

Año 5 • no. 9, julio-diciembre de 2016

Fecha de publicación: 30 de mayo de 2017

doi: 10.22201/fe.24484962e.2016.v5n9.a3

## Evidencia de un ciclo económico común en la Integración Económica Centroamericana: estimación y caracterización mediante un modelo dinámico factorial con cambios de regímenes de Markov

Esdras Josiel Sánchez Barahona ✉

Pontificia Universidad Católica Argentina (Argentina)

✉ Correspondencia: [josielsanchez@uca.edu.ar](mailto:josielsanchez@uca.edu.ar)

(Recibido: 06/02/2017; Aceptado para publicación: 06/04/2017)

**Cómo citar:** Sánchez Barahona, E.J. (2016). Evidencia de un ciclo económico común en la Integración Económica Centroamericana: estimación y caracterización mediante un modelo dinámico factorial con cambios de regímenes de Markov. *Ciencia Económica*, 5(9), julio-diciembre, pp. 43-74. Disponible en: <<http://www.economia.unam.mx/cienciaeco>>.

### RESUMEN

Este trabajo analiza la existencia de un ciclo económico común dentro de la Integración Económica Centroamericana, a la par que realiza una caracterización del mismo. En este sentido, dado que el ciclo económico común es una variable no observable, se procede a utilizar un modelo dinámico factorial (Stock y Watson, 1991; Diebold y Rudebusch, 1996) que permite estudiar si el crecimiento económico de cada país de la región centroamericana posee un patrón común. Seguidamente, se muestra una forma de caracterizar el ciclo común mediante sus fases (regímenes o variables no observables) usando un modelo de cambios de régimen de

Ciencia Económica • Publicación electrónica semestral

<http://www.economia.unam.mx/cienciaeco/>

Markov con el objetivo de dar una clasificación científica a la evolución del crecimiento económico y, por ende, evitar descripciones con criterio subjetivo comúnmente realizadas por analistas del campo económico o social. De este estudio se concluye que existe un ciclo económico común en Centroamérica, dando evidencia que una porción del crecimiento de largo plazo de cada país está explicada por el crecimiento conjunto de la región, y otra porción se determina por factores estrictamente internos e independientes de cada país. Además, se caracterizan las fases del ciclo económico común en tres cambios de regímenes, verificando la existencia de tres recesiones generalizadas en la región. Finalmente, se muestra que el ciclo de la economía centroamericana es procíclica respecto al crecimiento de la economía estadounidense.

**Palabras clave:** ciclo económico común, filtro de Kalman, cambios de regímenes de Markov.

**Clasificación JEL:** C5, C13, C22, C32, C51, E27, E32.

#### EVIDENCE OF A COMMON BUSINESS CYCLE IN CENTRAL AMERICAN ECONOMIC INTEGRATION: ESTIMATION AND CHARACTERIZATION USING A MARKOV-SWITCHING DYNAMIC FACTOR MODEL

##### ABSTRACT

This paper analyzes the existence of a common business cycle within Central American Economic Integration, while performing a characterization of the same. In this sense, given that the common business cycle is an unobservable variable it is necessary to use a dynamic factor model (Stock y Watson, 1991; Diebold y Rudebusch, 1996) that allows us to study whether the economic growth of every country in in Central America has a common pattern. The paper also examines a way to characterize the common cycle through its phases (regimes or unobservable variables) is shown using a Markov regime change model with the objective of giving a scientific classification to the evolution of economic growth and, therefore, avoiding descriptions with subjective criteria commonly made by analysts of the economic or social field. From this study we conclude that there is a common business cycle in Central America, giving evidence that a portion of long-term growth of each country is explained by the entire Central growth; and another portion is determined by strictly domestic and independent country-specific factors. In addition, there is a description of the phases of the common business cycle characterized in three changes of regimes, which verifies the existence of three generalized recessions in the region. Finally, it is shown that the common business cycle in Central America is procyclical relative to U.S. output.

**Keywords:** Common business cycle, Kalman filter, Markov switching regimes.

**JEL Classification:** C5, C13, C22, C32, C51, E27, E32.

## 1. INTRODUCCIÓN

**E**n muchos debates del paradigma de la macroeconomía se utiliza el concepto de “ciclo económico” para analizar el comportamiento de la economía, es decir, si la economía está en fase de auge, contracción, recesión, depresión o recuperación, sin embargo, pocas veces se hace referencia a que el ciclo es un hecho no observable. De esta manera, no es simple exponer una definición de ciclo económico que tenga pleno consenso entre todas las corrientes del pensamiento económico, pero usualmente se hace alusión a la definición de [Burns y Mitchell \(1946\)](#): “un ciclo consiste de expansiones que tienen lugar aproximadamente a la vez en muchas actividades económicas, seguidas por recesiones, contracciones y recuperaciones igualmente generales que confluyen en la fase de expansión del ciclo siguiente”.<sup>1</sup> Debe señalarse que los trabajos pioneros de [Burns y Mitchell \(1946\)](#) fueron criticados por su insuficiente fundamento teórico ([Koopmans, 1947](#); [Kydland y Prescott, 1990](#)); en consecuencia, [Lucas \(1977\)](#) especificó a los ciclos como desviaciones del producto interno bruto (PIB) respecto a cierta tendencia y, además, como cambios relativos en el patrón de los agregados con relación al PIB.

El estudio del ciclo económico entre un grupo de países ha tomado relevancia debido a que nos permite analizar la política y estabilidad macroeconómica. Al respecto, [Fiess \(2007\)](#) argumenta que si los ciclos económicos son similares y los choques son comunes, la coordinación de las políticas macroeconómicas puede llegar a ser deseable, mientras que si las perturbaciones son predominantemente específicas del país, la independencia de las políticas monetarias y fiscales puede ayudar a la economía a adaptarse a un nuevo equilibrio. Dada su relevancia, es interesante estudiar las características de la actividad económica agregada durante el proceso de Integración Económica Centroamericana.<sup>2</sup> Así, se reconoce que para estudiar un patrón común de las economías internas de la región es ineludible medir el ciclo común centroamericano, pero debido a que éste no es directamente observable es necesario estimarlo.

---

1 Cabe señalar que en su definición, [Burns y Mitchell \(1946\)](#) estipulan el movimiento conjunto entre las variables económicas individuales y su división en fases o regímenes separados.

2 El proceso de Integración Económica Centroamericana fue iniciado con la firma del Tratado el 13 de diciembre de 1960 por parte de Honduras, Nicaragua, Guatemala, El Salvador y Costa Rica, donde acuerdan establecer entre ellos un Mercado Común Centroamericano. Panamá no está incluida en el análisis debido a que su incorporación es relativamente reciente, fue aprobada en junio de 2012.

Una manera de aproximar el ciclo común sería agregar la producción de cada país de la región en una moneda común o en paridad de poder adquisitivo; más específicamente, obtener el PIB de Centroamérica y extraer, de manera univariada, una señal cíclica aplicando cualquiera de los métodos normalmente usados. No obstante, este procedimiento univariado del ciclo general no es óptimo, siendo criticado en la literatura reciente de series de tiempo (Diebold y Rudebusch, 1996). La literatura del ciclo económico ofrece un conjunto de herramientas basado en los conocidos modelos de equilibrio general dinámicos y estocásticos, usualmente aplicados en un marco de agentes representativos de la economía. Estos modelos tienen fuertes fundamentos microeconómicos y están motivados en la teoría de optimización de los consumidores y productores, pero con limitaciones en la combinación de unidades de corte transversal (en nuestro caso un conjunto de países). Dadas estas limitantes, los modelos dinámicos factoriales (Stock y Watson, 1991; Diebold y Rudebusch, 1996) se convierten en una opción más popular y efectiva.

Esta investigación estudia, en primera instancia, la existencia de un lazo de unificación económica entre los países que iniciaron la integración centroamericana en 1960, lo que implica mostrar evidencia econométrica de un ciclo económico común de la región mediante un modelo dinámico factorial. Cabe señalar que la revisión de la literatura muestra que no hay evidencia econométrica sobre una caracterización del ciclo económico común entre los países de la región. En segunda instancia, este trabajo es pionero en una caracterización del ciclo económico centroamericano que, a su vez, expone una forma científica para disminuir un “juicio de valor” que realizan muchos analistas del campo económico o social en sus investigaciones, particularmente al identificar, bajo un criterio subjetivo, al ciclo con un crecimiento económico fuerte “moderado” o “bajo”. Para el caso de la presente investigación, una vez estimado el ciclo económico de los países miembros de la Integración Económica Centroamericana, se procede a establecer su caracterización mediante fases o regímenes de recesiones, crecimiento moderado o crecimiento bajo de la economía centroamericana.

Ahora bien, las fases de caracterización del ciclo son variables no observables y por ello serán estimadas a través de modelos de cambios de regímenes de Markov, como una forma para identificar científicamente que significa que un crecimiento sea moderado o bajo. Por lo tanto, este estudio emplea dos métodos econométricos individualmente. Por un lado, un modelo dinámico factorial para estimar una variable común no observable (en nuestro caso el ciclo común centroamericano) a partir de

un grupo de variables observables (el crecimiento económico observado en cada país) supuestamente relacionadas. Las estimaciones se realizan mediante máxima verosimilitud, escribiendo el modelo en forma de espacio de estados y usando el filtro de Kalman para derivar y aplicar el logaritmo de verosimilitud. Por otro lado, se utiliza un modelo de cambios de regímenes de Markov para caracterizar una variable económica mediante otra variable no observable (denominados estados o regímenes), particularmente, para identificar las fases del ciclo económico común.

La investigación continúa de la siguiente manera: en la segunda sección se examina la revisión de la literatura; en la tercera sección se desarrolla la especificación del modelo y la metodología econométrica; la cuarta sección muestra los resultados de la estimación y caracterización econométrica del ciclo económico común. Finalmente, en la quinta sección se presentan las conclusiones del trabajo de investigación.

## 2. REVISIÓN DE LITERATURA

Para capturar los movimientos conjuntos, se tiene como herramienta estadística el análisis factorial estándar, que explica la varianza de las variables en un gran conjunto de datos con el objetivo de reducir su dimensión de sección transversal con la menor pérdida de información como sea posible. En este sentido, los modelos factoriales dinámicos (MFD) representan una extensión de este enfoque para el dominio de series de tiempo, el cual se remonta a los trabajos pioneros de [Geweke \(1977\)](#) y [Sargent y Sims \(1977\)](#). La intuición básica es que los movimientos de un conjunto de series de tiempo observados pueden ser explicados por un pequeño número de factores comunes no observados. En particular, las variables pueden descomponerse en un componente común y una parte idiosincrática, específica para cada variable.

Cuando los componentes idiosincráticos, a través de las observaciones, tienen una correlación nula se dice que el MFD es exacto, y cuando algún tipo de correlación cruzada se incluye entre ellos, el modelo factorial resultante será aproximado ([Stock y Watson, 1998, 2002](#); [Forni et al., 2000](#)).<sup>3</sup> Sin embargo, el MFD aproximado sólo permite una cantidad limitada de correlaciones entre los componentes idiosincráticos de cortes

3 El enfoque de [Stock y Watson \(1998, 2002\)](#) se basa en una técnica de descomposición de la varianza conocido como análisis de componentes principales (ACP), mientras que el de [Forni et al. \(2000\)](#) se basa en el principio de análisis dinámico de componentes como una extensión del estándar del ACP para el dominio de la frecuencia temporal.

transversales, a fin de preservar las propiedades asintóticas de los estimadores correspondientes (Bai y Ng, 2002).

De esta forma, para capturar los movimientos conjuntos, Stock y Watson (1991) propusieron un modelo lineal con factor dinámico para la producción industrial, el empleo, los ingresos y las ventas. Dichas series tienen un elemento común que puede ser modelado por una variable no observada que representaría la actividad económica en general. Recientemente, este enfoque se ha extendido en Aruoba, Diebold y Scotti (2009) para el índice de condiciones de negocios y el Índice de Actividad Nacional de la Reserva Federal de Chicago. Respecto a la clasificación de regímenes del ciclo económico común, se tienen las bases del modelo de cambios de regímenes (Hamilton, 1989) que se apoya en el modelo de Burns y Mitchell (1946), basado en el estado de la economía en un momento dado. El modelo base utiliza dos estados, fases o regímenes, más específicamente expansión y recesión, pero recientemente se presentan algunos trabajos que justifican la necesidad de tres (Sichel, 1994), cuatro (Emery y Koenig, 1992) o seis regímenes (Kontolemis, 1997) para caracterizar el ciclo económico. Una extensión del análisis de regímenes se tiene en Hamilton (2011), pero, en cualquier caso, el modelo de cambio estima, a partir del ciclo, un proceso estocástico discreto no observable.

Para capturar el movimiento conjunto entre variables y su respectiva caracterización se tienen dos enfoques alternativos en la literatura. El primero consiste en un procedimiento de estimación en dos etapas (Diebold y Rudebusch, 1996): una apoyada en la estimación de un indicador coincidente mediante la aplicación de un modelo de factor lineal a un conjunto de indicadores, y en la otra se emplean las técnicas de Markov para el indicador coincidente. El segundo enfoque fue propuesto inicialmente por Kim y Yoo (1995), Chauvet (1998) y Kim y Nelson (1998), se basa en la extensión natural de la estimación completa del modelo dinámico factorial con cambios de regímenes de Markov, el cual es estimado en un solo paso. Recientemente, Chauvet y Hamilton (2006) y Chauvet y Piger (2008) examinaron la aplicación empírica de estos modelos en el cómputo en tiempo real del ciclo económico de Estados Unidos (EE.UU.).

Respecto a la evidencia empírica en la región centroamericana, se tienen referencias empíricas de la integración como fuente dinamizadora del crecimiento económico de los países con porcentajes de contribución que varían de 0.6, 0.7, 1 y 1.6 por ciento del PIB regional (McClelland, 1972; Nugent, 1974; Caceres y Seninger, 1980). Además, se tiene también evidencia sobre la sincronización del ciclo de los países de Centroamérica (Fiess, 2007; Roache, 2008; Kose y Rebucci, 2005), pero no se encontró

evidencia econométrica sobre una caracterización del ciclo económico común entre los países de la región.<sup>4</sup>

En particular, [Roache \(2008\)](#) expone que los resultados de los estudios regionales y globales indican que Centroamérica es una de las regiones globalmente más integradas del mundo, además de compartir una estrecha relación con EE.UU., lo que denota un movimiento conjunto del crecimiento económico durante un largo periodo de tiempo. Asimismo, estipula que la apertura de las economías de la región, combinada con la proximidad geográfica de Estados Unidos, ha generado una serie de canales de transmisión que pueden afectar su economía, como, por ejemplo, el fuerte destino de las exportaciones de mercancías de la región hacia este país o los flujos de remesas de los trabajadores migrantes en EE.UU., entre otras variables relevantes.

De la misma forma, [Fiess \(2007\)](#) mide la sincronización del ciclo económico en Centroamérica y la sensibilidad respecto a EE.UU. usando correlaciones simples del PIB mediante la aplicación de un filtro de paso de banda (*band-pass filter*) para el periodo 1965-2002. Por su parte, [Kose y Rebucci \(2005\)](#), usando vectores autorregresivos para cinco economías centroamericanas, la República Dominicana y México a partir de datos para 1964-2003, encontraron que las perturbaciones externas representaron un tercio de la varianza del producto.

### 3. ESPECIFICACIÓN DEL MODELO Y METODOLOGÍA ECONOMETRICA

A pesar de la relevancia que posee analizar el comportamiento del ciclo económico para la estabilidad macroeconómica y alcanzar un crecimiento sostenido de la economía, debemos recordar que es una variable no observable directamente, por lo que en esta sección presentamos su método de estimación.<sup>5</sup> Esta investigación aplica dos métodos econométricos individualmente. El primero para mostrar la utilidad de los modelos dinámicos factoriales para estimar una variable común no observable (en nuestro caso el ciclo común centroamericano) a partir de un grupo de variables observables (el crecimiento económico observado en cada país) supuestamente relacionadas. Las estimaciones se realizan mediante máxima verosimilitud, escribiendo el modelo en forma de espacio de

4 También existe un estudio, para el caso de El Salvador, que no apoya como una fuente dinamizadora a la integración, véase [González Orellana \(1993, pp. 38-47\)](#).

5 Los resultados de las estimaciones son obtenidos utilizando Stata, EViews y Matlab.

estados y usando el filtro de Kalman para derivar y aplicar el logaritmo de verosimilitud.

El segundo método corresponde al uso del modelo de cambios de regímenes de Markov para caracterizar una variable económica mediante otra variable no observable (denominados estados o regímenes), particularmente las fases del ciclo económico común. El desarrollo de los modelos de cambio de régimen de Markov fue realizado por [Hamilton \(1989\)](#) y posteriormente extendido por [Diebold, Lee, y Weinbach \(1993\)](#), como un enfoque econométrico conveniente para capturar los comportamientos de variables fluctuantes en el tiempo, dado que brindan la opción de identificar y explicar la transición de múltiples estados o equilibrios. Además, es relevante mencionar que los modelos de cambios de régimen permiten considerar los cambios estructurales que poseen las variables económicas.

Para presentar individualmente la aplicación de dichos métodos econométricos se desarrolla exógenamente el modelo de cambios de regímenes de Markov respecto al modelo dinámico factorial, pero no se debe dejar de mencionar que [Kim y Nelson \(1998\)](#) ofrecen un modelo que plantea en conjunto un factor dinámico común con un cambio de régimen, mientras en esta investigación se estiman tres regímenes. De esta forma, la presente investigación pretende mostrar como estimar dos tipos de variables no observables de forma individual, en caso de que en la aplicación práctica sólo sea necesario estimar una de ellas. Sin embargo, se debe señalar que bajo ciertas circunstancias la estimación de un paso tiene mejor rendimiento respecto a la de dos pasos, aunque si la calidad de los indicadores utilizados es buena, ambos enfoques tienen resultados aproximados ([Camacho, Perez-Quiros y Poncela, 2014](#)).

### **Representación teórica del ciclo económico común centroamericano**

La presente investigación busca evidencia de un factor común no observable, en nuestro caso el ciclo económico común centroamericano, a partir de un conjunto de variables observables entre los países de la región, para lo cual se hace uso de un modelo dinámico factorial.<sup>6</sup> En particular, el

---

6 El filtro de Kalman se utiliza como base para estimar variables no observables mediante una ecuación de medición y transición para estimar los parámetros. Cabe señalar que este filtro tiene ventaja respecto al usual de mínimos cuadrados ordinarios (MCO), que permite estimar de forma óptima coeficientes del modelo que varíen en el tiempo, e incluso permite estimaciones óptimas en el caso de que los coeficientes que se pretenden estimar no puedan suponerse constantes a lo largo del periodo muestral considerado.



modelo representa la información de las variables observables mediante  $Y_{it}$ , una variable observable del país  $i$ -ésimo ( $i = 1, \dots, 5$ ) para el momento  $t$ , suponiendo que en conjunto éstas reúnen toda la información sobre el ciclo económico común y que el modelo está generado por un proceso multivariado estocástico ergódico y estacionario.

La especificación del modelo debe permitir descomponer el valor esperado de  $Y_{it}$  en un ciclo económico común (factor común del modelo) y un componente idiosincrático (ciclo económico individual de cada país). En este sentido, plantaremos el ciclo común  $F_t$  y el vector de variables observadas  $Y_{it} = (Y_{1t}, \dots, Y_{5t})'$  vinculados mediante la siguiente ecuación:

$$Y_{it} = D_i + \lambda^{(i)}(L)F_t + e_{it} \quad [1]$$

donde  $Y_{it}$  es la agregación de variables no observables;  $L$  es un operador de rezagos;  $\lambda^{(i)}(L)$  se denomina el factor dinámico común del país  $i$ -ésimo;  $\lambda^{(i)}(L)F_t$  es el ciclo común del país  $i$ -ésimo, y  $D_i + e_{it}$  representa el componente idiosincrático que identifica el ciclo particular del país  $i$ -ésimo.

Ahora presentamos el proceso generador estacionario de la dinámica del ciclo común:

$$\psi(L)(F_t - \alpha) = \eta_t \quad [2]$$

donde  $\eta_t \sim Niid(0,1)$ .<sup>7</sup>

Básicamente se tiene un modelo autorregresivo estacionario con media  $\alpha$  y una varianza normalizada para fijar la escala de  $F_t$ . A su vez, si aplicamos esperanza matemática a la ecuación [2], podemos expresar el factor común como  $F_t = \alpha + f_t$ , donde  $f_t$  se interpreta como una estimación del ciclo agregado, mientras que  $\alpha$  recoge el crecimiento promedio de largo plazo del ciclo centroamericano obtenido mediante la acumulación de  $F_t$  en el tiempo. La parte estrictamente estocástica,  $e_{it}$ , del componente idiosincrático sigue un proceso autorregresivo estacionario, más específicamente:

$$\gamma(L)e_{it} = v_t \quad [3]$$

Para finiquitar la especificación del modelo, estipulamos que los componentes idiosincráticos tienen una correlación nula entre países, por lo que no se consideran efectos cruzados (ecuación [4]). Sus errores ( $v_t$ ) no

<sup>7</sup> *Niid*: normal, independiente e idénticamente distribuido.

poseen autocorrelación (ecuación [5]) y todos los componentes idiosincráticos de la ecuación de medición y transición son ortogonales en todo momento del tiempo, es decir, una ausencia de relación entre  $F_t$  y  $e_{it}$  (ecuación [6]):

$$\gamma(L) = \text{diag}(\gamma^{(1)}(L), \dots, \gamma^{(5)}(L)) \quad [4]$$

$$v_t \sim \text{Niid}(0_N, \text{diag}(\sigma_{v_1}^2, 5, \sigma_{v_5}^2)) \quad [5]$$

$$E(\eta_t v_t) = 0_5 \quad [6]$$

donde todos los procesos autorregresivos son estacionarios, esto es, sus raíces están fuera del círculo unitario, y  $0_5$  es un vector  $5 \times 1$  de ceros. Si aplicamos el operador esperanza matemática a las ecuaciones [1] y [2] obtenemos:

$$\mu = D + \lambda^{(1)}\alpha \quad [7]$$

donde  $\mu = (\mu_1, \dots, \mu_N)'$  =  $E(Y)$ ,  $D$  representa la carga (contribución) del componente individual y  $\lambda^{(1)}\alpha$  es la carga del factor o cíclico común. La ecuación [7] indica que una porción del crecimiento de largo plazo de cada país está explicado por el crecimiento conjunto entre los países de la Integración Económica Centroamericana, mientras que otra porción se determina por factores estrictamente nacionales e independientes de lo que ocurre en el resto del mundo. En términos simples, tenemos a  $Y_{it}$  con la siguiente representación univariante:

$$\phi^{(i)}(L)Y_{it} = \phi^{(i)}(L)\mu_i + \alpha_t^{(i)}; \alpha_t^{(i)} \sim \text{Niid}(0, \sigma_{\alpha_i}^2) \quad [8]$$

donde  $\mu_i = E(Y_i)$  y las raíces de  $\phi^{(i)}(L)$  están fuera del círculo unitario, lo cual implica que  $Y_{it}$  se puede separar en un componente esperado de largo plazo y un componente cíclico de media nula, más específicamente  $Y_{it} = \mu_i + y_{it}$ .

Para estimar el modelo es conveniente escribirlo en forma de espacio de estados, considerando que todos los modelos lineales de series de tiempo tienen una representación bajo esta forma.<sup>8</sup> En primera instancia vamos a utilizar un proceso autorregresivo de orden uno para simbolizar la dinámica del proceso generador de datos, estipulando los siguientes

**8** Estos métodos pueden ser aplicados a cualquier modelo lineal, incluyendo aquellos dentro de la clase de los autorregresivos integrados de promedios móviles.

procesos:<sup>9</sup>  $\lambda(L) = \lambda_0 + \lambda_1 L$ ,  $\psi(L) = 1 - \psi_1$ ,  $\gamma(L) = 1 - \gamma_1$ , donde  $\lambda_0$  y  $\lambda_1$  son vectores  $5 \times 1$ ,  $\psi_1$  es un polinomio escalar y  $\gamma_1$  es una matriz de  $5 \times 5$  que cumple con la ecuación [4].

Considerando que los parámetros  $\alpha$  y  $D$  de la ecuación [7] no están identificados, recurrimos al procedimiento de estimación en dos etapas propuesto por Kim y Nelson (1999).<sup>10</sup>

En la primera etapa expresamos el modelo en el espacio de estados utilizando las variables centradas en la media:  $y_t = Y_t - \mu$  y  $f_t = F_t - \alpha$ . Más específicamente:

$$\begin{pmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \\ 6 \\ y_{5t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \lambda_0^{(1)} & \lambda_1^{(1)} & 1 & 0 & 0 & 0 & 6 & 0 & 0 \\ \lambda_0^{(2)} & \lambda_1^{(2)} & 0 & 0 & 1 & 0 & 6 & 0 & 0 \\ 6 & 6 & 6 & 6 & 6 & 6 & 6 & 6 & 6 \\ \lambda_0^{(N)} & \lambda_1^{(5)} & 0 & 0 & 0 & 0 & 6 & 1 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} f_t \\ f_{t-1} \\ e_{1,t} \\ e_{1,t-1} \\ e_{2,t} \\ e_{2,t-1} \\ 6 \\ e_{5,t} \\ e_{5,t-1} \end{pmatrix} \quad [9a]$$

Expresión que muestra la ecuación de observación o de medida. Por su parte, la ecuación de estado o de transición estará dada por:

$$\begin{pmatrix} f_t \\ f_{t-1} \\ e_{1,t} \\ 6 \\ e_{5,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \psi_1 & 0 & 0 & 6 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 6 & 0 \\ 0 & 0 & \gamma_1^{(1)} & 6 & 0 \\ 6 & 6 & 6 & 6 & 6 \\ 0 & 0 & 0 & 6 & \gamma_1^{(5)} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} f_{t-1} \\ f_{t-2} \\ e_{1,t-1} \\ 6 \\ e_{5,t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_t \\ 0 \\ v_{1,t} \\ 6 \\ v_{5,t} \end{pmatrix} \quad [10a]$$

Esta representación relaciona el vector de errores ( $e_{1,t-1}, e_{2,t}, e_{2,t-1}, \dots, e_{5,t}, e_{5,t-1}$ )' con el vector de observaciones ( $y_{1,t-1}, y_{2,t}, \dots, y_{5,t}$ )' mediante un proceso de Markov. Las expresiones son:

**9** Las estimaciones respaldan la selección de un retardo, además de caracterizar a un ciclo económico común.

**10** El modelo de espacio de estados se conoce usualmente como modelo lineal gaussiano de espacio de estado.

$$Y_t = Z_t \beta_t + \varepsilon_t; \varepsilon_t \sim N(0, H_t) \quad [9b]$$

$$\beta_t = T_t \beta_{t-1} + R_t w_t; w_t \sim N(0, \Sigma_t) \quad [10b]$$

La idea intuitiva en el modelo es que el desarrollo del sistema en el tiempo está determinado por  $\beta_t$ , pero debido a que estos parámetros no son observables se debe centrar el análisis en  $y_t$  para realizar las estimaciones. Además, se puede decir que la ecuación de observación o de medida es semejante a un modelo de regresión con coeficientes  $\beta_t$  estocásticos que satisfacen a la ecuación de transición. Las matrices  $Z_t$ ,  $T_t$ ,  $R_t$ ,  $H_t$  y  $\Sigma_t$  se suponen inicialmente conocidas y los términos de error son independientes entre sí para todo momento del tiempo.<sup>11</sup>

Las ecuaciones de medida y de transición se estiman por máxima verosimilitud aplicando el filtro de Kalman para obtener la sucesión de estimadores de la variable de estado  $\beta_{t|t} = E(\beta_t | y_t, y_{t-1}, \dots)$ .

Ahora bien, en la segunda etapa se derivan los estimadores de  $\alpha$  y  $D$ . Así, para recuperar el estimador recurrente del factor común original,  $F_{t|t} = E(F_t | Y_t, Y_{t-1}, \dots)$ , se utiliza la combinación lineal de  $F_{t|t}$  de la información observada:

$$F_{t|t} = \chi(L) Y_t \quad [11]$$

Si aplicamos esperanza matemática condicionada a la ecuación [2] se obtiene que  $F_{t|t} = f_{t|t} + \alpha$ , lo cual implica que el vector de polinomios  $\chi(L)$  es el mismo para  $f_{t|t}$  y  $F_{t|t}$ , y donde  $f_{t|t}$  es un estimador del factor común centrado en su media y corresponden al primer componente del vector  $\beta_{t|t}$ .

### Método de estimación del ciclo común

El filtro de Kalman es un método bien conocido para calcular la función de verosimilitud gaussiana para un conjunto de pruebas de parámetros (para una mayor discusión véase [Harvey, 1989](#)). El filtro construye recursivamente el error mínimo cuadrático medio (EMCM) del vector de estado no observado a partir de las variables observadas. Asimismo, utiliza la representación en espacio de estados dada por dos ecuaciones vectoriales, una llamada de transición y la otra de observaciones. La primera describe la dinámica del vector de estados, el cual contiene las variables desconocidas que queremos estimar. La segunda relaciona al vector de estados

<sup>11</sup> En muchas estimaciones  $R_t$  se considera una matriz identidad.

con las variables observadas (en nuestro caso el crecimiento económico de cada país), lo cual está representado en las ecuaciones [10b] y [9b] respectivamente. A partir de estas ecuaciones tenemos que  $\beta_{t|T}$  denota la estimación de  $\beta_t$ , dado  $(Y_1, \dots, Y_T)$ , con  $E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] = H$  y  $E[w_t w_t'] = \Sigma$ .

Ahora bien, usando la matriz de varianzas y covarianzas,  $P_{t|T} = E[(\beta_{t|T} - \beta_t)(\beta_{t|T} - \beta_t)']$ , la ecuación de proyección del filtro de Kalman será:

$$\beta_{t|t} = T_t \beta_{t-1|t-1} \quad [12]$$

$$P_{t|t-1} = T_t P_{t-1|t-1} T_t' + R \Sigma R' \quad [13]$$

La proyección de  $Y_t$  en el tiempo  $t-1$  es  $Y_{t|t-1} = Z \beta_{t|t-1}$  y el error de proyección es  $\pi_t = Y_t - Z \beta_{t|t-1}$ . Así, la ecuación de actualización del filtro de Kalman será:

$$\beta_{t|t} = \beta_{t|t-1} + P_{t|t-1} Z' A_t^{-1} \pi_t \quad [14]$$

$$P_{t|t} = P_{t|t-1} - P_{t|t-1} Z' A_t^{-1} Z P_{t|t-1} \quad [15]$$

$$\text{donde } A_t = E[\pi_t \pi_t'] = Z P_{t|t-1} Z' + H$$

Las ecuaciones [12]-[15] permiten un cálculo recursivo del vector de estado  $\alpha_{t|t-1}$  y de la matriz de varianzas y covarianzas  $P_{t|t-1}$ , asumiendo como dados los parámetros en  $T_t$ ,  $R$ ,  $\Sigma$ ,  $H$  y  $Z$  y los valores iniciales de  $\beta_{t|t}$  y  $P_{t|t}$ . Para la estimación exacta de la función de máxima verosimilitud, estos valores deben cumplirse con la expectativa incondicional  $E[(\beta_t - E\beta_t)(\beta_t - E\beta_t)']$ , es decir,  $\alpha_{0|0} = 0$  y  $P_{0|0} = \sum_{j=0}^{\infty} T_{t-j}^j \sum_{t-j}^j T_{t-j}^{j'}$ . Alternativamente, uno podría establecer  $P_{0|0}$  como una matriz constante y arbitraria. En este caso, las estimaciones son asintóticamente equivalentes a la de máxima verosimilitud. Con lo anterior, el log de verosimilitud gaussiano es entonces calculado como:

$$B = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \pi_t' A_t^{-1} \pi_t - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \ln(\det(A_t)) \quad [16]$$

Las estimaciones de los parámetros de la función de máxima verosimilitud de Gauss se encuentran maximizando a  $\ell$ .

Ahora, procedemos a estimar el factor común (ciclo común) haciendo uso de la ecuación [11], en particular el polinomio  $\chi(L)$ . Para ello, recordamos que un supuesto básico es que todas las variables incluidas en el modelo deben ser estacionarias, lo que a su vez implica el cumplimiento de estacionariedad de la ecuación de transición [10a]. De esta forma,

sustituimos la relación  $\pi_t = Y_t - Z\beta_{t|t-1}$  en la ecuación [14] y utilizando la [12] obtenemos:

$$\beta_{t|t} = (I - G_t Z) T_t \beta_{t-1|t-1} + G_t Y_t \quad [17]$$

donde  $G_t = P_{t|t-1} Z' A_t^{-1}$  es la ganancia del filtro de Kalman. Aprovechando la estacionariedad,  $G_t$  converge hacia  $G^*$  (estado estacionario), y si consideramos que  $T_t$  es invariante en el tiempo, cuando las observaciones están expresadas como desviaciones de la media, la ecuación [17] puede ser escrita como:

$$(I - KL)\beta_{t|t} = G^* Y_t \quad [18]$$

donde  $K = (I - G^* Z) T^*$ . Como resultado, el polinomio  $\chi(L)$  se obtiene invirtiendo  $(I - KL)$  en la ecuación [18]. En otras palabras, usando la ganancia de Kalman en estado estacionario se permite identificar a  $\chi(L)$  para  $t \rightarrow T$  como la primera fila de  $[I - (I - KH)AL]^{-1}K$ . Posteriormente, el vector de coeficientes puede ser calculado si aplicamos esperanzas en la ecuación [11], obteniendo:

$$\alpha = E(F_{t|t}) = \chi(1)E(Y) = \chi(1)\mu_Y \quad [19]$$

donde  $\chi(1) = \sum_{i=1}^{\infty} w_i$  y  $\mu_Y$  es la media de  $Y_t$ .

### Método para una caracterización del ciclo económico mediante cambios de régimen

Una vez presentado el método de estimación del ciclo económico común, procedemos a presentar una caracterización de su media mediante un modelo de cambio de regímenes de Markov. Previo a esto, una vez estimada la serie no observada del ciclo económico común, se calculó su correlograma para observar que la serie no muestre un comportamiento de un ruido blanco para el periodo temporal en análisis (véase el Anexo A).

Así, considerando que las fases del ciclo son auge, recesión, depresión y recuperación, se advierten, en particular, desaceleraciones y aceleraciones que denotan cambios entre auges y recesiones, sugiriendo tres regímenes (estados) para caracterizar el ciclo económico de la región (en la sección de resultados se presenta una justificación de la selección de dichos números de estados o regímenes). En general, la representación del modelo de cambio de regímenes para el ciclo económico centroamericano,  $F_t$ , es el siguiente:

$$f_t - \mu_{st} = \phi_1(f_{t-1} - \mu_{s,t-1}) + \phi_2(f_{t-2} - \mu_{s,t-2}) + \dots + \phi_p(f_{t-p} - \mu_{s,t-p}) + \varepsilon_t \quad [20]$$

donde  $\varepsilon_t \sim \text{Niid}(0, \sigma_{st}^2)$ , expresado como un modelo autorregresivo con cambios de estado en el cual se establece el criterio para seleccionar el número de rezagos incluidos en el modelo.<sup>12</sup> Si el estado (régimen) es gobernado por el estado  $S_t = j$  en el momento  $t$ , entonces podemos construir la densidad condicional de  $f_t$  como:

$$F(f_t | S_t = j, f_{t-1}; \theta) \quad [21]$$

donde  $\theta$  es el vector de parámetros relevantes. Ahora bien, si hay  $N$  estados, entonces habrá  $N$  diferentes densidades condicionales para cada vector  $f_t$  que pueden ordenarse en un vector aleatorio. La función de densidad condicional de la ecuación [21] depende del estado actual del régimen. Para establecer el número de rezagos  $p$ , debe recordarse que el valor de la variable  $S$  depende del valor que tomó en el periodo anterior, como ocurre en las cadenas de Markov de orden 1, por lo que, para seguir el proceso, se define una nueva variable:  $S^*$ . De esta manera, el número de estados que toma esta variable auxiliar se establece de la siguiente manera:

$$N(S^*) = (N(S))^{p+1} \quad [22]$$

donde  $N(S^*)$  es el número de estados de  $S^*$  y  $p$  es el número de rezagos del proceso autorregresivo de la ecuación [20].

Considerando que se estipulan tres estados, la ecuación [22] se convierte en:

$$N(S^*) = (3)^{p+1} \quad [23]$$

Así, por ejemplo, si elegimos un AR(1), el número de estados a considerar de la variable  $S^*$  será nueve, mientras que un AR(3) implica 81 estados para  $S^*$ . En principio, vamos a seleccionar un AR(2), que luego será justificado estadísticamente cuando se estime el modelo de cambio de regímenes. Con esto, la ecuación [20] se transforma en:

$$f_t - \mu_{st} = \phi_1(f_{t-1} - \mu_{s,t-1}) + \phi_2(f_{t-2} - \mu_{s,t-2}) + \varepsilon_t \quad [24]$$

**12** Un modelo general puede ser del tipo ARMA( $p, q$ ), pero en la literatura se estiman modelos puramente autorregresivos, explicados por las implicaciones numéricas de resolución al introducir términos de media móvil.

donde  $\mu_{st} = \mu_1 S_{1t} + \mu_2 S_{2t} + \mu_3 S_{3t}$  y  $\mu_{st} = \sigma_1 S_{1t} + \sigma_2 S_{2t} + \sigma_3 S_{3t}$ , por lo que los parámetros relevantes de la función de densidad son  $\Theta = (\mu_1, \mu_2, \mu_3, \sigma_1, \sigma_2, \sigma_3)$ . Además, definimos a  $f_t$  como el vector que contiene toda la información hasta el momento  $t$ . Considerando dos estados, tenemos que  $S_{ij} = 1$ , si  $S_t = j$ , y  $S_{ij} = 0$  en otro caso, tomando  $i, j = 1, 2, 3$ , con  $\sum_1^3 p_{ji} = 1$ . Con lo anterior, podemos definir la matriz de transición condicionada, que nos muestra la probabilidad de pasar del estado  $i$  al  $j$ , lo cual puede ser expresado de la siguiente manera:

$$P = \begin{pmatrix} p_{11} & p_{12} & p_{13} \\ p_{21} & p_{22} & p_{23} \\ p_{31} & p_{32} & p_{33} \end{pmatrix} \quad [25]$$

Debemos recordar que tendremos 27 estados posibles y el vector de parámetros  $\Theta$ , así como el vector  $\Gamma_{t|t}$ , que define la inferencia sobre  $S_t^*$  a partir de la información observada hasta  $t$  mediante:

$$\Gamma_{t|t} = \begin{pmatrix} p[S_t^* = 1 | f_t, \Theta^*] \\ p[S_t^* = 2 | f_t, \Theta^*] \\ 7 \\ p[S_t^* = 27 | f_t, \Theta^*] \end{pmatrix} \quad [26]$$

donde  $\Theta^* = (\mu_1, \mu_2, \mu_3, \sigma_1, \sigma_2, \sigma_3, \rho_{11}, \rho_{12}, \rho_{13}, \rho_{21}, \rho_{22}, \rho_{23}, \rho_{31}, \rho_{32}, \rho_{33})$ . En nuestro análisis se estima un solo estado para el desvío estándar de las medias.

#### 4. RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN Y CARACTERIZACIÓN ECONOMÉTRICA DEL CICLO ECONÓMICO COMÚN

##### Fuente de datos

El modelo fue estimado con datos del PIB real de Costa Rica, El Salvador, Guatemala, Nicaragua y Honduras, caracterizando en su conjunto a la economía centroamericana. La fuente de datos es la base de corte anual *Indicadores del Desarrollo Mundial* del Banco Mundial y la muestra de trabajo se extiende desde 1965 hasta 2014. Las variables utilizadas para estimar el ciclo económico corresponden a la tasa de crecimiento del PIB real, construidas a través del tiempo para el país  $i$ -ésimo como sus primeras diferencias logarítmicas,  $\Delta \log PIB_{it}$ , donde se supone que la tasa



de crecimiento captura el componente cíclico. Muchas veces, las series de tiempo en niveles anuales del  $PIB_{it}$  real son no estacionarias, por lo que una práctica de los usuarios de la econometría aplicada es recurrir a las primeras diferencias logarítmicas para que las series en el modelo mantengan la propiedad deseable de estacionariedad, como se expresó en el modelo anterior; sin embargo, esta práctica no siempre es adecuada, lo cual será mostrado en las pruebas de presencia de raíces unitarias en la siguiente sección.

### Estacionariedad de las variables observables

Un supuesto básico del modelo es que todas las variables incluidas deben ser estacionarias, lo que a su vez implica el cumplimiento de estacionariedad de la ecuación de transición [10a]; debido a ello se vuelve indispensable encontrar evidencia de este hecho. Perron (1989) sustentó que la aplicación usual de la prueba de presencia de raíces unitarias de Dickey-Fuller, Dickey-Fuller Aumentado y Phillips-Perron, no gozan de suficiente potencia (poder) para inferir si una serie presenta una raíz unitaria o es estacionaria en caso de tener presencia de cambios estructurales.<sup>13</sup> En particular, Perron demostró que los resultados de no estacionariedad de Nelson y Plosser (1982) para algunas de las series de agregados macroeconómicos y financieros de su análisis, fueron incorrectos, pues las series eran estacionarias en tendencia con cambio estructural. Así, si se presentan cambios estructurales en la media de una variable, la inferencia estadística usual es incorrecta debido a que los contrastes usuales mencionados tienden a ser sesgados hacia el no rechazo de la hipótesis nula de raíz unitaria, mientras erróneamente se rechazaba la hipótesis alternativa de estacionariedad. En el caso de las series centroamericanas, caracterizadas por una serie de aceleraciones y desaceleraciones en algunos puntos del tiempo, se advierte la posible existencia de cambios estructurales en el PIB real,  $PIB_{it}$ , lo cual requiere una prueba de raíz unitaria con cambio estructural.

De esta manera, para estudiar la estacionariedad del crecimiento económico de cada país (diferencias logarítmicas del PIB) aplicaremos la prueba de raíz unitaria de Clemente, Montañes y Reyes (1998), pues este contraste supera a las pruebas de raíz unitaria basadas en un único quiebre estructural debido a que estas últimas pueden tener bajo po-

<sup>13</sup> El pionero en analizar los efectos de los cambios estructurales en modelos de regresión fue Chow (1960).

der de prueba cuando existe más de un cambio estructural y, por ende, induce a rechazar la hipótesis nula de ausencia de cambio estructural cuando la serie realmente tiene más de un quiebre. El cuadro 1 muestra los resultados de la aplicación de dicho contraste a las distintas series de diferencias logarítmicas para cada país.

CUADRO 1 CONTRASTE DE RAÍZ UNITARIA CON CAMBIO ESTRUCTURAL			
Variable	Fecha de cambio estructural	Estadístico t	5% valor crítico
$\Delta \log \text{Honduras}$	1976, 1980	-3.405	-5.49
$\Delta \log \text{Nicaragua}$	1977, 1991	-9.786	-5.49
$\Delta \log \text{Guatemala}$	1979, 1986	-7.414	-5.49
$\Delta \log \text{El Salvador}$	1976, 1984	-5.956	-5.49
$\Delta \log \text{Costa Rica}$	1980, 1984	-8.029	-5.49

Fuente: elaboración propia.

Como el estadístico de contraste, en valor absoluto, es mayor que el valor crítico de la distribución, con un nivel de significancia del 5%, se puede rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria en presencia de un cambio estructural para las primeras diferencias logarítmicas de los países de la muestra, con excepción de Honduras. Para el caso hondureño, fue necesario realizar, para 2009, un ajuste en esta serie mediante la creación de una variable ficticia como un regresor del modelo autorregresivo, que se sustrae posteriormente de la serie original.<sup>14</sup> Una vez ajustada la serie, en el cuadro 2 presentamos el resultado de aplicar la prueba de raíz unitaria en presencia de cambios estructurales.

CUADRO 2 CONTRASTE DE RAÍZ UNITARIA PARA SERIE AJUSTADA DE HONDURAS			
Variable	Fecha del cambio estructural	Estadístico t	5% valor crítico
$\Delta \log \text{Honduras}$ ajustada	1980, 1999	-6.233	-5.49

Fuente: elaboración propia.

<sup>14</sup> Al aplicar la prueba de rupturas múltiples de Bai y Perron (1998) se verifica evidencia de un cambio estructural alrededor de 2009.

Como el estadístico de contraste, en valor absoluto, es mayor que el valor crítico de la distribución, con un nivel significancia del 5%, se puede rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria en presencia de un cambio estructural.

### Estimación del ciclo económico común centroamericano

Los resultados de la estimación del ciclo común centroamericano, mostrados en el cuadro 3, mediante el modelo dinámico factorial indican que todos los parámetros estimados son estadísticamente significativos a un 95% de confianza.

CUADRO 3 MODELO DEL CICLO ECONÓMICO COMÚN DE LOS PAÍSES CENTROAMERICANOS					
	Honduras	Nicaragua	El Salvador	Costa Rica	Guatemala
Cargas factoriales	0.0160 (0.0027)	0.0079 (0.0038)	0.0126 (0.0026)	0.0200 (0.0030)	0.0164 (0.0024)
Varianza de los ruidos	0.0006 (0.0001)	0.0039 (0.0008)	0.0010 (0.0002)	0.0004 (0.0001)	0.0001 (0.0000)
Autoregresivo del ciclo común	0.9252 (0.0527)	Log-máxima verosimilitud: 534.9			

Nota: entre paréntesis aparece el error estándar de la estimación.

Fuente: elaboración propia.

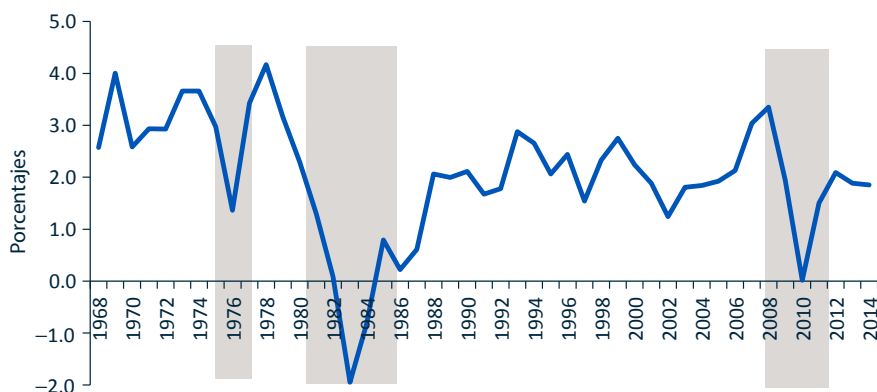
Las cargas factoriales denotan que el aporte del crecimiento económico de cada país es positivo al ciclo económico común, y su magnitud muestra que el país que tiene mayor influencia sobre el ciclo común es Costa Rica, seguido de Guatemala, Honduras, El Salvador y Nicaragua. La menor incertidumbre respecto al ciclo común, medida por la varianza de los ruidos, fue para Guatemala, seguida de Costa Rica, Honduras, El Salvador y Nicaragua. Ahora bien, las estimaciones del cuadro anterior nos permiten calcular el ciclo económico común, una variable no observable que se representa en la gráfica 1.

Como se desprende de la gráfica 1, el ciclo común se caracteriza por tener varias fluctuaciones económicas (diferentes regímenes en términos markovianos), es decir, con aceleraciones y desaceleraciones.<sup>15</sup> El

<sup>15</sup> Cabe señalar que esto tiene implicaciones en el desempeño macroeconómico de largo plazo, véase Hausman, Pritchett y Rodrik (2005).

crecimiento promedio del ciclo centroamericano fue de 2.0% anual, con un valor máximo de 4.2% y un valor mínimo de 1.9%, y debido a esta volatilidad se justifica el uso de tres estados, particularmente que representen las recesiones, los crecimientos por debajo del promedio y las expansiones que superen levemente al promedio.

**GRÁFICA 1**  
**EVOLUCIÓN DEL CICLO ECONÓMICO COMÚN**  
(variación interanual)



Fuente: elaboración propia con modelo dinámico factorial.

Las áreas sombreadas del ciclo económico común denotan las recesiones generalizadas para el conjunto de la región, clasificadas, según su mayor intensidad, de la siguiente manera: a) la contracción a principios de la década de 1980, b) la caída acontecida en 2009 y c) la fuerte desaceleración alrededor de 1975, una volatilidad consistente con la observada en la mayor parte de América Latina.<sup>16</sup> Esto implica que la región registra una crisis conjunta cada 16 años.

La gráfica 1 denota que la crisis internacional acontecida en 2009 (la más desfavorable que ha enfrentado la economía mundial desde la Gran Depresión de los años treinta) fue una recesión centroamericana menor a la registrada a principios de 1980. Es de señalar que, previo a la recesión común estimada a principios de la década de 1980, Centroamérica vivió cerca de tres décadas de estabilidad cambiaria y de precios, pero comenzó a sufrir fuertes desequilibrios económicos a partir del choque

<sup>16</sup> Al respecto, América Latina denota una alta volatilidad y una baja persistencia en el tiempo, es decir, se caracteriza por diversos cambios de regímenes en lugar de una tendencia estable. Véanse Hakura (2007) y Sahay y Goyal (2006).

petrolero de 1979, un periodo donde varios países de la región centroamericana estuvieron sumergidos en conflictos armados que afectaron su estructura económica y social con factores internos, como un excesivo endeudamiento y gasto público, que se sumaban a los factores externos, como el alza de las tasas de interés internacionales y la recesión mundial que disminuyó el comercio mundial y las exportaciones centroamericanas, además de la caída de los precios internacionales de las mismas.

En el caso de la segunda crisis generalizada de la economía centroamericana, registrada en 2009 (según el ciclo común, de menor intensidad que la de los años ochenta), ésta comenzó a anunciarse a fines de 2007, alcanzando su punto culminante en el último trimestre de 2008. Una diferencia fundamental entre la crisis observada a principios de la década de 1980 y la registrada en 2009 es que en esta última se registró una transmisión del ciclo financiero al ciclo real de la economía, siendo los canales de transmisión la apertura comercial, el flujo de remesas recibido y la inversión extranjera directa, mostrando una contracción en cada uno de ellos.

### Caracterización de las fases del ciclo económico común

Una vez identificado el ciclo económico común se verificó, con ayuda de su correlograma, que la serie no es un ruido blanco para el periodo temporal en análisis, por lo que podemos buscar una representación para la media (véase el Anexo A). En este sentido, una manera de analizar con mayor precisión el ciclo económico común es la identificación o estimación de fases del ciclo aplicando cambios de regímenes de Markov mediante el uso de estados. Las estimaciones del modelo de Markov muestran la identificación de tres fases o estados en el cuadro 4.

**CUADRO 4**  
**CAMBIO DE REGÍMENES DEL CICLO COMÚN CENTROAMERICANO**

Parámetro	Estimación	Desviación estándar	Valor p
$\mu_1$ (Régimen 1)	-0.30	0.47	0.524
$\mu_2$ (Régimen 2)	1.38	0.47	0.004
$\mu_3$ (Régimen 3)	2.33	0.44	0.000
AR(1)	1.22	0.16	0.000
AR(2)	-0.39	0.17	0.020
SIGMA	0.41	0.14	0.000

Fuente: elaboración propia.

En primera instancia, podemos observar que todos los parámetros son significativos a un 5% de significancia, con excepción del régimen 1, explicado en cierta medida por la menor frecuencia de los episodios recesivos. Además, se verifica la significancia estadística del resto de los parámetros estimados, más específicamente los autorregresivos y sigma, propuestos en la sección de estimación. La interpretación de resultados nos dice que si la economía centroamericana se encuentra en régimen o estado de crecimiento moderado (régimen 3 en las estimaciones del cuadro 4), la tasa de expansión interanual es del orden de 2.3% con una desviación estándar de 0.44; si la economía está en un estado de crecimiento bajo y lento (régimen 2 de la estimación mostrada), debería crecer alrededor de 1.4% anual con una volatilidad levemente superior al crecimiento moderado. Ahora bien, si la economía se localiza en el estado recesivo (régimen 1 de la estimación), entonces debería decrecer en torno a una media de 0.3% anual con una volatilidad característica muy cercana al régimen moderado (0.47).

Al analizar la probabilidad condicionada y la duración de los estados (véase el cuadro 5), podemos inferir que el régimen con una mayor duración es el de crecimiento moderado (régimen 3), con un promedio aproximado de cuatro años, seguido del régimen de bajo y lento crecimiento (régimen 2), con año y medio, y el de recesión, con un año promedio de duración (régimen 1). La matriz de transición nos dice que la probabilidad de pasar de una recesión hacia un régimen de crecimiento bajo es del 100%, es decir, la fase de recesión no continúa en un siguiente periodo en una recesión (consistente con un año estimado esperado de duración) ni pasa rápidamente a un crecimiento moderado (consistente con un periodo de recuperación).

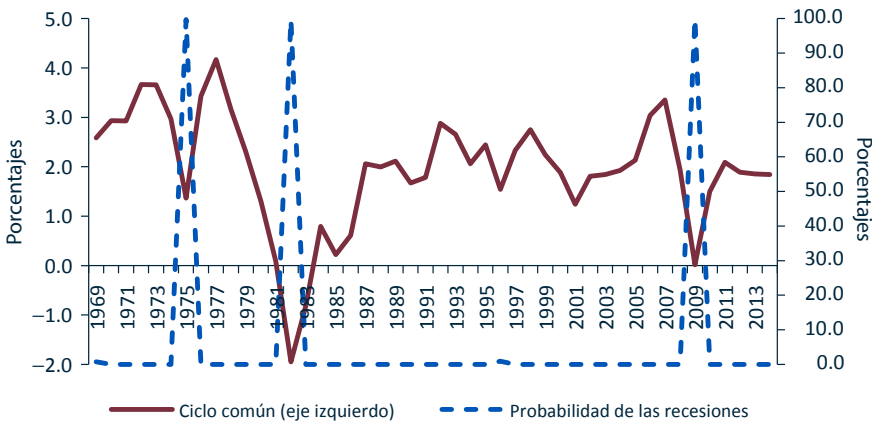
CUADRO 5 TRANSICIÓN Y DURACIÓN DE ESTADOS Transición de probabilidades (porcentajes)			
Régimen o estado	1	2	3
1	0.0	100.0	0.0
2	21.4	17.5	61.0
3	0.0	27.5	72.5
Duración esperada de los estados			
Estados	1	2	3
Años	1.0	1.2	3.6

Fuente: elaboración propia.

De igual forma, la probabilidad de pasar seguidamente de un periodo de crecimiento moderado a una recesión es nula, mientras que la probabilidad de estar en el régimen de crecimiento moderado y mantenerse con ese comportamiento en el siguiente periodo es del 72.5%, y la probabilidad de pasar de una expansión moderada a un bajo crecimiento es del 27.5%. Se observa que, si la economía centroamericana está creciendo moderadamente, previo a entrar a una recesión mostrará señales de un bajo crecimiento (pasa del régimen 3 al 2), denotado en la probabilidad nula de pasar del régimen 3 al 1. Finalmente, la probabilidad de estar en un régimen de bajo crecimiento y en el siguiente periodo continuar en dicho régimen es cercana al 17.5%; la probabilidad de estar creciendo lentamente y pasar a crecer moderadamente es del 61%, mientras que la probabilidad de estar en un bajo crecimiento y pasar a un régimen de recesión es del 21.4%.

A continuación se muestran las probabilidades asociadas a los tres regímenes estimados del ciclo económico común (*smoothed probabilities*) que nos permiten describir con mayor precisión las fases del ciclo centroamericano.

**GRÁFICA 2**  
**PROBABILIDAD DEL RÉGIMEN DE RECESIÓN EN CENTROAMÉRICA**



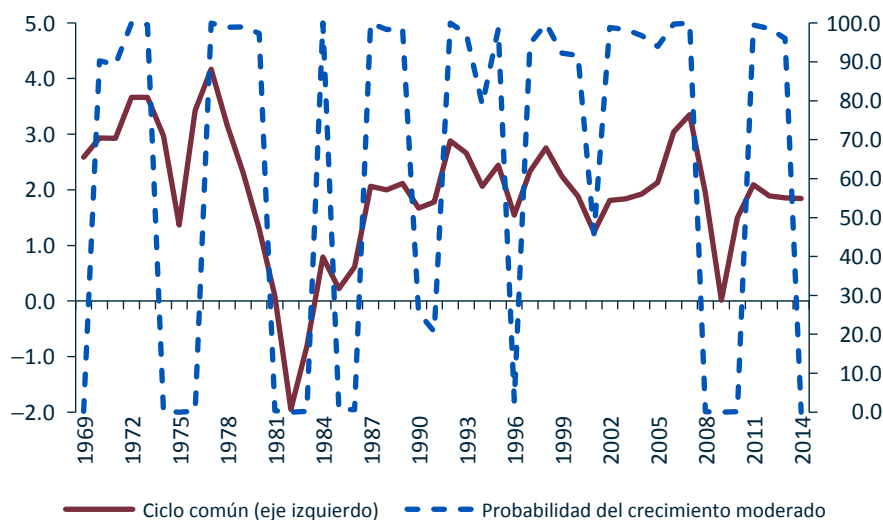
Fuente: elaboración propia con modelo de Markov.

La gráfica 2 denota la probabilidad de la fase de recesión, donde se registran tres recesiones generalizadas que, en su punto más bajo, se convierten en crisis o depresiones del ciclo. Las crisis de la región centroamericana (régimen 1) se pueden clasificar, según su magnitud, en: a) la contracción de principios de la década de los ochenta; b) la caída de 2009,

y c) la marcada desaceleración, cercana a la de 1975, aunque de menor intensidad. Con esto se demuestra la menor frecuencia de este régimen, de forma generalizada, en Centroamérica; por lo tanto, la economía mostrará mayor periodicidad en el resto de regímenes estimados.

Por su parte, la gráfica 3 nos permite observar que el ciclo económico centroamericano denota crecimientos moderados en la mayor parte del periodo en análisis (régimen 3), pues su valor de probabilidad se acerca a uno en muchos momentos del tiempo.

**GRÁFICA 3**  
**PROBABILIDAD DEL RÉGIMEN DE CRECIMIENTO MODERADO**



Fuente: elaboración propia con modelo dinámico factorial.

Finalmente, en la gráfica 4 se registran, de forma intermedia, fases de bajo y lento crecimiento (régimen 2 en momentos de una leve desaceleración o una recuperación), donde el régimen que gobierna un determinado periodo (año) es aquel que supera al 50% de probabilidad (eje derecho).<sup>17</sup>

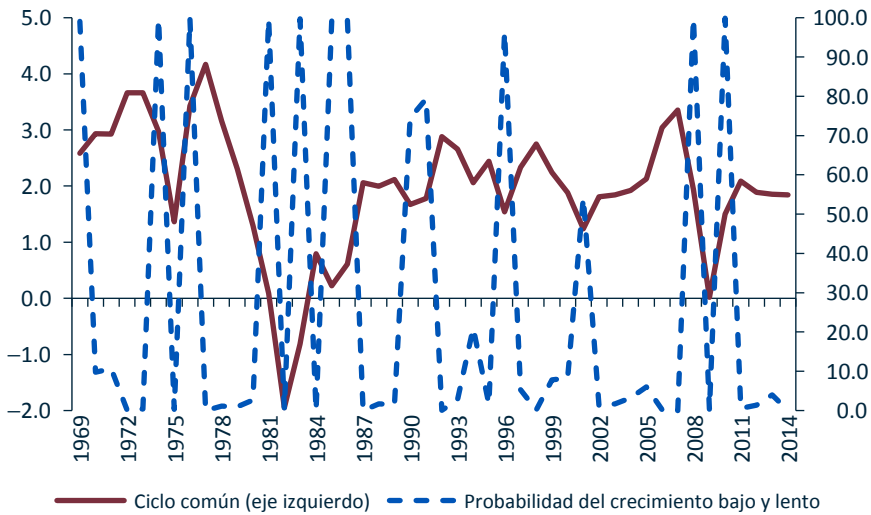
De esta forma, el bajo nivel del PIB observado en la mayoría de los países de la región se puede explicar por un crecimiento económico fluctuante durante las últimas décadas, variando de periodos largos de moderado crecimiento, combinado con bajos crecimientos, a otros cortos de alta expansión, es decir, con un patrón de avances y retrocesos del creci-

<sup>17</sup> Consideramos el criterio de Hamilton (1989), con una probabilidad superior a 50%, para caracterizar un régimen o estado de la naturaleza.



miento económico. En la gráfica 4 también se observa que, posterior a la crisis reciente de 2009, la economía pasó al régimen de bajo crecimiento (recuperación), para luego retornar a un crecimiento moderado a partir de 2011. Además, se confirma un lapso intermitente cada cuatro años, indicando saltos entre moderados y bajos crecimientos y, en menor intensidad, recesiones.

**GRÁFICA 4**  
**PROBABILIDAD DEL RÉGIMEN DE CRECIMIENTO BAJO**



Fuente: elaboración propia con modelo de Markov.

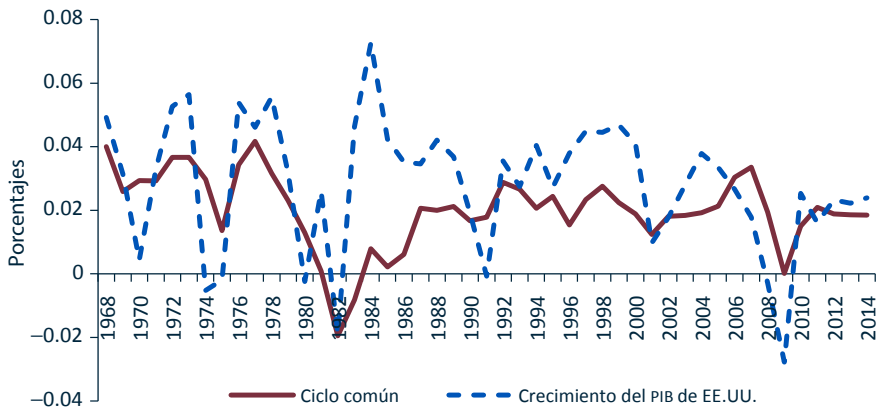
### Una mirada al ciclo centroamericano y su principal fuente externa

En esta parte de la investigación analizamos el movimiento conjunto del ciclo común de Centroamérica y su principal fuente externa, usando como una aproximación la influencia que posee el crecimiento económico de EE.UU. sobre la economía centroamericana. En principio, la gráfica 5 muestra un movimiento conjunto entre el ciclo económico común encontrado en esta investigación y el crecimiento económico de la economía estadounidense. En otras palabras, encontramos, en forma descriptiva, una dependencia económica de los países de la Integración Económica Centroamericana con dicho país.

Una forma simple de medir la magnitud del movimiento conjunto o de sincronización entre el ciclo centroamericano y la economía de EE.UU.

es mediante la estimación del coeficiente de correlación simple. En este sentido, el coeficiente de correlación entre el ciclo centroamericano y el crecimiento de EE.UU. fue de 0.3 en el periodo de análisis, lo que implica un comportamiento procíclico respecto a la economía estadounidense. Lo anterior no es un resultado sorprendente, dada la dependencia de la región de las divisas provenientes de EE.UU., producto de la concentración exportadora y la entrada de remesas familiares (de la mayoría de los países), así como de los flujos por concepto de turismo e inversión extranjera directa. Esto implicaría que si la economía de EE.UU. se recupera lentamente luego de un panorama adverso o se toma una decisión de política con incidencia económica o social negativa (por ejemplo, una política migratoria que disminuya la recepción de remesas familiares), la economía centroamericana sería afectada negativamente y, en contraste, sería beneficiada con una aceleración del crecimiento económico de EE.UU. Por lo tanto, la fuerte dependencia con la economía estadounidense puede convertirse en un “riesgo macroeconómico”, pues incrementa la vulnerabilidad de la economía centroamericana a los choques externos y genera mayor volatilidad de los recursos externos, afectando negativamente la estabilidad macroeconómica y la capacidad de lograr una meta de crecimiento alto y sostenido. Esta transmisión económica estadounidense hacia los países centroamericanos también se argumenta en estudios realizados para Centroamérica (Roache, 2008; Fiess, 2007); Kose y Rebucci, 2005).

**GRÁFICA 5**  
**CICLO ECONÓMICO COMÚN Y EL PIB DE ESTADOS UNIDOS**  
(variación interanual)



Fuente: elaboración propia con modelo dinámico factorial.

## 5. CONCLUSIONES

El artículo brinda evidencia de un ciclo económico común en los países que iniciaron el proceso de Integración Económica Centroamericana con la firma del Tratado en 1960. En este sentido, se observa un aporte positivo del crecimiento económico de cada país al ciclo común y su magnitud muestra que el país que tiene mayor influencia sobre el ciclo común es Costa Rica, seguido de Guatemala, Honduras, El Salvador y Nicaragua. Además, se encuentra una sincronización procíclica de la economía centroamericana respecto al ciclo estadounidense, un resultado que no sorprende debido a la dependencia de la región de las divisas provenientes de EE.UU.

Esta investigación es pionera en la contribución a la evidencia econométrica de la región centroamericana, dado que cubre un vacío encontrado en la revisión de la literatura, particularmente, la ausencia de una caracterización econométrica del ciclo económico centroamericano. Al respecto, se aplicó un modelo dinámico factorial para estimar el ciclo agregado centroamericano a partir del crecimiento económico de cinco países miembros de la Integración Económica Centroamericana y un modelo de cambios de regímenes de Markov para caracterizar las fases del ciclo económico de la región centroamericana. El supuesto central del modelo factorial fue que los movimientos conjuntos de los países quedan plenamente explicados por el ciclo común: la evidencia empírica no contradice esta hipótesis.

La investigación también presentó la correcta aplicación de las pruebas que verifican la estacionariedad de las series de tiempo cuando presentan cambios estructurales. En particular, una costumbre incorrecta de muchos usuarios de la econometría aplicada es concluir que una serie es no estacionaria debido a la presencia de raíces unitarias y, en consecuencia, la serie será estacionaria simplemente aplicando diferencias logarítmicas a la serie en análisis, sin embargo, el presente artículo demuestra que, ante la presencia de cambios estructurales, el análisis econométrico debe ser distinto; una evidencia encontrada por Perron (1989), quien demostró que los resultados de no estacionariedad de Nelson y Plosser (1982) para algunas de las series de agregados macroeconómicos y financieros de su análisis fueron incorrectos, pues las series eran estacionarias en tendencia con cambio estructural.

Respecto a la caracterización del ciclo común, se ha mostrado que el uso de cambios de régimen mediante cadenas de Markov es una forma científica para disminuir los juicios de valor que realizan muchos análisis

tas del campo económico o social, particularmente al caracterizar subjetivamente al ciclo con un crecimiento económico fuerte, moderado o bajo. Como resultado, la investigación caracterizó las fases del ciclo económico común en tres cambios de regímenes, verificando, además, la existencia de tres recesiones generalizadas en la región, así como los siguientes hechos estilizados.

Si la economía centroamericana se encuentra creciendo moderadamente (régimen 3), la tasa de expansión interanual es del orden de 2.3%; si la economía está en un estado de crecimiento bajo y lento (régimen 2), debería crecer alrededor de 1.4% anual con una volatilidad levemente superior al crecimiento moderado. Entre tanto, si la economía se localiza en el estado recesivo (régimen 1), entonces la economía debería decrecer en torno a una media de 0.3% anual. En términos de duración de las fases, podemos inferir que el régimen con una mayor duración es el de crecimiento moderado (régimen 3), con una duración promedio aproximada de cuatro años, seguido del régimen de bajo y lento crecimiento (régimen 2), con año y medio de duración, y del recesivo, con un año promedio de duración (régimen 1). Así, una forma de explicar el bajo nivel del PIB observado en la mayoría de los países de la región es mediante un crecimiento económico fluctuante durante las últimas décadas, variando de periodos largos de moderado crecimiento, combinados con bajos crecimientos, a otros cortos de alta expansión, estableciendo un patrón de avances y retrocesos del crecimiento económico.

Respecto a las crisis generalizadas para el conjunto de la región, según su mayor intensidad, se clasificaron de la siguiente manera: *a)* la contracción a principios de la década de 1980, *b)* la caída acontecida en 2009 y *c)* la fuerte desaceleración alrededor de 1975, una volatilidad consistente con la observada en la mayor parte de América Latina. Se estima que la crisis de 2009 (la más desfavorable que ha enfrentado la economía mundial desde la Gran Depresión de los años treinta) es una recesión centroamericana de menor magnitud a la registrada a principios de 1980, denotando probablemente que la región estaba más preparada para enfrentar la crisis, pero también se demuestra que, posterior a la crisis reciente de 2009, la economía pasó al régimen de bajo crecimiento (recuperación), para luego retornar a un crecimiento moderado a partir de 2011. Además, se confirma un lapso intermitente cada cuatro años, indicando saltos entre moderados y bajos crecimientos y, en menor intensidad, recesiones.

De esta forma, se ha presentado evidencia que permite concluir que las economías de Centroamérica poseen un ciclo económico común

que debería ser monitoreado frecuentemente usando instrumentos de medición, como los mostrados en este artículo, para una toma de decisiones de política económica en forma científica y oportuna que permita mejorar el bienestar de la población en la región.

## REFERENCIAS

- Aruoba, B., Diebold, F., y Scotti, C. (2009). *Real-time measurement of business conditions*. *Journal of Business and Economic Statistics*, 27(4), pp. 417-427.
- Bai, J. y Perron, P. (1998). *Estimating and testing linear models with multiple structural changes*. *Econometrica*, 66(1), pp. 47-78.
- Bai, J. y Ng, S. (2002). *Determining the number of factors in approximate factor models*. *Econometrica*, 70(1), pp. 191-221.
- Burns, A.F. y Mitchell, W.C. (1946). *Measuring Business Cycles*. Nueva York: National Bureau of Economic Research (NBER).
- Caceres, L.R. y Seninger, S.F. (1980). *Endogenous change in an interregional system of growth centers: an application to the Central American Common Market*. *Regional Studies*, 14(1), pp. 1-13,
- Camacho, M., Perez-Quiros, G. y Poncela, P. (2014). *Extracting nonlinear signals from several economic indicators*. *Journal of Applied Econometrics*, 30(7), pp. 1073-1089.
- Chauvet, M. (1998). *An econometric characterization of business cycle dynamics with factor structure and regime switches*. *International Economic Review*, 39(4), pp. 969-996.
- Chauvet, M. y Hamilton, J. (2006). Dating business cycle turning points in real time. En: C. Milas, P. Rothman y D. Van Dijk (eds.). *Nonlinear Time Series Analysis of Business Cycles* (pp. 1-54). Amsterdam: Elsevier Science.
- Chauvet, M. y Piger, J. (2008). *A comparison of the real-time performance of business cycle dating methods*. *Journal of Business and Economic Statistics*, 26(1), pp. 42-49.
- Chow, G. (1960). *Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions*. *Econometrica*, 28(3), pp. 591-605.
- Clemente, J., Montañés, A. y Reyes, M. (1998). *Testing for a unit root in variables with a double change in the mean*. *Economics Letters*, 59, pp. 175-182.
- Diebold, F. y Rudebusch, G. (1996). *Measuring business cycle: A modern perspective*. *Review of Economics and Statistics*, 78(1), pp. 67-77.
- Diebold, F., Lee, J. y Weinbach, G.C. (1993). Regime-switching with time-varying transition probabilities. En: C. Hargreaves. *Nonstationary Time Series and Cointegration*. Nueva York: Oxford University Press.

- Emery, K.M. y Koenig, E.F. (1992). Forecasting turning points. Is a two-state characterization of the business cycle appropriate? *Economics Letters*, 39(4), pp. 431-435.
- Fliess, N. (2007). Business cycle synchronization and regional integration: A case study for Central America. *The World Bank Economic Review*, 21(1), pp. 49-72.
- Forni, M., Hallin, M., Lippi M. y Reichlin, L. (2000). The generalized factor model: Identification and estimation. *Review of Economics and Statistics*, 82(4), pp. 540-554.
- Geweke, J. (1977). The dynamic factor analysis of economic time series. En: D.J. Aigner y A.S. Goldberger (eds.). *Latent Variables in Socio-Economic Models*. Amsterdam: North Holland.
- González Orellana, M. (1993). *Centroamérica: la dimensión institucional de la integración económica* [Documento de Trabajo no. 35]. San Salvador: Fundación Salvadoreña para el Desarrollo Económico y Social, Departamento de Estudios Económicos y Sociales.
- Hamilton, J.D. (1989). A new approach to the economic analysis of non-stationary time series and the business cycle. *Econometrica*, 57(2), pp. 357-384.
- Hamilton, J.D. (2011). Calling recessions in real time. *International Journal of Forecasting*, 27, pp. 1006-1026.
- Harvey, A.C. (1989). *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*. Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- Hakura, D.S. (2007). *Output volatility and large output drops in emerging market and developing countries*. [IMF Working Paper no. 07/114]. Disponible a través de: International Monetary Fund <<http://www.imf.org/external/pubs/cat/longres.aspx?sk=20940.0>>.
- Hausmann, R., Pritchett, L. y Rodrik, D. (2005). Growth accelerations. *Journal of Economic Growth*, 10(4), pp 303-329.
- Kim, C.J. y Nelson, C.R. (1998). Business cycle 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*, 80(2), pp. 188-201.
- Kim, C.J. y Nelson, C.R. (1999). *State-Space Models with Regime Switching*. Cambridge, MA: The MIT Press.
- Kim, M. y Yoo, J.S. (1995). New index of coincident indicators: A multivariate Markov switching factor model approach. *Journal of Monetary Economics*, 36(3), pp. 607-630.

- Kydland, F.E. y Prescott, E.C. (1990). *Business cycles: Real facts and a monetary myth*. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 14(2), pp. 3-18.
- Kontolemis, Z. (1997). *Does growth vary over the business cycle? Some evidence from the G7 countries*. *Economica N.S.*, 64(255), pp. 441-460.
- Koopmans, T.C. (1947). *Measurement without theory*. *Review of Economic and Statistics*, 29(3), pp. 161-172.
- Kose, M.A. y Rebucci, A. (2005). *How might CAFTA change macroeconomic fluctuations in Central America? Lessons from NAFTA*. *Journal of Asian Economics*, 16(1), pp. 77-104.
- Lucas, R.E. Jr. (1977). *Understanding business cycles*. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 5, pp. 7-29.
- McClelland, D.H. (1972). *The Central American common market: Economic policies, economic growth, and choices for the future*. Estados Unidos: Praeger Publishers.
- Nelson, C.R. y Plosser, C.I. (1982). *Trends and random walks in macroeconomic time series. Some evidence and implications*. *Journal of Monetary Economics*, 10(2), pp. 139-162.
- Nugent, J.B. (1974). *Economic Integration in Central America: Empirical investigations*. Baltimore: The Johns Hopkins University Press.
- Perron, P. (1989). *The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis*. *Econometrica*, 57(6), pp. 1361-1401.
- Roache, S.K. (2008). *Central America's regional trends and U.S. cycles* [IMF Working Paper no. 08/50]. Disponible a través de: International Monetary Fund <<https://www.imf.org/external/pubs/cat/longres.aspx?sk=21722.0>>.
- Sargent, T.J. y Sims, C.A. (1977). *Business cycle modeling without pretending to have too much a priori economic theory* [Working Paper no. 55]. Disponible a través de: Federal Reserve Bank of Minneapolis <<https://www.minneapolisfed.org/research/wp/wp55.pdf>>.
- Sahay, R. y Rishi Goyal, R. (2006). *Volatility and growth in Latin America: An episodic approach* [IMF Working Paper no. 06/287]. Disponible a través de: International Monetary Fund <<https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2016/12/31/Volatility-and-Growth-in-Latin-America-An-Episodic-Approach-20181>>.
- Sichel, D.E. (1994). *Inventories and the three phases of the business cycle*. *Journal of Business & Economic Statistics*, 12(3), pp. 269-277.
- Stock, J.H. y Watson, M.W. (1991). A probability model of the coincident economic indicators. En: K. Lahiri y G.H. Moore (eds.). *The Leading*

*Economic Indicators: New Approaches and Forecasting Records* (pp. 63-90). Nueva York: Cambridge University Press.

Stock, J.H. y Watson, M.W. (1998). *Diffusion Indexes* [NBER Working Paper Series no. 6702]. Disponible a través de: National Bureau of Economic Research <<http://www.nber.org/papers/w6702.pdf>>.

Stock, J.H. y Watson, M.W. (2002). *Forecasting using principal components from a large number of predictors*. *Journal of the American Statistical Association*, 97(460), pp. 1167-1179.

ANEXO A CORRELOGRAMA DEL CICLO ECONÓMICO COMÚN						
Auto- correlación	Correlación parcial		Auto- correlación	Auto- correlación parcial	Estadístico Q	Probabilidad
.  ****	.  ****	1	0.596	0.596	18.857	0.000
.  **	.  .	2	0.330	-0.040	24.741	0.000
.  *	.  .	3	0.167	-0.021	26.281	0.000
.  *	.  *	4	0.139	0.089	27.377	0.000
.  .	. * .	5	0.010	-0.157	27.383	0.000
. * .	.  .	6	-0.071	-0.044	27.682	0.000
. * .	.  .	7	-0.125	-0.049	28.623	0.000
. * .	.  .	8	-0.125	-0.030	29.591	0.000
** .	. * .	9	-0.218	-0.167	32.608	0.000
. * .	.  .	10	-0.198	0.032	35.164	0.000
** .	. * .	11	-0.258	-0.175	39.606	0.000
** .	. * .	12	-0.316	-0.167	46.423	0.000