre de 2002.

---

<sup>1</sup> Ver Artis et al. (2004) y Krolzig (1997a) para un análisis de sincronización de ciclos económicos en Europa y los países del G7, respectivamente.

<sup>2</sup> Argentina, Brasil, Chile, México, Perú y Uruguay.

Por su parte, Karras (2003) examina la propuesta de dolarización en 19 países americanos. El análisis es realizado utilizando datos anualizados del PIB ajustados por la Paridad del Poder Adquisitivo (PPA) para el período 1950-1992. En ese orden, el análisis es extendido a datos anuales del PIB real para el período 1968-1997. Este autor utiliza un modelo linear autorregresivo y muestra que los shocks generalmente no están correlacionados. De acuerdo a sus resultados, América como un todo no es una Área Monetaria Óptima. No obstante, cuando el autor clasifica los países de forma individual y de acuerdo a costos de estabilización, Canadá, Honduras y Colombia están entre los mejores candidatos para dolarizar, mientras que Perú y Argentina están entre los peores.

Por otro lado, Crowley (2002) empleó la metodología de cluster para evaluar la dolarización en América. Utilizando datos anuales del PIB real, sus resultados muestran que la República Dominicana, Nicaragua, Trinidad y Canadá son los candidatos más apropiados para adoptar el dólar de los Estados Unidos como moneda de curso legal. Alternativamente, Mejía-Reyes (2000) usando modelos no lineales de serie de tiempo analizó el grado de correlación entre el PIB per cápita de ocho países latinoamericanos<sup>3</sup> y los Estados Unidos. Sus resultados sugieren ausencia de sincronización entre los ciclos económicos de los países latinoamericanos y los EE.UU., y sólo muestran una débil relación entre Brasil y Perú.

El objetivo de este trabajo es identificar el grado de correlación de los ciclos económicos, como un paso previo a una moneda común, en Centroamérica y la República Dominicana. En ese orden, se evalúa la sincronización de ciclos económicos entre los países latinoamericanos considerados y los Estados Unidos utilizando el modelo de cambios de regímenes (*switching*) desarrollado por Hamilton (1989). Este estudio considera los países centroamericanos porque dos de ellos ya han adoptado el dólar como su moneda oficial (Panamá en 1904 y El Salvador en 2001), además Guatemala, Nicaragua y la República Dominicana están recientemente considerando la dolarización oficial de sus economías. No obstante lo anterior, este trabajo no pretende evaluar si la dolarización de los países estudiados es factible o no.

La organización de este trabajo es la siguiente: la sección 2 presenta un análisis de los datos utilizados. El modelo estimado y los resultados de la estimación son presentados en la sección 3 y 4, respectivamente. Finalmente, nuestras principales conclusiones son presentadas en la sección 5.

## **2 Descripción de los Datos y Estadística Descriptiva**

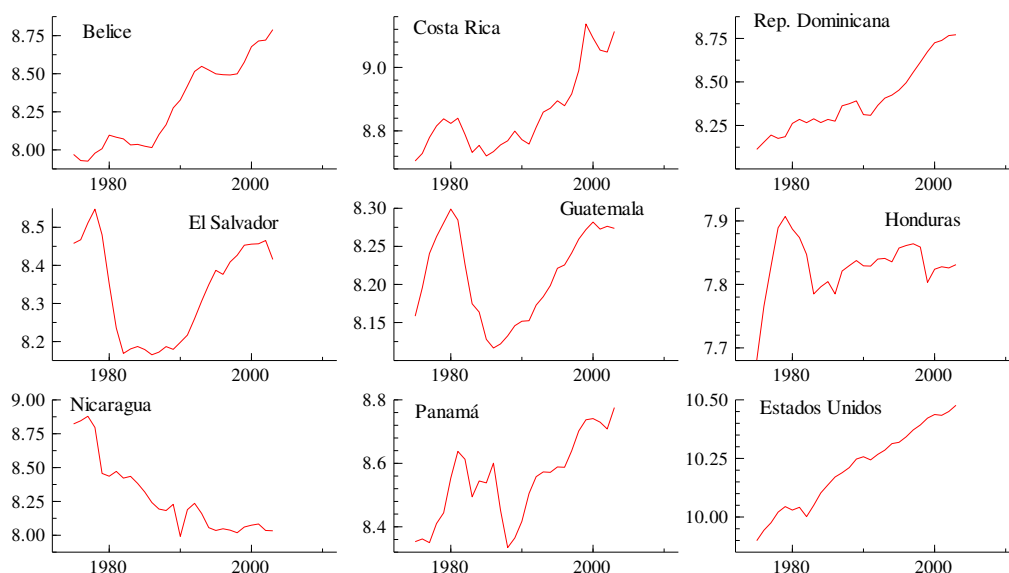
Los datos usados en este trabajo son datos anuales del Producto Interno Bruto real per cápita en dólares corregidos por la Paridad del Poder Adquisitivo (PPA) y corresponden al período comprendido desde 1975 hasta el 2003. Los datos fueron tomados del *World Development Indicators* del Banco Mundial. Las variables consideradas son mostradas en la Figura No.1. En dicha figura podemos ver el comportamiento disímil del PIB per cápita en Centroamérica. Mientras

---

<sup>3</sup> Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, México, Perú y Venezuela.

algunos países muestran un crecimiento sostenido (con leves caídas), otros muestran profundas contracciones y Nicaragua, particularmente, muestra una caída continua en el período considerado.

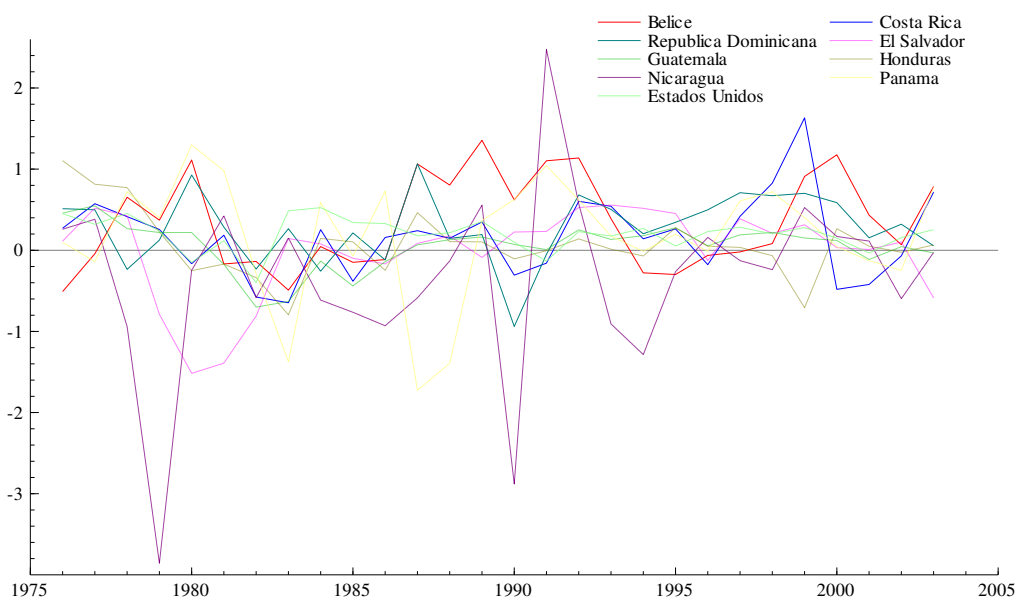
**Figura 1: PIB per cápita. 1975-2003**



Nota: Series en logaritmo natural.

Los datos fueron testeados para determinar la presencia de raíz unitaria, para ello se utilizó el test de Dickey-Fuller Aumentado (ADF test). La hipótesis nula de raíz unitaria no puede ser rechazada en ningunos de los niveles reportados. Es decir, las series están integradas de orden uno. Por tanto, se tomaron las primeras diferencias de los logaritmos naturales (multiplicados por 100) para alcanzar estacionariedad. La Figura No.2 muestra las series en primeras diferencias. Nicaragua muestra las mayores caídas del PIB per cápita.

**Figura 2: Tasa de Crecimiento del PIB per cápita**



Fuente: Cálculos del autor.

Algunos estadísticos, incluyendo la media de la tasa de crecimiento del PIB per cápita, la desviación estándar y la kurtosis son presentadas en la Tabla 1. En el período bajo estudio sólo Nicaragua y El Salvador presentan un promedio de crecimiento real anual del PIB per cápita negativo (-0.33% y -0.02%, respectivamente). Por el contrario, las más altas tasas de crecimiento promedio anual son mostradas por Belice (0.35%), la República Dominicana (0.28%) y los Estados Unidos (0.20%). El crecimiento real promedio del PIB per cápita de los países latinoamericanos considerados en la muestra presenta un alto grado de volatilidad en comparación con los Estados Unidos, particularmente Nicaragua, Panamá, Honduras, Guatemala, El Salvador y Costa Rica donde la desviación estándar es más del doble de la tasa real de crecimiento promedio del PIB per cápita.

En la mayoría de los países estudiados, el máximo valor de tasa anual de crecimiento es mayor, en valor absoluto, que el mínimo valor de la tasa anual del crecimiento del PIB per cápita (excepto para El Salvador, Guatemala, Nicaragua y Panamá). Lo anterior significa que el crecimiento es más intenso que las caídas. Asimismo, la negativa skewness mostrada por algunos países implica que la desviación promedio de las observaciones bajo la media excede la desviación promedio de las observaciones sobre la media. La Tabla 1 muestra una kurtosis positiva para todos los países considerados.

**Tabla 1: Estadística Descriptiva de la Tasa de Crecimiento del PIB per cápita**

	Belice	Costa Rica	El Salvador	Guatemala	Honduras	Nicaragua	Panamá	Rep. Dom.	USA
Media	0.352	0.165	-0.016	0.050	0.070	-0.328	0.179	0.280	0.203
Mediana	0.227	0.214	0.107	0.126	0.050	-0.185	0.282	0.275	0.229
Máximo	1.355	1.633	0.557	0.548	1.104	2.473	1.299	1.065	0.526
Mínimo	-0.509	-0.647	-1.516	-0.701	-0.795	-3.857	-1.726	-0.939	-0.398
Dev. Est.	0.571	0.489	0.541	0.282	0.397	1.124	0.721	0.418	0.202
Skewness	0.239	0.663	-1.454	-1.088	0.403	-0.976	-1.126	-0.646	-0.996
Kurtosis	1.696	4.153	4.468	4.259	4.166	6.328	4.016	3.994	4.337
No. Obs.	28	28	28	28	28	28	28	28	28

Fuente: Cálculos del autor.

La siguiente sección presenta los modelos univariado y bivariados que serán aplicados a la serie del PIB per cápita.

### 3 Marco Teórico

Esta sección se divide en dos partes. En la primera parte, el modelo desarrollado por Hamilton (1989) es usado para estudiar, por separado, los factores estilizados del ciclo económico en cada país bajo estudio. En la segunda parte, el modelo de Hamilton es generalizado hacia un modelo de regímenes cambiantes bivariado.

### 3.1 Análisis Univariado del Ciclo Económico

El modelo presentado por Hamilton (1989) para estudiar el ciclo económico de los Estados Unidos es una herramienta útil para el estudio de las fluctuaciones macroeconómicas de los países bajo estudio. En el modelo de Hamilton (1989), los cambios en el ciclo económico 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 regímenes. A partir de ello, nosotros proponemos estimar un modelo de regímenes cambiantes univariado y autorregresivo (MS-AR). Como punto de partida proponemos un modelo simple no dinámico para la tasa de crecimiento del PIB per cápita, dado por:

$$\begin{aligned}\Delta y_t &= \mu_{s_t} + \varepsilon_t \\ \mu_{s_t} &= \mu_1(1 - s_t) + \mu_2 s_t\end{aligned}\tag{1}$$

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,  $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_{s_t}^2)$ , y la media condicional,  $\mu_{s_t}$ , 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:

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

donde  $s_t$  es una variable aleatoria e inobservable que define el régimen en que se encuentra el sistema. En otras palabras, el parámetro  $\mu_{s_t}$  (en este caso la tasa de crecimiento real del producto per cápita) depende de una variable estocástica no observable  $s_t$ , la cual puede tomar el valor de 1 o 2. En consecuencia, los períodos de contracción<sup>4</sup> y expansión son modelados como cambios de regímenes de un proceso estocástico. La varianza del término de error es igual en ambos regímenes ( $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$ ).

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

---

<sup>4</sup> En este trabajo preferimos referirnos a las caídas del PIB per cápita real como contracciones más que recesiones para poder incluir períodos cortos de caídas.

orden. El proceso generado es una ergódica<sup>5</sup> cadena de Markov definida por las probabilidades de transición<sup>6</sup>:

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

donde  $p_{ij}$  nos da la probabilidad de que el régimen  $i$  será seguido por el régimen  $j$ . La probabilidad de transición debe satisfacer que:  $p_{i1} + p_{i2} + \dots + p_{iN} = 1$ , esto implica que  $p_{i1} = 1 - (p_{i2} + \dots + p_{iN})$ . El valor de la variable aleatoria,  $s_t$ , depende solamente del valor de dicha variable aleatoria en el período anterior,  $s_{t-1}$ . El efecto del régimen  $s_t$  sobre la variable  $y_t$  está dada por la probabilidad condicional  $P[s_t = j | y_t]$ .

Las probabilidades de transición  $p_{ij}$  pueden ser interpretadas como medidas de persistencias de los regímenes y al mismo tiempo nos dan información sobre la probabilidad de que una economía continúe en igual régimen en el próximo período. En este modelo las probabilidades de transición son constantes:

$$\begin{aligned} p_{12} &= \Pr(\text{contracción en } t / \text{expansión en } t-1) \\ p_{21} &= \Pr(\text{expansión en } t / \text{contracción en } t-1) \end{aligned}$$

donde  $p_{12}$  nos da la probabilidad de una transición desde una contracción hacia una expansión y  $p_{21}$  denota la probabilidad de abandonar una fase de contracción. Las probabilidades de contracción pueden ser agrupadas en una matriz  $(N \times M)$ :

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{21} & \dots & p_{N1} \\ p_{12} & p_{22} & \dots & p_{N2} \\ \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ p_{1M} & p_{2M} & \dots & p_{NM} \end{bmatrix} \quad [3]$$

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

### 3.2 Modelo de Regímenes Cambiantes con Vectores Autorregresivos

En esta sección nosotros generalizamos el modelo de Hamilton (1989) hacia un modelo bivariado de cambios de regímenes. En este tipo de modelos, los ciclos económicos de dos países son tratados como un proceso estocástico conjunto que nos permite identificar si los cambios de regímenes son comunes en

<sup>5</sup> Ver Hamilton (1994).

<sup>6</sup> La notación  $\Pr(\cdot)$  se refiere a una medida de probabilidades discretas, mientras que  $p(\cdot)$  denota la probabilidad de la función de densidad.



ambos países, lo que ocasionaría un ciclo económico común. Siguiendo a Krolzig (1997b) nosotros consideramos un modelo de cambios de regímenes con vectores autorregresivos (MS-VAR) en su forma más general:

$$\Delta y_t = \nu(s_t) + A_1(s_t)y_{t-1} + \dots + A_p(s_t)y_{t-p} + \varepsilon_t \quad [4]$$

donde  $\Delta y_t = (\Delta y_{1t}, \dots, \Delta y_{kt})'$  es un vector de series de tiempo de K dimensiones,  $\nu$  es un vector de interceptos,  $A_1, \dots, A_p$  son las matrices que contienen los parámetros autorregresivos, y  $\varepsilon_t$  es un ruido blanco que se distribuye normalmente con media cero y matriz de varianza-covarianza  $\Sigma$  gaussiana,  $\varepsilon \sim NID(0, \Sigma)$ .

En la ecuación [4] el intercepto varía con los distintos regímenes. Igual que el modelo mostrado en la sección 3.1, el MS-VAR es considerado dentro del marco general de los modelos de regímenes cambiantes. Los supuestos de ergodicidad e irreducibilidad de la matriz de transición son esenciales para las propiedades teóricas de los modelos MS-VAR. Como en la sección anterior, nosotros suponemos que existe un proceso de cambio entre dos estados o regímenes ( $s_t = 1, 2$ ). De igual forma,  $s_t$  sigue una ergódica cadena de Markov de acuerdo a la expresión [2] con probabilidades de transición conjunta  $p_{ij}$  para  $i, j = 1, 2$  que puede ser ordenada en una matriz de transición  $P$ .

Adicionalmente, nosotros imponemos una fuerte restricción en la ecuación [4], ambos países deben cambiar simultáneamente de régimen.

En el modelo MS-VAR la dinámica de propagación del ciclo económico internacional tiene dos vías. Primero, una transmisión internacional (desde el país A hacia el país B) y una transmisión intertemporal (a través de los rezagos) en un país específico (sólo en el país A o B). Para un régimen dado, los co-movimientos de la tasa de crecimiento del PIB per cápita están representados por un modelo de vectores autorregresivos. Entonces, la transmisión internacional (desde el país A hacia el país B) y la transmisión intertemporal (a través de los rezagos) de un shock en un país específico  $\varepsilon_{At}$  están determinado por los coeficientes autorregresivos  $a_{ABk}$  que están agrupados en la matriz  $A_k = [a_{ABk}]$  condicionada por el régimen conjunto  $s_t$ . Segundo, los cambios de regímenes generados por el proceso de Markov, que representan shocks comunes, están representados por los cambios en el vector de interceptos  $\nu_{s_t}$ . Estas dos fuentes de fluctuaciones no son necesariamente independientes. Por tanto, cambios de regímenes pueden afectar simultáneamente el ciclo económico común y la transmisión internacional del shock en un país específico.

La siguiente sección presenta los resultados obtenidos de la aplicación de los modelos univariados y bivariados.

## 4 Resultados

Dos criterios fueron usados para escoger el mejor modelo para un país en particular: la significancia estadística de los parámetros estimados y la habilidad del modelo para observar períodos de contracciones y expansiones. 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)<sup>7</sup>. En consecuencia, para el análisis univariado dos modelos fueron escogidos: Primeramente, en línea con la literatura, nosotros empleamos un modelo autorregresivo con cambios en media (MSM-AR) para Costa Rica, Honduras y la República Dominicana, representado por la siguiente ecuación:

$$\Delta y_t = \mu(s_t) + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad [5]$$

Para Belice, El Salvador, Guatemala, Nicaragua, Panamá y los Estados Unidos se utilizó un segundo modelo con cambio en el intercepto (MSI-AR):

$$\Delta y_t = v(s_t) + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad [6]$$

En los casos de Nicaragua, Panamá y los Estados Unidos nosotros relajamos el supuesto de homocedasticidad de Hamilton (1989), por tanto, el modelo estimado para estos países nos permite tener cambios en intercepto y varianza ( $\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$ ).

Los modelos presentados en las ecuaciones [5] y [6] no son equivalentes, ambos modelos tienen distintas dinámicas de ajuste de la variable observada luego del cambio de régimen. El modelo MSI-AR se caracteriza por tener transiciones más suaves que el modelo MSM-AR. Sin embargo, ambas especificaciones son equivalentes sólo si el modelo posee una autorregresión de orden cero, como son los casos de Panamá y los Estados Unidos.

Los resultados se obtuvieron al maximizar la función de verosimilitud, para ello se utilizó el algoritmo de Maximización de Expectativas (EM), originalmente descrito por Dempster et al. (1977) y propuesto por Hamilton (1990) y modificado en Hamilton (1991)<sup>8</sup>. La Tabla 3 muestra los resultados. El test LR sustenta el uso de modelos de regímenes cambiantes al rechazar la hipótesis de linealidad al 5%.

Las primeras seis líneas de la Tabla 3 muestran la tasa de crecimiento promedio del PIB per cápita para cada régimen. El régimen 1 definido como de

---

<sup>7</sup> Estos criterios de selección fueron aplicados tanto para los modelos univariados como para los bivariados.

<sup>8</sup> 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.

contracción muestra una tasa de crecimiento anual promedio entre  $-0.05\%$  (Belice) y  $-1.5\%$  (Panamá), mientras que el régimen correspondiente a expansión presenta un crecimiento anual promedio entre  $0.05\%$  (Honduras) y  $0.87\%$  (Belice). En el caso de Nicaragua, se estimó un modelo de tres regímenes en el cual el régimen de contracción se subdivide entre una profunda contracción (régimen 1) y una “normal” contracción (régimen 2). Por el contrario, para Costa Rica el régimen de expansión se subdivide en crecimiento normal o sostenible (régimen 2) y alto crecimiento (régimen 3). Todos los países considerados muestran signo positivo en el parámetro  $\phi_1$ .

Al analizar las probabilidades de transición podemos ver que Belice exhibe una relativamente alta persistencia de las contracciones; la probabilidad de que un año de contracción sea seguido por otro año de contracción es de  $65\%$ . Por el contrario, los períodos de contracción en Honduras y los Estados Unidos no son persistentes. En ese orden, todos los países bajo estudio (exceptuando a Belice) presentan períodos más cortos de duración de una contracción al compararse con la duración de las expansiones. Honduras y los Estados Unidos presentan los períodos más cortos de duración de una contracción (1 año). Sin embargo, las contracciones en Honduras son más pronunciadas que las de los EE.UU. ( $-0.62\%$  en Honduras versus  $-0.17\%$  en los EE.UU.). Por otro lado, los países latinoamericanos presentan mayor volatilidad que los Estados Unidos.

**Tabla 3: Modelo Univariado (MS-AR)**

	Belice	Costa Rica	El Salvador	Guatemala	Honduras	Nicaragua	Panamá	Rep. Dom.	USA
$\mu_1$		-0.305			-0.615			-0.188	
$\mu_2$		0.323			0.051			0.472	
$\mu_3$		1.529							
$v_1$	-0.052		-0.868	-0.394		-1.002	-1.498		-0.171
$v_2$	0.871		0.122	0.083		-0.765	0.379		0.126
$v_3$						0.170			
$\phi_1$	0.305	0.425	0.454	0.445	0.478	0.130		0.629	
$\phi_2$								-0.727	
$\sigma_1^2$	0.2082	0.1858	0.2273	0.1119	0.1868	2.5322	0.1613	0.2068	0.1510
$\sigma_2^2$						0.2150	0.4253		0.1265
$\sigma_3^2$						0.2380			
$p_{11}$	0.6513	0.3828	0.5836	0.4251	0.0000	0.2853	0.2680	0.2013	0.0000
$p_{22}$	0.3746	0.6186	0.9185	0.9085	0.8763	0.3988	0.9198	0.6850	0.8380
$p_{33}$		0.000				0.5490			
Duración 1	2.87	1.62	2.40	1.74	1.00	1.40	1.37	1.25	1.00
Duración 2	1.60	2.62	12.27	10.93	8.08	1.66	12.47	3.17	6.17
Duración 3		1.00				2.22			
Log Lik.	-12.83	-11.89	-6.89	11.29	-1.15	-28.38	-21.88	-10.82	8.87
LR Test	11.67	13.37	13.09	10.68	10.43	25.49	16.36	6.54	6.68

Fuente: Cálculos del autor.

A partir de las funciones de distribución para cada régimen de crecimiento estimados 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  $P[s_t = j | y_t]$  podemos construir series 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:

$$\Pr(y_t, s_t = j | y_{t-1}) = \begin{cases} 1, & \text{si } P[s_t = j | y_{t-1}] \geq 0.5 \\ 0, & \text{si } P[s_t = j | y_{t-1}] < 0.5 \end{cases} \quad [7]$$

Las probabilidades filtradas,  $\Pr(y_t, s_t = j | y_{t-1})$ , son inferencias sobre  $s_t$  utilizando la información disponible en el período  $t$  y las probabilidades suavizada,  $\Pr(y_t, s_t = j | y_{t-1})$ , 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.

Por otro lado, si la economía de un país determinado se encuentra en una fase contractiva nosotros le asignamos el valor de cero y si está en expansión el valor de 1. En consecuencia, nosotros podemos decir que un pico o máximo cíclico ocurre si las probabilidades (filtradas y suavizadas) son mayores o iguales a 50%. En otras palabras, podemos decir que una economía está en contracción si  $\Pr(s_t = 0 | y_t) \geq \Pr(s_t = 1 | y_t)$ . A partir de lo anterior, nosotros podemos construir una cronología de los puntos de quiebre.

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 a una expansiva (pico) están determinados por la senda de las probabilidades suavizadas que definimos en la ecuación [7]. 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. Los períodos de tiempo comprendidos entre valles y picos (picos y valles) son considerados como expansiones (contracciones). La Tabla 4 identifica los años de contracción y expansión de la actividad económica.

**Tabla 4: Cronología del Ciclo Económico**

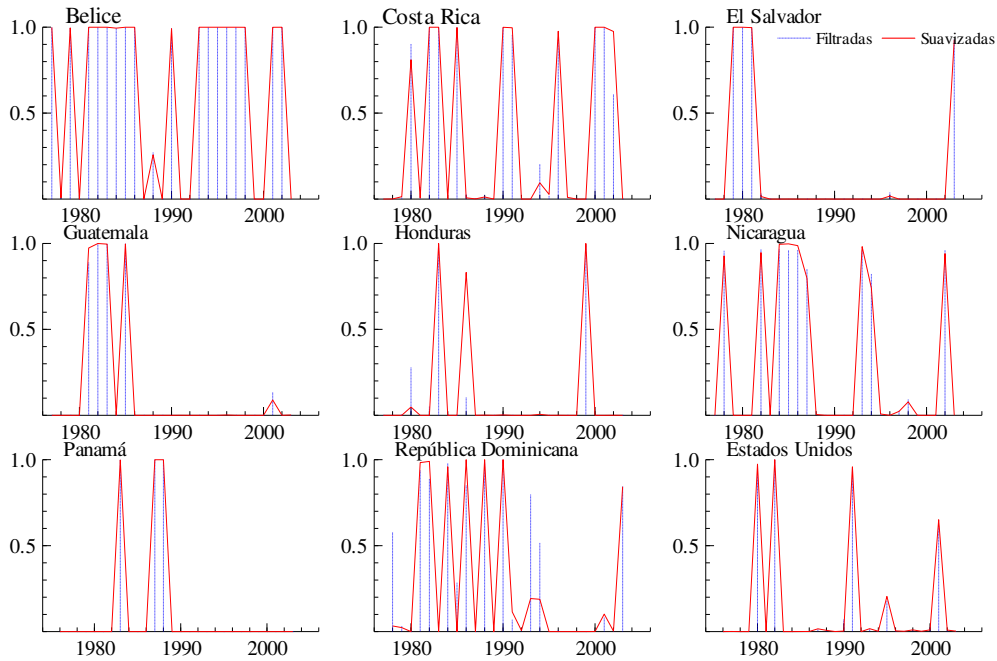
	Belice	Costa Rica	El Salvador	Guatemala	Honduras	Nicaragua	Panamá	Rep. Dom.	USA
1977	Cont.	Exp.	Exp.	Exp.	Exp.	Exp.	Exp.	Exp.	Exp.
1978	Exp.	Exp.	Exp.	Exp.	Exp.	Cont.	Exp.	Exp.	Exp.
1979	Cont.	Exp.	Cont.	Exp.	Exp.	Alta Cont.	Exp.	Exp.	Exp.
1980	Exp.	Cont.	Cont.	Exp.	Exp.	Exp.	Exp.	Exp.	Cont.
1981	Cont.	Exp.	Cont.	Cont.	Exp.	Exp.	Exp.	Cont.	Exp.
1982	Cont.	Cont.	Exp.	Cont.	Exp.	Cont.	Exp.	Cont.	Cont.
1983	Cont.	Cont.	Exp.	Cont.	Cont.	Exp.	Cont.	Exp.	Exp.
1984	Cont.	Exp.	Exp.	Exp.	Exp.	Cont.	Exp.	Cont.	Exp.
1985	Cont.	Cont.	Exp.	Cont.	Exp.	Cont.	Exp.	Exp.	Exp.
1986	Cont.	Exp.	Exp.	Exp.	Cont.	Cont.	Exp.	Cont.	Exp.
1987	Exp.	Exp.	Exp.	Exp.	Exp.	Cont.	Cont.	Exp.	Exp.
1988	Exp.	Exp.	Exp.	Exp.	Exp.	Exp.	Cont.	Cont.	Exp.
1989	Exp.	Exp.	Exp.	Exp.	Exp.	Exp.	Exp.	Exp.	Exp.
1990	Cont.	Cont.	Exp.	Exp.	Exp.	Alta Cont.	Exp.	Cont.	Exp.
1991	Exp.	Cont.	Exp.	Exp.	Exp.	Alta Cont.	Exp.	Exp.	Cont.
1992	Exp.	Exp.	Exp.	Exp.	Exp.	Exp.	Exp.	Exp.	Exp.
1993	Cont.	Exp.	Exp.	Exp.	Exp.	Cont.	Exp.	Exp.	Exp.
1994	Cont.	Exp.	Exp.	Exp.	Exp.	Cont.	Exp.	Exp.	Exp.
1995	Cont.	Exp.	Exp.	Exp.	Exp.	Exp.	Exp.	Exp.	Exp.
1996	Cont.	Cont.	Exp.	Exp.	Exp.	Exp.	Exp.	Exp.	Exp.
1997	Cont.	Exp.	Exp.	Exp.	Exp.	Exp.	Exp.	Exp.	Exp.
1998	Cont.	Exp.	Exp.	Exp.	Exp.	Exp.	Exp.	Exp.	Exp.
1999	Exp.	Alta Exp.	Exp.	Exp.	Cont.	Exp.	Exp.	Exp.	Exp.
2000	Exp.	Cont.	Exp.	Exp.	Exp.	Exp.	Exp.	Exp.	Exp.
2001	Cont.	Cont.	Exp.	Exp.	Exp.	Exp.	Exp.	Exp.	Cont.
2002	Cont.	Cont.	Exp.	Exp.	Exp.	Cont.	Exp.	Exp.	Exp.
2003	Exp.	Exp.	Cont.	Exp.	Exp.	Exp.	Exp.	Cont.	Exp.

Fuente: Cálculos del autor.

Al comparar nuestros resultados con los datos oficiales del *National Bureau Economic Research* (NBER) para los Estados Unidos, podemos ver que nuestro modelo MS-AR describe exactamente los mismos años de contracción y expansión identificados por el NBER para esa economía.

La Figura 3 presenta las probabilidades filtradas y suavizadas de estar en una contracción. Las probabilidades suavizadas están representadas por una línea continua.

**Figura 3: Probabilidades de una Contracción**



Nota: En el caso de Nicaragua sólo se incluye la contracción normal.

En la Figura 3 podemos ver que en general los períodos de contracción difieren entre los distintos países bajo estudio. Sin embargo, algunos países coinciden en algunos años de contracción, lo cual podría evidenciar la existencia de cambios de regímenes comunes. Para analizar si las expansiones y contracciones del PIB per cápita se mueven juntas entre distintos países nosotros usamos un *Índice de Concordancia* propuesto por Harding y Pagan (2002). El grado de concordancia se define como la proporción de tiempo en que ambas series, el ciclo de referencia ( $r$ ) y el ciclo específico ( $j$ ), está simultáneamente en el mismo régimen de contracción ( $S_t = 0$ ) o expansión ( $S_t = 1$ ). Para este análisis nosotros usamos las probabilidades suavizadas de estar en un régimen dado como una medida del ciclo económico específico de cada país. Esto es,  $S_{jt} = \Pr(s_t = 0,1 | y_t)$  y  $S_{rt} = \Pr(s_t = 0,1 | y_t)$  son las probabilidades suavizadas de estar en un régimen de contracción o expansión.

El grado de concordancia está dado por:

$$IC_{jr} = \frac{1}{n} [\#(S_{jt} = 1, S_{rt} = 1)] + \frac{1}{n} [\#(S_{jt} = 0, S_{rt} = 0)] \quad [8]$$

donde el símbolo  $\#(S_{jt} = k, S_{rt} = k)$  denota el número de veces en que ambas series,  $j$  y  $r$ , están en el mismo régimen  $k$ . La ecuación [8] puede ser escrita como:

$$IC_{jr} = n^{-1} \sum_{t=1}^n \{I(S_{jt} = 1, S_{rt} = 1) + I(S_{jt} = 0, S_{rt} = 0)\} \quad [9]$$

$$= \frac{1}{n} \left\{ \sum_{t=1}^n S_{jt} S_{rt} + \sum_{t=1}^n (1 - S_{jt})(1 - S_{rt}) \right\}$$

donde  $j$  y  $r$  son los índices para las distintas series de tiempo,  $n$  es el tamaño de la muestra y  $S_{jt}$  es el régimen de la serie de tiempo  $j$  en el tiempo  $t$ , ( $S_{jt} = 1,0$ ). La ecuación [9] presenta el grado de concordancia de ambos regímenes juntos (contracción y expansión).

Los resultados se muestran en la Tabla 5. Si analizamos el Índice de Concordancia vemos que tanto la senda de crecimiento del PIB per cápita de El Salvador como la de Guatemala están en la misma fase (contracción o expansión) que la de los Estados Unidos en un 62% del tiempo, mientras que la de Belice sólo está en un 22%.

**Tabla 5: Grado de Concordancia del Ciclo Económico**

	Belice	Costa Rica	El Salvador	Guatemala	Honduras	Nicaragua	Panamá	Rep. Dom.	USA
Belice	1.00	0.35	0.22	0.36	0.25	0.41	0.20	0.33	0.22
Costa Rica	0.35	1.00	0.53	0.54	0.43	0.39	0.41	0.38	0.59
El Salvador	0.22	0.53	1.00	0.64	0.59	0.32	0.61	0.54	0.62
Guatemala	0.36	0.54	0.64	1.00	0.69	0.38	0.66	0.54	0.62
Honduras	0.25	0.43	0.59	0.69	1.00	0.34	0.72	0.50	0.58
Nicaragua	0.41	0.39	0.32	0.38	0.34	1.00	0.34	0.39	0.38
Panamá	0.20	0.41	0.61	0.66	0.72	0.34	1.00	0.49	0.61
Rep. Dom.	0.33	0.38	0.54	0.54	0.50	0.39	0.49	1.00	0.47
USA	0.22	0.59	0.62	0.62	0.58	0.38	0.61	0.47	1.00

Fuente: Cálculos del autor.

Como una primera aproximación para analizar el grado de sincronización entre el crecimiento del PIB per cápita de los países estudiados, nosotros definimos arbitrariamente un rango para el índice de concordancia. Nosotros establecemos que existirá una fuerte sincronización cuando el índice sea mayor al 60% y que existirá una sincronización media cuando el índice cae entre 40% y 60%. Si el índice se encuentra por debajo de 40% habrá una baja sincronización entre fluctuaciones económicas de los distintos países. En consecuencia, nosotros podemos afirmar que existe una fuerte evidencia de correlación (positiva) entre Guatemala y El Salvador, Honduras y Guatemala, Guatemala y Panamá, los EE.UU. y Guatemala, Honduras y Panamá, El Salvador y los EE.UU., Panamá y El Salvador, y los EE.UU. y Panamá. El resto de los países presenta media o baja evidencia de sincronización de sus ciclos económicos.

A partir de los resultados anteriores, nosotros evaluamos la correlación internacional de los ciclos económicos utilizando un modelo bivariado de cambios de regímenes con vectores autorregresivos (MS-VAR). Nosotros usamos los mismos criterios definidos anteriormente para determinar el mejor modelo y el número de rezagos para cada par de países. La mejor representación para

Guatemala-Panamá, Guatemala-EE.UU. y Panamá-EE.UU. es un modelo con cambios en media (MSM-VAR):

$$y_t - \mu(s_t) = A_1(s_t)(y_{t-1} - \mu(s_{t-1})) + \dots + A_p(s_t)(y_{t-p} - \mu(s_{t-p})) + \varepsilon_t \quad [10]$$

Alternativamente, un modelo con cambio en el intercepto ha sido la mejor aproximación para El Salvador-Guatemala, El Salvador-Panamá, El Salvador-EE.UU., Guatemala-Honduras y Honduras-Panamá. Esta especificación está dada por:

$$y_t = \nu(s_t) + A_1(s_t)y_{t-1} + \dots + A_p(s_t)y_{t-p} + \varepsilon_t \quad [11]$$

con  $\varepsilon_t \sim NID(0, \Sigma)$  en ambas especificaciones. Los resultados son mostrados en la Tabla 6. En las estimaciones correspondiente a El Salvador-Guatemala, El Salvador-Panamá, El Salvador-EE.UU., Guatemala-EE.UU. y Panamá-EE.UU. el supuesto de homoscedasticidad de la varianza es relajado. En consecuencia, se estimaron modelos heteroscedásticos ( $\Sigma_1 \neq \Sigma_2$ ). De acuerdo al estadístico LR, todos los modelos rechazan la hipótesis nula de linealidad al nivel de 5%. Las probabilidades filtradas y suavizadas son obtenidas de acuerdo a la ecuación [7].

Para El Salvador-Guatemala las tasas de crecimiento en el período expansivo son relativamente más bajas que en las fases de contracción en términos absolutos. Las probabilidades de transición estimadas muestran una alta persistencia y duración de ambos períodos. El Salvador muestra una mayor volatilidad en el período considerado de expansión lo cual, en términos generales, es consistente con los resultados obtenidos en el modelo MS-AR.

La Figura 4 muestra el ciclo común en ambos países. Las probabilidades de contracciones representan más el comportamiento del ciclo de Guatemala que el de El Salvador. Ambos países sólo tienen en común la contracción de 1981, la cual se puede atribuir a un shock externo relacionado con la crisis de la deuda externa. Asimismo, la Tabla 7 muestra que ambos países poseen una fuerte correlación negativa en los períodos de contracción. Por el contrario, en los períodos de expansión tienen una fuerte correlación positiva (68%).



**Tabla 6: Máxima Verosimilitud para varios MS-VAR**

	ES	GU	ES	PA	ES	EEUU	GU	HO	HO	PA
$V_1$	-0.493	-0.149	-0.368	-0.529	-1.047	-0.004	-0.395	-0.209	-0.093	-1.487
$V_2$	0.282	0.121	0.099	0.452	0.190	0.245	0.082	0.039	0.032	0.401
$\Sigma_1$	0.248	0.274	0.594	1.110	0.362	0.251	0.111	0.282	0.301	0.409
$\Sigma_2$	0.259	0.127	0.272	0.378	0.239	0.156				
$P_{11}$	0.8596		0.6832		0.6964		0.4170		0.2749	
$P_{22}$	0.8947		0.8995		0.9297		0.9069		0.9161	
Duración 1	7.12		3.16		3.29		1.72		1.38	
Duración 2	9.50		9.95		14.23		10.74		11.92	
Log Lik.	15.32		-25.94		0.58		8.37		-28.43	
LR Test	32.96		26.60		29.06		11.07		12.72	

	GU	PA	GU	EEUU	PA	EEUU
$\mu_1$	-0.151	-0.005	-0.113	0.071	-0.061	0.023
$\mu_2$	0.157	0.252	0.111	0.249	0.411	0.255
$\Sigma_1$	0.110	0.567	0.255	0.275	1.041	0.234
$\Sigma_2$			0.076	0.097	0.348	0.062
$P_{11}$	0.5872		0.4447		0.3436	
$P_{22}$	0.6012		0.7549		0.6207	
Duración 1	2.42		1.80		1.52	
Duración 2	2.51		4.08		2.64	
Log Lik.	-14.69		24.43		-7.74	
LR Test	9.27		16.88		23.03	

*Nota:* Las siglas corresponden a El Salvador (ES), Guatemala (GU), Panamá (PA), Honduras (HO) y los Estados Unidos (EE.UU.)

*Fuente:* Cálculos del autor.

**Tabla 7: Correlaciones del Ciclo Económico MS-VAR**

Correlación	ES-GU	ES-PA	ES-EU	GU-HO	GU-PA	GU-EU	HO-PA	PA-EU
Régimen 1	-0.95	-0.99	0.18			0.18		-0.56
Régimen 2	0.68	0.03	-0.08			-0.23		0.43
Ambos Reg.				0.27	-0.56		0.73	

*Nota:* Regímenes 1 y 2 corresponden a los modelos heteroscedásticos, mientras que correlación corresponde a los modelos homoscedásticos.

*Fuente:* Cálculos del autor.

Los resultados de la estimación El Salvador-Panamá muestran asimetrías en magnitudes, volatilidad, persistencia y duración. Las probabilidades de transición estimadas muestran una alta persistencia de los períodos expansivos, con una duración promedio de más de 9 años. Al comparar ambos países podemos ver que tanto los períodos de contracción como de expansión son más volátiles en Panamá que en El Salvador. Asimismo, las contracciones en Panamá son más profundas, en términos absoluto, que en El Salvador y las expansiones son más pronunciadas en Panamá. Estos resultados son consistentes con los obtenidos a

través del modelo univariado. En consecuencia, El Salvador y Panamá no muestran evidencia de sincronización en sus ciclos económicos.

Por su parte, El Salvador y los Estados Unidos muestran una relación positiva en las fases de contracción, pero la misma es de sólo 18%. El comportamiento del PIB per cápita de El Salvador muestra una mayor volatilidad que el de los Estados Unidos en el período bajo estudio. Las probabilidades de transición muestran una alta persistencia y duración de la fase expansiva.

De acuerdo a los resultados, Guatemala y Honduras presentan una sincronización del ciclo económico de 27%. Si observamos la Tabla 4 podemos ver que ambos países coinciden mayoritariamente en los períodos expansivos (ver Figura 7). Asimismo, los resultados de la estimación muestran asimetrías entre los períodos de expansiones y contracciones. Las probabilidades de transición muestran una alta persistencia de las fases expansivas con una duración promedio de 10.74 años. El comportamiento del PIB per cápita de Honduras es ligeramente más volátil que el de Guatemala. Esto último se confirma con los resultados del análisis univariado.

Para Guatemala y Panamá los resultados arrojan una correlación contemporánea negativa. Sin embargo, es importante destacar que la mejor especificación para estos países fue un modelo homoscedástico cuyos resultados de correlación contemporánea no están separados entre los distintos regímenes. Por tanto, si analizamos la Figura 8 y la Tabla 4, podemos ver que ambos países coinciden en una contracción a principios de los años 80 y, además, coinciden en varios años de expansión.

La sincronización de los ciclos entre Guatemala y los Estados Unidos es muy débil y sólo se registra en los períodos de contracción (ver Tabla 7). Un dato interesante es que, en los resultados de esta estimación, los Estados Unidos no registran períodos de contracción, es decir, la economía de los EE.UU. registra un período de crecimiento moderado (régimen 1) y un período de alto crecimiento (régimen 2). Por tanto, períodos de crecimiento bajo o moderado en los Estados Unidos están relacionados con contracciones en Guatemala.

De acuerdo a los resultados, Honduras y Panamá poseen una fuerte sincronización de sus ciclos económicos (ver Tabla 7), lo cual es consistente con los resultados mostrados en la Tabla 5. Ambos países comparten fundamentalmente los períodos de expansión. No obstante lo anterior, Panamá presenta contracciones más profundas y expansiones más pronunciadas que Honduras. Asimismo, la economía panameña es relativamente más volátil que la hondureña. Las probabilidades de transición muestran una alta persistencia y duración de los períodos expansivos.

Por su parte, la relación entre los Estados Unidos y Panamá muestra una mediana correlación negativa en las fases de contracción (-56%) y una mediana correlación positiva en los períodos de expansión (43%). El resultado negativo en los períodos de contracción resulta interesante debido a que los Estados Unidos registra un régimen de crecimiento moderado o bajo y por tanto, no se relaciona positivamente con los períodos de contracción de Panamá (ver Tabla 6). En ese

tenor, destaca el hecho de que para los EE.UU. el régimen 2 o de alto crecimiento es menos volátil que el régimen catalogado de crecimiento moderado.

Por otro lado, las probabilidades de transición muestran una relativa alta persistencia del régimen 2, mientras que la duración de dicho régimen es de sólo 2.64 años. Consistente con los resultados del análisis univariado, la economía panameña presenta mayor volatilidad que la de los Estados Unidos.

## **5 Conclusión**

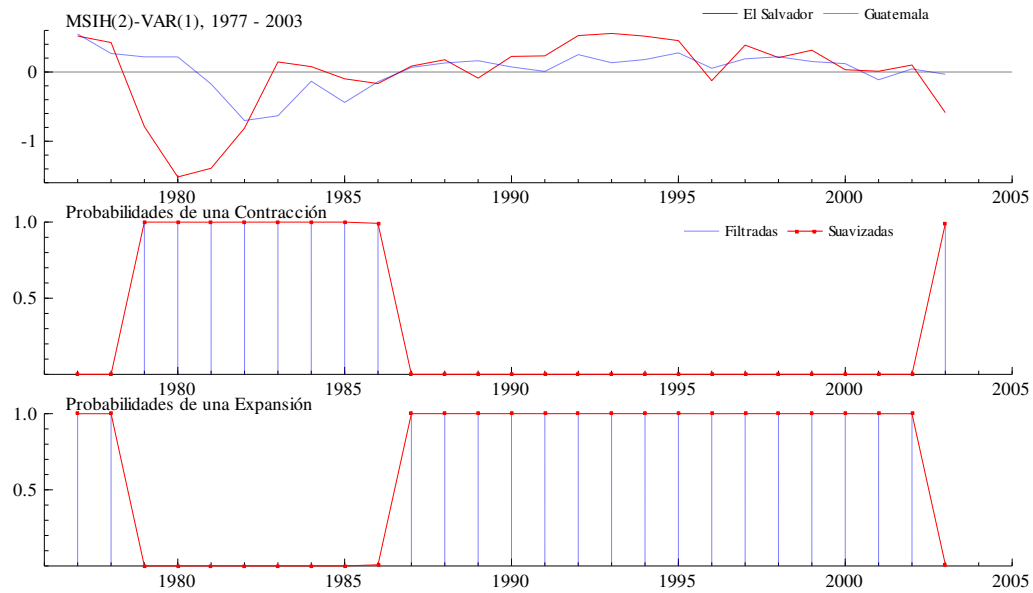
Este trabajo aplica la metodología de regímenes cambiantes a la serie de crecimiento del PIB per cápita en América Central, la República Dominicana y los Estados Unidos. Asumiendo dos regímenes posibles (contracción y expansión), se obtienen probabilidades condicionales históricas de pertenecer en cada momento a un evento en particular. Primeramente, un modelo univariado de regímenes cambiantes fue estimado con la finalidad de extraer información relevante sobre el ciclo económico de cada país bajo estudio. La mayoría de los países muestran baja persistencia de las contracciones, con corta duración y con una media de crecimiento mayor, en términos absolutos, que las expansiones. Los estadísticos de duración y varianza sugieren que los ciclos son asimétricos entre regímenes de expansión y contracción. Asimismo, muestran algunas evidencias que sugieren la presencia de ciclos económicos comunes en varios pares de países. Para investigar esto último, un modelo bivariado de regímenes cambiantes fue estimado.

Desde una perspectiva internacional, la identificación de probabilidades suavizadas, puntos de quiebres y el cálculo de correlaciones contemporáneas muestran fuerte evidencia de sincronización de ciclos económicos entre Honduras y Panamá. Sin embargo, cuando miramos los períodos de contracción podemos observar que sus causas parecen ser diferentes y las contracciones ocurridas en años comunes parecen ser resultados de shocks externos. A pesar de la alta correlación entre estas dos economías una moneda común entre ambos países arrojaría dudas sobre su aplicabilidad dado que Panamá se dolarizó en 1904. Sin embargo, los resultados sobre la sincronización entre Panamá y los Estados Unidos muestran una débil correlación positiva y la misma está centrada en los períodos expansivos. Este resultado implica que la afirmación de que una unión monetaria incrementará la integración de los países miembros y crea, por sí misma, movimientos más sincronizados del producto parece no mantenerse cuando analizamos el país con el más largo período de dolarización oficial en la región.

Finalmente, este trabajo contribuye a la evidencia empírica de la sincronización internacional de los ciclos económicos como fuente para el estudio de las uniones monetarias. Además, dado que nuestros resultados sobre los puntos de quiebre del ciclo económico de los Estados Unidos es idéntico a los identificados por el NBER, y en vista de la ausencia de un mecanismo público que nos permita identificar las diferentes fases o los puntos de quiebre del ciclo económico en Centroamérica y la República Dominicana, este trabajo estaría

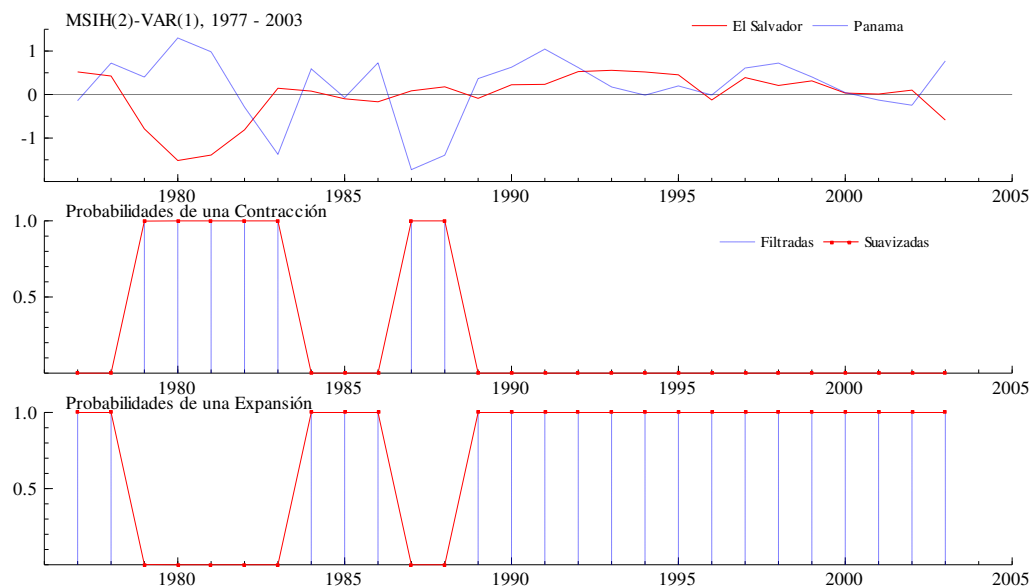
contribuyendo como una herramienta para las identificaciones de los mismos sirviendo como *benchmark* de futuras investigaciones.

**Figura 4: Ciclo Económico Común entre El Salvador y Guatemala**



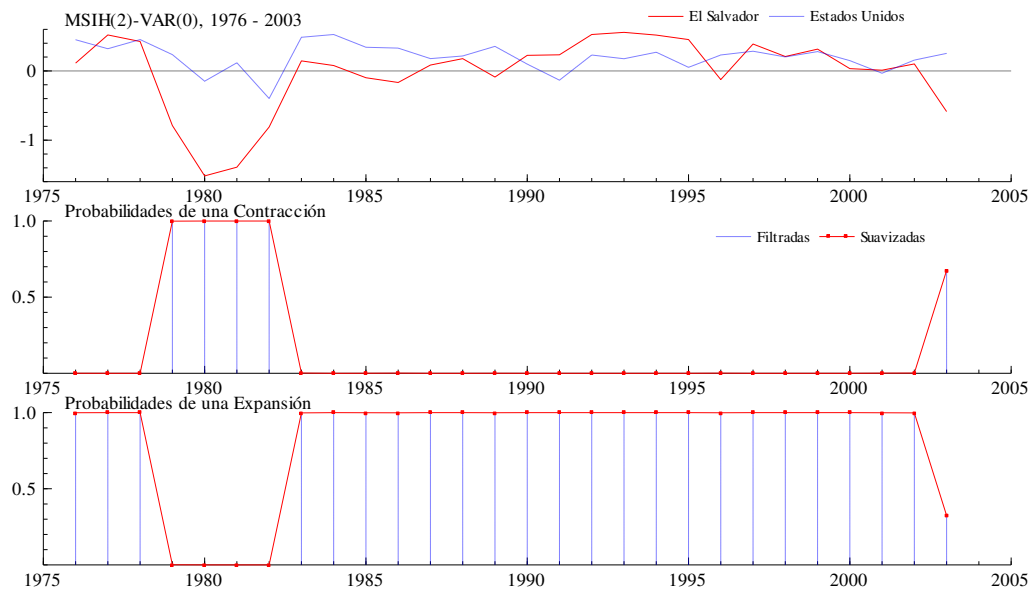
Fuente: Cálculos del autor.

**Figura 5: Ciclo Económico Común entre El Salvador y Panamá**



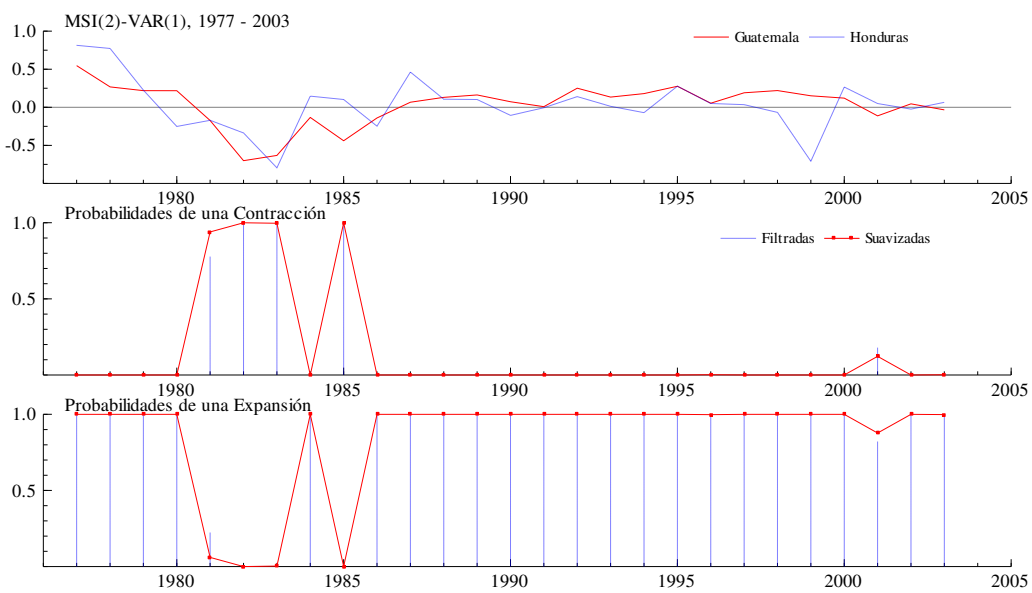
Fuente: Cálculos del autor.

**Figura 6: Ciclo Económico Común entre El Salvador y EE.UU.**



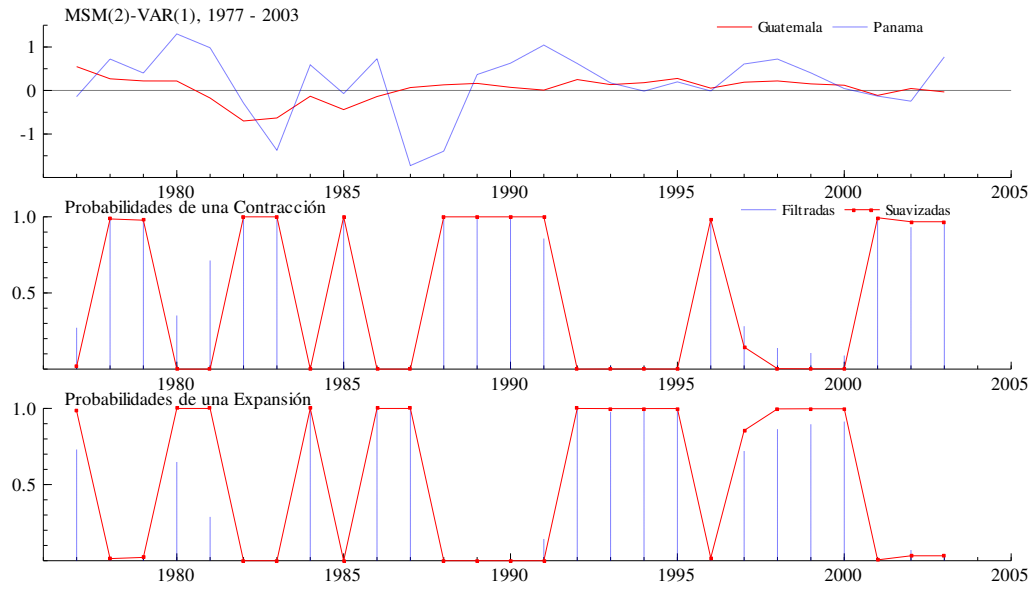
Fuente: Cálculos del autor.

**Figura 7: Ciclo Económico Común entre Guatemala y Honduras**



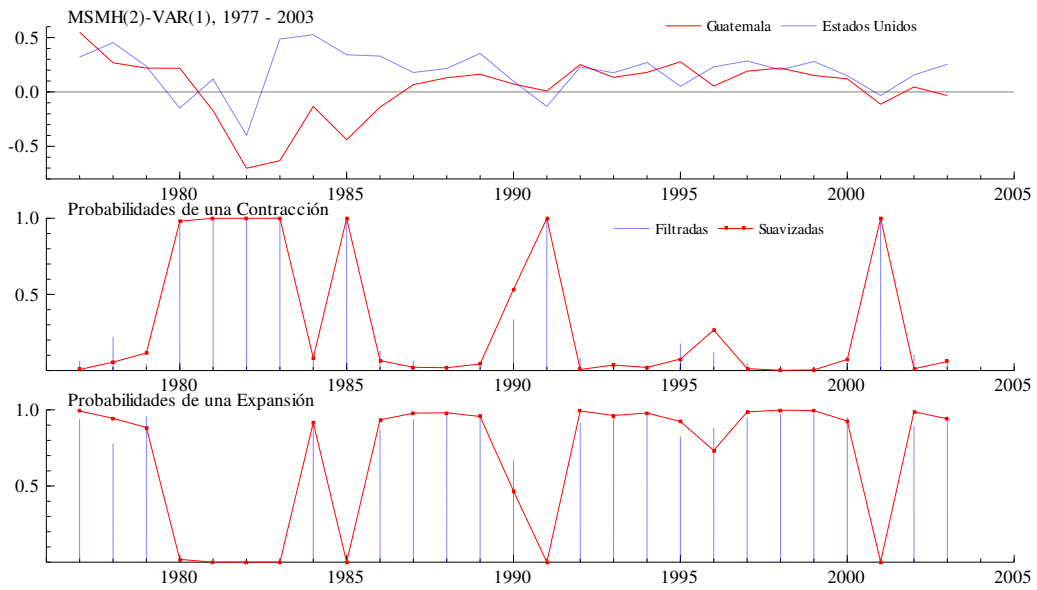
Fuente: Cálculos del autor.

**Figura 8: Ciclo Económico Común entre Guatemala y Panamá**



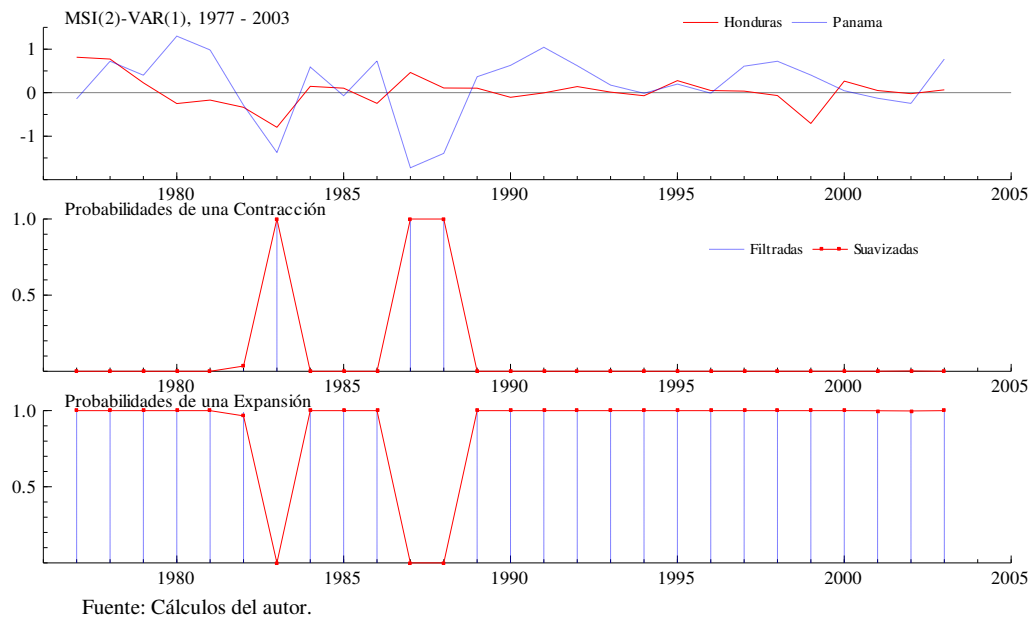
Fuente: Cálculos del autor.

**Figura 9: Ciclo Económico Común entre Guatemala y los Estados Unidos**

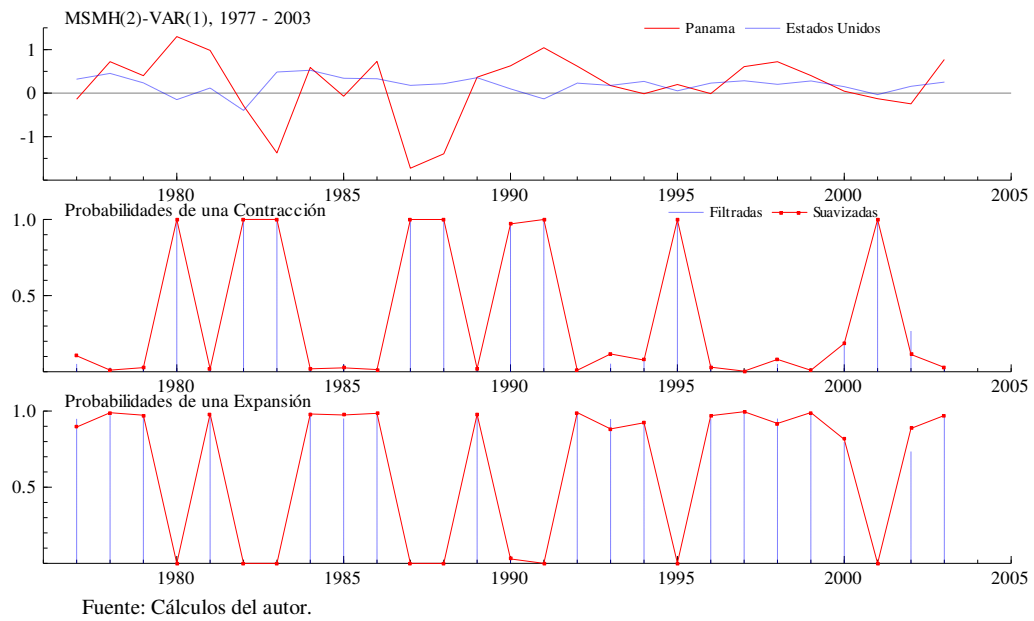


Fuente: Cálculos del autor.

**Figura 10: Ciclo Económico Común entre Honduras y Panamá**



**Figura 11: Ciclo Económico Común entre Panamá y los Estados Unidos**



## Referencias

- Artis, M., Krolzig, H-M., y Toro, J. (2004). "The European business cycle". *Oxford Economic Papers*, Vol. 56, pp.1-44.
- Bayoumi, T. y Eichengreen, B. (1994). "One money or many? Analyzing the prospects for monetary unification in various parts of the world". Princeton Studies in International Finance 76, Princeton University.
- Blanchard, O. J. y Quah, D. (1989). "The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances". *The American Economic Review*, Vol. 79, No.4, pp. 655-673
- Clements, Michael P. y Hans-Martin Krolzig (2003). "Business Cycle Asymmetries: Characterization and Testing Based on Markov-Switching Autoregressions". *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 21, No.1 (January).
- Crowley, P. M. (2002). "Which countries should dollarize?: Evaluation using model based cluster analysis". Mimeo, College of Business. Texas A&M University.
- Dempster, A.P., N.M. Laird y D.B. Rubin (1977), "Maximum likelihood from incomplete data via the EM algorithm". *Journal of the Royal Statistical Society*, B39, 1-38.
- Diebold, Francis X. y Glenn D. Rudebusch (1996), "Measuring Business Cycle: A Modern Perspective". *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 78, No. 1, pp 67-77. February.
- Hallwood, P., Marsh, I. W., y Scheibe, J (2001). "Official dollarization in Latin America: Could it work?". Working Paper 2001-06, University of Connecticut.
- Hallwood, P., Marsh, I. W., y Scheibe, J (2004). "An assessment of the case for monetary union or official dollarization in Argentina, Brazil, Chile, Uruguay and Venezuela". Working Paper 2004-13, University of Connecticut.
- Hamilton, James 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, James D. (1990). "Analysis of time series subject to changes in regimes". *Journal of Econometrics*, Vol. 45, pp. 39-70.
- Hamilton, James 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, James D. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton University Press.
- Harding, D. and Pagan, A. (2002). “Dissecting the cycle: A methodological investigation”. *Journal of Monetary Economics*, 49, pp. 365-381.
- Karras, G. (2003). “The prospect of dollarization: Are the Americas an optimal currency area?”. En Tsoukis, C., Agromirgianakis, G. M., y Bisiwas, T., (editores): *Aspects of Globalisation: Macroeconomic and Capital Market Linkages in the Integrated World Economy*, pp. 183-199. Kluwer Academic Publishers.
- Krolzig, Hans-Martin (1997a). “International business cycle: Regime shifts in the stochastic process of economic growth”. Applied Economics Discussion Paper 194. Department of Economics, Oxford University.
- Krolzig, Hans-Martin (1997b), *Markov Switching Vector Autoregressions. Modelling, Statistical Inference and Application to Business Cycle Analysis*. Berlin: Springer.
- Krolzig, Hans-Martin (1998), “Econometric Modelling of Markov-Switching Vector Autoregressions using MSVAR for Ox”. Mimeo. Department of Economics, Oxford University. December.
- Krolzig, Hans-Martin (2003), “Constructing Turning Point Chronologies with Markov-Switching Vector Autoregressive Models: The Euro-Zone Business Cycle”. Discussion Paper. Oxford University. July.
- Mejía-Reyes, P. (2000). “Asymmetries and common cycles in Latin America: Evidence from Markov-switching models”. *Economía Mexicana. Nueva Época*, Vol. 9, No.2, pp.189-225.