

**UNIVERSIDAD TORCUATO DI TELLA**

**DEPARTAMENTO DE ECONOMIA**

**MAESTRIA EN ECONOMETRIA**

**¿EXISTE EVIDENCIA DE UN CICLO ECONOMICO COMUN  
EN LA INTEGRACION ECONOMICA CENTROAMERICANA?  
UNA ESTIMACION DEL CICLO COMUN MEDIANTE UN  
MODELO DINAMICO FACTORIAL Y SU  
CARACTERIZACION MEDIANTE CAMBIOS DE REGIMEN  
DE MARKOV**

**AUTOR:  
ESDRAS JOSIEL SANCHEZ BARAHONA**

**DIRECTOR:  
MARTIN GONZALEZ ROZADA**

**AGOSTO, 2015**

## Resumen

Esta investigación estudia la existencia de un ciclo económico común para las economías centroamericanas y realizar una caracterización durante el proceso de la Integración Económica Centroamericana. 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), con el objetivo de evitar descripciones subjetivas del crecimiento económico, mediante una clasificación del crecimiento según su magnitud, estimando las variables no observables de cambios de regímenes de Markov (Markov Switching Model, MSM por sus siglas en inglés). De este estudio pudimos concluir que, existe un ciclo económico común en Centroamérica, dando evidencia que una porción del crecimiento de largo plazo de cada país esta explicado por el crecimiento conjunto de Centroamérica; y otra porción se determina por factores estrictamente domésticos e independientes de cada país. Finalmente, se caracterizan las fases del ciclo económico común en tres cambios de regímenes: un crecimiento bajo y lento, un crecimiento moderado, y un comportamiento recesivo, verificando la existencia de tres recesiones generalizadas en la región.

JEL Número clasificador: C5, C13, C22, C32, C51, E27, E32

Palabras clave: Ciclo Económico Común, Integración Económica Centroamericana, Filtro de Kalman, Cambios de Regímenes de Markov, Recesión, Crecimiento Económico.

## Abstract

This research investigates and characterizes the evidence of a common business cycle for the Central American economies, during the Central American Economic Integration process. In this sense, given that the common business cycle is an unobservable variable it is necessary to use a dynamic factor model (Stock and Watson 1991, Diebold and 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 (schemes) avoiding subjective descriptions of economic growth, through a classification by magnitude and estimating unobservable variables Markov regime changes (Markov Switching Model, MSM by its acronym in English). 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. Finally, there is a description of the phases of the common business cycle characterized in three changes of regimes: a low and slow growth, a moderate growth, and a recessive behavior, which verifies the existence of three generalized recessions in the region.

JEL Classification Numbers: C5, C13, C22, C32, C51, E27, E32

Keywords: Common Business Cycle, Central American Economic Integration, Kalman filter, Markov Switching, Recession, economic growth.

**Tabla de Contenidos**

I. Introducción.....	1
II. Clases y Fases teóricas del Ciclo Económico .....	4
III. Revisión de Literatura.....	6
IV. Algunas características de la Economía Centroamericana .....	8
4.1 El Ciclo Económico y la Estabilidad Macroeconómica .....	13
V. Especificación y Estimación del modelo .....	15
5.1 Especificación del Ciclo Económico Común Centroamericano .....	16
5.2 Aplicación del Filtro de Kalman.....	21
5.3 Caracterización del Ciclo Económico mediante cambios de régimen .....	24
VI. Caracterización del Ciclo Económico Común mediante cambios de régimen.....	26
6.1 Estacionariedad de las variables observables .....	28
6.2 Ciclo Económico Común Centroamericano .....	31
6.3 Ciclo Económico Común y sus posibles fuentes externas.....	33
6.4 Caracterización de las fases del Ciclo Económico Común.....	36
VII. Conclusiones y Recomendaciones .....	41
Lista de referencias .....	44
Bibliografía .....	45
Anexos .....	48

**Lista de tablas**

Tabla 1. Matriz de Riesgos y Retos de los países de la Región Centroamericana .....	13
Tabla 2. Estadísticas descriptivas del PIB real (US\$ Millones de 2005).....	27
Tabla 3. Contraste de Raíz Unitaria con cambio estructural .....	29
Tabla 4. Contraste de Raíz unitaria para serie ajustada de Honduras .....	30
Tabla 5. Modelo del Ciclo Económico Común de los países centroamericanos .....	31
Tabla 6. Cambio de Regímenes del ciclo común centroamericano .....	37
Tabla 7. Transición y Duración de estados .....	38

**Lista de figuras**

Gráfico 1. Fases teóricas del Ciclo Económico .....	6
Gráfico 2: Evolución del Producto Interno Bruto Real (PIB).....	9
Gráfico 3: Evolución del Ingreso Gubernamental .....	10
Gráfico 4: Evolución del Gasto Público .....	11
Gráfico 5: Evolución del Déficit Fiscal .....	12
Gráfico 6: Crecimiento Económico de Honduras .....	30
Gráfico 7: Evolución del Ciclo Económico Común (Variación interanual, %) .....	32
Gráfico 8: Ciclo Económico Común y el PIB de Estados Unidos (Variación interanual, %).....	34
Gráfico 9: Probabilidad del régimen de recesión en Centroamérica (En porcentajes, %).....	39
Gráfico 10: Probabilidad del régimen de crecimiento moderado (En porcentajes, %) .....	40
Gráfico 11: Probabilidad del régimen del régimen de crecimiento bajo (En porcentajes, %).....	41

## I. Introducción

En 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 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 referencia 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>

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 uso de una moneda común, mientras que si las perturbaciones son predominantemente específicas del país, la independencia de las políticas monetarias y fiscales pueden ayudar a la economía a adaptarse a un nuevo equilibrio.

---

<sup>1</sup> Cabe señalar que la definición del ciclo económico de Burns y Mitchell estipulan el movimiento conjunto entre las variables económicas individuales y su división en fases o regímenes separados.

De esta manera, es interesante estudiar las características de la actividad económica agregada durante el proceso de la Integración Económica Centroamericana, iniciada desde 1960 en Honduras, Guatemala, El Salvador, Nicaragua, y Costa Rica apoyado mediante mayores acuerdos comerciales, y que supuestamente han vinculado las economías de Centroamérica (en adelante CA).<sup>2</sup> Así, se reconoce que para estudiar un patrón común de las economías domésticas de CA es ineludible medir el ciclo común centroamericano, pero debido a que éste no es directamente observable es necesario estimarlo.

Una manera de aproximar el ciclo común sería agregar la producción de cada país de CA en una moneda común o en paridad de poder adquisitivo, más específicamente obtener el PIB de Centroamérica, y luego extraer de manera univariada una señal cíclica aplicando cualquiera de los métodos normalmente usados. Sin embargo, este procedimiento basado en una única variable observable (proceso 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 basada en los conocidos Modelos de Equilibrio General Dinámicos y Estocásticos (DSGE por sus siglas en inglés), 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). Debido a estas limitantes,

---

<sup>2</sup> 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 (MCCA).

los modelos dinámicos factoriales (Stock y Watson (1991) y Diebold et al., 1996) se convierten en una opción más popular y efectiva.

En primera instancia, esta investigación estudia si ha existido entre los países que iniciaron la Integración Centroamericana en 1960 un lazo de unificación de sus economías desde su creación, esto en cierta aproximación implica, mostrar evidencia econométrica de un ciclo económico común de los países estimado mediante un modelo dinámico factorial, y luego permita caracterizar el comportamiento del ciclo común de la región

Se tienen referencias empíricas sobre 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% del PIB regional (McClelland 1972; Nugent 1974; Caceres y Seninger 1980). Además se tiene evidencia empírica sobre la sincronización del ciclo de los países de CA (Fiess 2007, Roache 2007, Kose and Rebucci 2005), pero **no se encontró evidencia econométrica sobre una caracterización del ciclo económico común entre los países de la región.**<sup>3</sup>

Así, un aporte empírico adicional de este trabajo, es la caracterización del ciclo económico de CA, que a su vez muestra una forma científica para superar un “juicio de valor” que realizan muchos analistas del campo económico o social, al caracterizar al ciclo con un crecimiento económico fuerte “moderado” o “bajo” basado en un criterio subjetivo.

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

---

<sup>3</sup> También se tienen estudios que no apoyan como una fuente dinamizadora a la integración para el caso de El Salvador presentada por González Orellana (1993: 38-47).

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 (Markov Switching Model, MSM por sus siglas en inglés), como una forma para identificar científicamente que significa que un crecimiento es moderado o bajo.

Por lo tanto, este estudio aplica dos métodos econométricos individualmente, por un lado la utilidad de 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 relacionados mediante máxima verosimilitud, escribiendo el modelo en forma de espacio de estado y mediante el uso del filtro de Kalman para derivar y aplicar el logaritmo de verosimilitud.

Finalmente, 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 las fases del ciclo económico común.

## **II. Clases y Fases teóricas del Ciclo Económico**

Taniguchi, Bando, Nakayama (2008) argumentaron que el ciclo económico se podía clasificar en varios tipos, según las características, especialmente su periodo: el ciclo de inventario de Kitchin, el ciclo de inversión fijo de Juglar fijo, el ciclo de inversión de

infraestructura de Kuznets y la onda de Kondratieff, que tienen un período de duración de 3 - 5, 7 - 11, 15 - 25 y 45 - 60 años, respectivamente.<sup>4</sup>

Otro elemento básico, es que en muchas ocasiones, los análisis macroeconómicos tienden a cometer el error de utilizar sin distinción el concepto de ciclo económico con el de fluctuación económica. Por un lado, el primero hace referencias a recurrentes fluctuaciones consistente en expansiones y contracciones de la actividad económica que se transmiten y perturban los principales indicadores macroeconómicos, mientras el segundo representa aceleraciones y desaceleraciones puntuales en el crecimiento económico de una manera no sistemática, lo cual significa, que el ciclo económico refleja las fluctuaciones de la actividad en una economía.

Usualmente los economistas reconocen cuatro fases del ciclo económico, que en este trabajo resumimos de la forma siguiente:

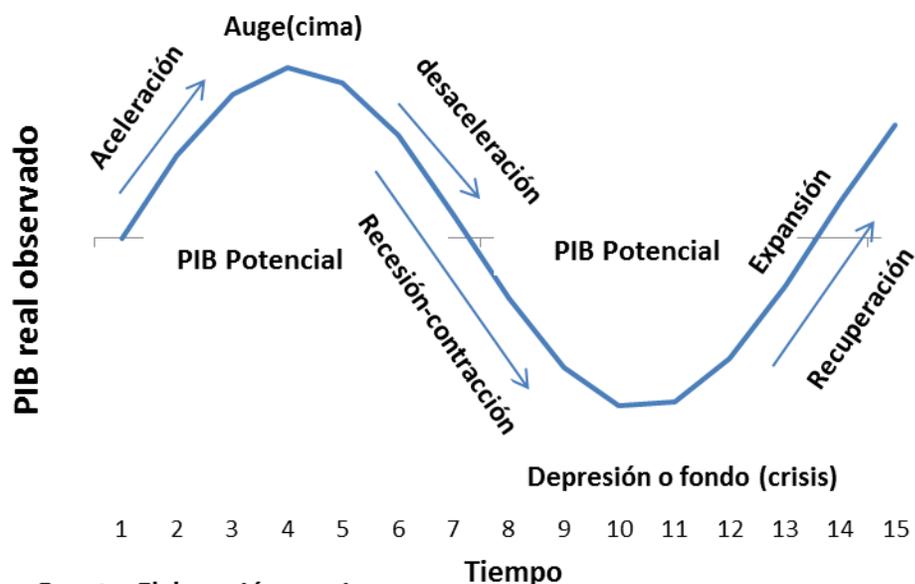
a) Auge: Luego de un periodo de aceleración, la economía alcanza el máximo y mejor punto de la economía b) Recesión: normalmente se refiere a un crecimiento económico negativo, pero inicia cuando la curva económica comienza una desaceleración o ralentización significativa durante dos trimestres consecutivos c) Depresión: es el punto más bajo de la recesión, dando reflejo de una crisis d) Recuperación o expansión: Etapa del ciclo económico que se caracteriza por la reactivación de la actividad económica, denotando un aumento sostenido del nivel de actividad. Las fases del ciclo económico son esencialmente distintos cambios en la tasa de crecimiento de la actividad económica, reflejándose en los cambios en

---

<sup>4</sup> Se debe señalar que hay varios puntos de vista de escuelas de los ciclos económicos, entre los que se puede mencionar: clásico, monetarista, Keynesiana, y de Röpke.

el contexto del empleo, la política monetaria y fiscal. A continuación, se representan gráficamente las fases del ciclo:

Gráfico 1. Fases teóricas del Ciclo Económico



### III. 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 (DFMS) representan una extensión de este enfoque para el dominio de series de tiempo, que 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 puede ser explicado por un pequeño número de factores comunes no observados. En particular, las variables pueden descomponerse en un componente común, y una parte idiosincrásica, específica para cada variable.

Cuando los componentes idiosincrásicos a través de las observaciones tienen una correlación nula, se dice que el modelo dinámico factorial es exacto; cuando algún tipo de correlación cruzada se incluye entre los componentes idiosincrático (Stock y Watson, 1998; 2002; Forni, Hallin, Lippi y Reichlin, 2000), se dice que el modelo factorial resultante es aproximado.<sup>5</sup> Sin embargo, en el modelo dinámico factorial aproximado, sólo permite una cantidad limitada de correlaciones entre los componentes idiosincrásicos de cortes 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 de 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) representando en el índice de condiciones de negocios y el Índice de Actividad Nacional de la Fed de Chicago.

Con respecto a la clasificación de regímenes del ciclo económico común, se tienen las bases del modelo de cambios de regímenes (Hamilton, 1989), que descansa en el modelo de Burns et al., (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 regímenes (Sichel,

---

<sup>5</sup> El enfoque por Stock y Watson se basa en una técnica de descomposición de la varianza, conocido como Análisis de Componentes Principales (ACP), mientras que el de Forni et al. se basa en el principio de análisis dinámico de Componentes, como una extensión del estándar de ACP para el dominio de la frecuencia temporal debido a Brillinger (1981).

1994), cuatro (Emery y Koenig, 1992), y algunos que justifican seis regímenes (Kontolemis, 1997) para caracterizar el ciclo económico. Se tiene una extensión del análisis de regímenes en Hamilton (2011) y en cualquier caso, el modelo de cambio estima a partir del ciclo un proceso estocástico discreto no observable.

Para capturar el movimiento conjunto entre variable y su respectiva caracterización, se tienen dos enfoques alternativos en la literatura. El primer enfoque consiste en un procedimiento de estimación en dos etapas (Diebold et al., 1996), basado para la primera etapa en la estimación de un indicador coincidente mediante la aplicación de un modelo de factor lineal a un conjunto de indicadores y en la segunda etapa, se aplican las técnicas de Markov al 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 full del modelo dinámico factorial/Markov switching, 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.

#### **IV. Algunas características de la Economía Centroamericana**

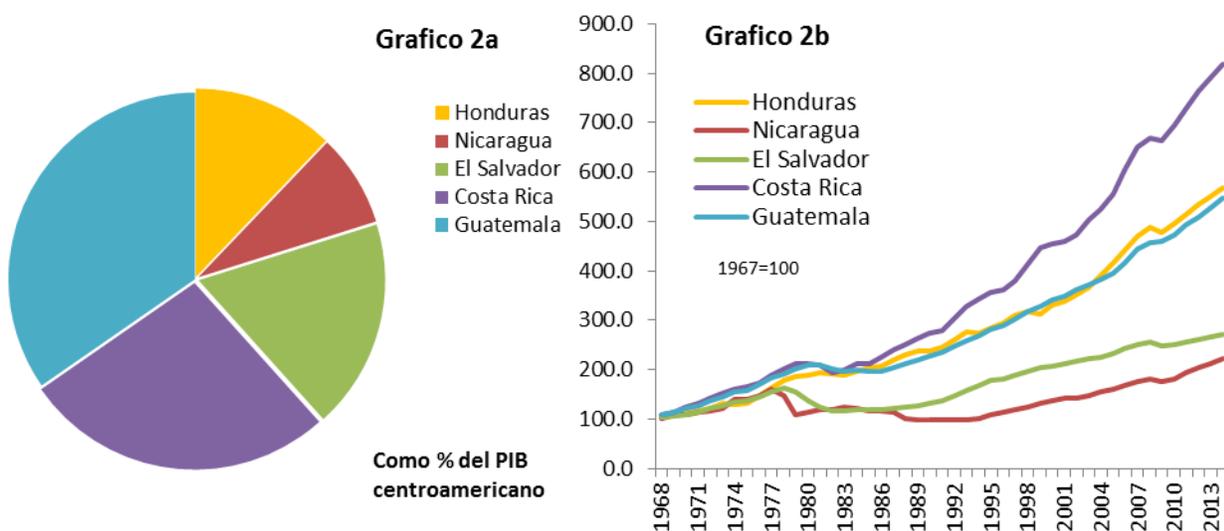
Un análisis del tamaño de las economías de Centro América, muestra que al ordenar los países según su aporte al PIB real de la región en 2014, sitúa a Guatemala como la primer economía centroamericana (35% del PIB centroamericano), seguido de Costa Rica (27% del total), el Salvador (18%), Honduras (12%) y Nicaragua (8%), descrito en el gráfico 2a. <sup>6</sup> Sin

---

<sup>6</sup> Para el presente análisis se consideran cinco países: Guatemala, Honduras, Costa Rica, El Salvador, y Nicaragua. El PIB centroamericano corresponde a la simple suma del PIB real de cada país.

embargo, un análisis descriptivo del crecimiento de largo plazo (ver gráfico 2b), muestra diferencias al ordenamiento anterior de los países con respecto a su peso, al ubicar con la mayor expansión a Costa Rica con un crecimiento medio de 4.6% anual, luego Honduras con 3.8% anual (ubicado en el penúltimo lugar según el peso de su economía en la región), Guatemala con 3.7% anual, el Salvador con 2.1% anual, y por ultimo Nicaragua con 1.7% anual. Por su parte, se resaltan los cambios fuertes en el comportamiento de las series para principios de la década de los 80 y para el año 2009.

*Gráfico 2: Evolución del Producto Interno Bruto Real (PIB)*

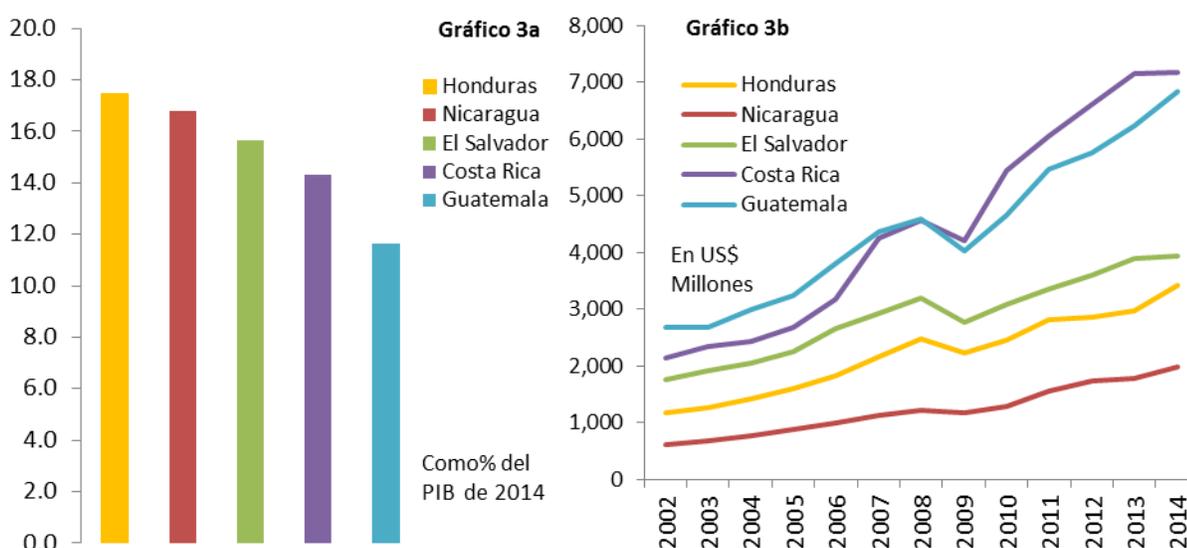


Fuente: Elaboración propia con datos de Banco Mundial

Como era de esperarse, los ingresos gubernamentales dependen del tamaño de la economía, pues como refleja el gráfico 3b, los países con menor recaudación en US\$ millones también poseen las economías con menor peso en la región situando con mayor recaudación absoluta a Costa Rica, luego Guatemala, El Salvador, Honduras, y Nicaragua. Ahora bien, el gráfico 3a, permite analizar los ingresos fiscales, como porcentaje del tamaño de la economía (PIB), la clasificación cambia y se estima que en 2014 el mayor peso de los ingresos fiscales fue

de Honduras con 17.5% del PIB, seguido de Nicaragua (16.8%), El Salvador (15.6%), Costa Rica (14.3%), y Guatemala (11.7%). Para el caso de Guatemala, significa que a pesar de ubicarse con los mayores niveles de ingresos fiscales (en US\$ millones), pero en términos relativos se sitúa en la última posición a nivel de la región. Mientras que para Honduras, implica que mientras los ingresos fiscales son bajos en términos absolutos de US\$ Millones a nivel centroamericano, pero con respecto a su economía (como porcentaje del PIB), aparenta un peso alto en la región. Además se observa un punto de inflexión en los ingresos en la región debido al deterioro de sus economías, debido a la crisis financiera internacional que estalló en 2009.

*Gráfico 3: Evolución del Ingreso Gubernamental*



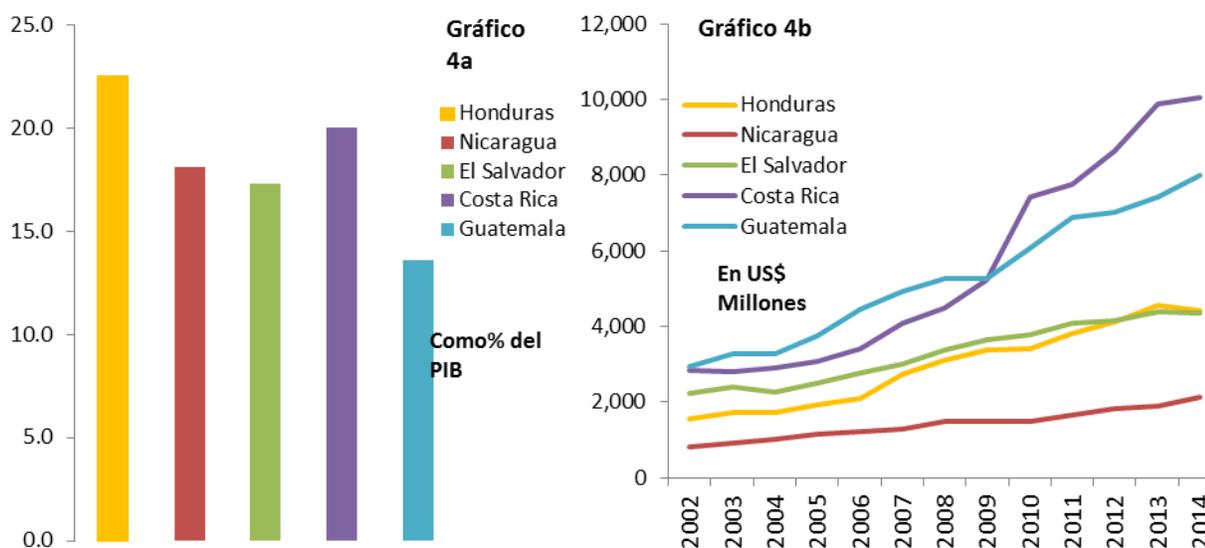
Fuente: Elaboración propia con datos del Consejo Monetario Centroamericano (SECMCA)

Por el lado de los gastos, el tamaño del gobierno, medido mediante el gasto público, es creciente en CA y relacionado positivamente con el tamaño de sus respectivas economías. En este sentido el gráfico 4b, muestra que los países con mayor magnitud del gasto público en términos absolutos, es decir en US\$ millones, son Costa Rica y Guatemala, seguidos por Honduras, El Salvador, y Nicaragua. Mientras tanto, el gasto público como porcentaje del

tamaño de la economía, ubica que en 2014 el mayor peso del gasto público fue de Honduras con 22.6% del PIB, luego Costa Rica (20.1% del PIB), Nicaragua (18.1%), El Salvador (17.3%), y Guatemala (13.6%).

Este elemento muestra que Costa Rica, tiene un elevado gasto a nivel de la región, tanto en términos absolutos como relativos, mientras que para el caso de Guatemala, como % del PIB, posee los menores gastos comparativos de la región, pero en términos absolutos, se sitúa en la segunda economía con mayores gastos de la región. En el caso de Honduras, se sitúa comparativamente como el país con el mayor gasto público como proporción de su economía, pero en términos absolutos se ubica con un menor nivel de gastos.

Gráfico 4: Evolución del Gasto Público



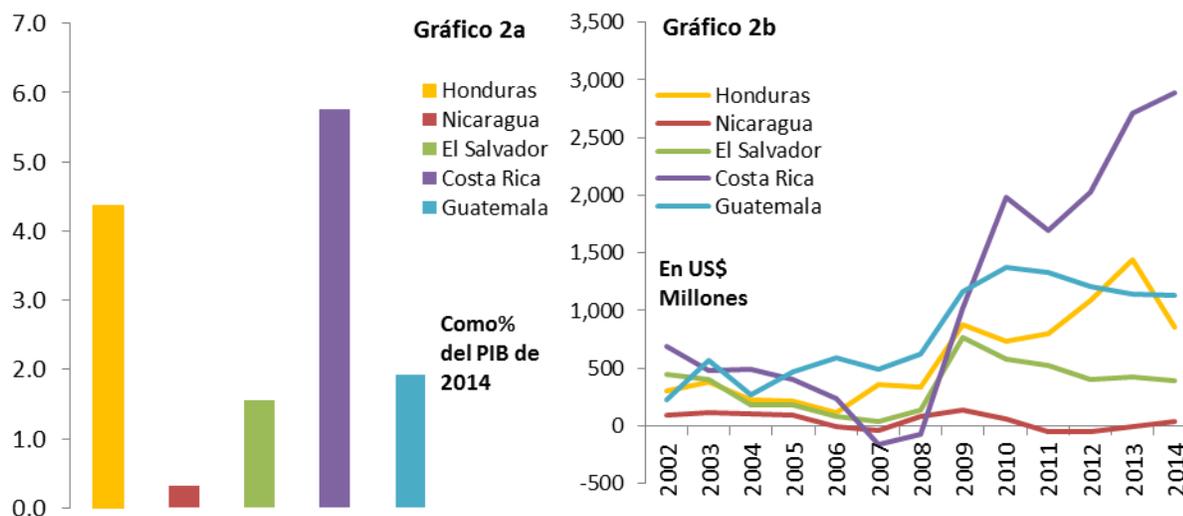
Fuente: Elaboración propia con datos del Consejo Monetario Centroamericano (SECMCA)

Al realizar un balance de ingresos y gastos de las finanzas públicas durante el periodo 2002-2014, es claro que existe un persistente déficit a nivel centroamericano (ver gráfico 5). En términos absolutos para 2014, se observa que el mayor déficit fiscal fue de Costa Rica, seguido

de Guatemala y, Honduras, El Salvador, y Nicaragua. Se puede observar que Honduras y Costa Rica venían revelando un patrón más expansivo del gasto a partir de 2007, en consonancia a la notable crisis energética y de alimentos de ese periodo, sin embargo Honduras indica un cambio a partir de 2014 con un fuerte control del gasto. Entretanto, Guatemala y El Salvador exponen una tendencia descendente, mientras Nicaragua se aproxima a un presupuesto equilibrado.

Con respecto al tamaño de su respectiva economía, el mayor déficit fiscal en 2014 fue de Costa Rica con Honduras con 5.8% del PIB, seguido Honduras (4.4% del PIB), Guatemala (1.9%), El Salvador (1.6%), y Nicaragua (0.3%) destacando el caso de Costa Rica, que se ubica con el mayor crecimiento económico de largo plazo, elevada recaudación fiscal, pero también un gasto expansivo, situándola con el mayor desequilibrio de las finanzas públicas. En contraste, Nicaragua posee el menor crecimiento de largo plazo de la región, la economía más pequeña de la región, la menor recaudación absoluta, pero un menor gasto, resultado la economía con menor desequilibrio fiscal en la región.

*Gráfico 5: Evolución del Déficit Fiscal*



Fuente: Elaboración propia con datos del Consejo Monetario Centroamericano (SECMCA)

#### 4.1 El Ciclo Económico y la Estabilidad Macroeconómica

Un aspecto importante para que un país alcance estabilidad macroeconómica es conocer los factores que generan aceleraciones y desaceleraciones del ciclo económico, que se pueden identificar mediante el análisis de los riesgos y desafíos de los países de Centroamérica. En este sentido, la estabilidad macroeconómica implica alcanzar dos aspectos: inicialmente, un crecimiento estable de la economía, sin cambios drásticos en las fluctuaciones de la actividad económica (entre recesiones o elevadas auges) y, luego, una inflación baja y estable. Esto significa que, se debe suavizar el ciclo económico para alcanzar un crecimiento económico en una senda sostenible, utilizando los instrumentos de política monetaria, fiscal y de regulación y supervisión financiera para lograr la estabilidad económica.

Una manera aproximada de encontrar los factores, es mediante las calificaciones y opiniones sobre los principales factores de riesgo, retos y puntos fuertes elaborados por Standard & Poor's, Moody's y Fitch Rating. Favorablemente, el Consejo Monetario Centroamericano clasifica en base a estas mediciones los diversos riesgos y desafíos, que tabulamos en la tabla 1.<sup>7</sup>

*Tabla 1. Matriz de Riesgos y Retos de los países de la Región Centroamericana*

País	Riesgos	Retos
Honduras	<ol style="list-style-type: none"> <li>1. Limitado mercado local de capitales.</li> <li>2. Altos niveles de criminalidad.</li> <li>3. Altos déficits fiscales continuos que aumentan la deuda neta del gobierno general y su carga.</li> <li>4. Aumento de los pasivos externos.</li> <li>5. Rigideces en el régimen cambiario que restringen la política</li> </ol>	<ol style="list-style-type: none"> <li>1. Reformas que incrementen el crecimiento y continúen reduciendo rápidamente la criminalidad.</li> <li>2. Estabilizar las reservas internacionales en niveles mayores que los actuales.</li> <li>3. Reducir el déficit fiscal y estabilizar la carga de deuda del gobierno.</li> <li>4. Fortalecer las deficiencias estructurales de las instituciones públicas.</li> </ol>

<sup>7</sup> Para referencias <http://www.secmca.org/INFORMES/07%20RiesgoPais/RiesgoPais.pdf>.

	monetaria.	
Guatemala	<ol style="list-style-type: none"> <li>1. La baja inversión pública en infraestructura, debilidades del capital humano, y un alto nivel de delincuencia limitan el potencial de crecimiento del PIB del país.</li> <li>2. Presión de un mayor gasto público debido a los altos niveles de pobreza.</li> <li>3. La falta de consenso político sobre las medidas que podrían fortalecer la base tributaria.</li> </ol>	<ol style="list-style-type: none"> <li>1. Mantener la estabilidad macroeconómica y financiera.</li> <li>2. - Continuar sosteniendo la reducción de los niveles de criminalidad.</li> <li>3. Mejorar el rendimiento fiscal.</li> <li>4. Avances en los indicadores de desarrollo humano y condiciones sociales.</li> </ol>
El Salvador	<ol style="list-style-type: none"> <li>1. Un ambiente político polarizado que sigue debilitando la formulación de políticas públicas y el crecimiento económico.</li> <li>2. Altos índices de criminalidad.</li> <li>3. Deterioro del endeudamiento público debido a los grandes déficits primarios y el costo de pensiones.</li> <li>4. Baja IED y competitividad, con altos costos de energía.</li> </ol>	<ol style="list-style-type: none"> <li>1. Mejorar el diálogo político y el proceso de toma de decisiones más cohesivo.</li> <li>2. Impulsar el crecimiento económico y reducir criminalidad</li> <li>3. Consolidación fiscal y estabilización de la carga de la deuda. pública en el mediano plazo, incluida una reforma al sistema de pensiones.</li> </ol>
Costa Rica	<ol style="list-style-type: none"> <li>1. La rigidez del gasto público</li> <li>2. Los pagos de intereses superaron el en 17% a los ingresos en el año anterior.</li> <li>3. Erosión fiscal en los últimos años, con mayores déficits presupuestarios y una carga de deuda pública en aumento.</li> <li>4. Obstáculos políticos a los esfuerzos por aprobar reformas fiscales importantes.</li> <li>5. La reciente depreciación de la moneda</li> </ol>	<ol style="list-style-type: none"> <li>1. El Gobierno tiene como objetivo el déficit primario para el año 2019, para lo cual debe aplicar medidas como: disminución del gasto público, combatir la evasión fiscal, incrementar los ingresos fiscales, mejorar la eficiencia en la administración tributaria, revisión de los sistemas fiscales directos e indirectos.</li> <li>2. Aumentar la capacidad del país para absorber choques externos negativos.</li> <li>3. Mayor flexibilidad del tipo de cambio</li> </ol>
Nicaragua	<ol style="list-style-type: none"> <li>1. Considerables déficits de cuenta corriente, con posibilidad de ampliarse debido choques externos.</li> <li>2. Dependencia de la cooperación extranjera en general, con alta concentración en la venezolana.</li> <li>3. Debilidad institucional.</li> </ol>	<ol style="list-style-type: none"> <li>1. Reducir vulnerabilidades externas.</li> <li>2. Mejorar indicadores de gobernanza.</li> </ol>

Fuente: Elaboración propia según Informe de Riesgo país SECMCA

De esta manera, si se desea suavizar el ciclo económico, es imprescindible su estimación, pues es una variable no observable, permitiendo determinar la posible trayectoria de la economía, y por ende los agentes económicos (empresas, familias, o gobierno) tomen decisiones más informadas sobre eventos futuros. En particular, el conocimiento del ciclo económico permitiría tener la disponibilidad de información fundamental para empresarios, legisladores y funcionarios públicos sobre variables económicas con el objetivo de tener mejores resultados con respecto a: a) Diseño de políticas públicas b) Planeación del presupuesto c) Implementación de medidas contracíclicas.

## **V. Especificación y Estimación del modelo**

A pesar de mostrar la relevancia de conocer el comportamiento del ciclo económico para la estabilidad macroeconómica, debemos recordar que es una variable no observable directamente, por lo que en esta sección presentamos su método de estimación.<sup>8</sup>

Esta investigación aplica dos métodos econométricos individualmente, primero mostrar la utilidad de 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 relacionados. Las estimaciones se realizan mediante máxima verosimilitud escribiendo el modelo en forma de espacio de estado y mediante el uso del filtro de Kalman para derivar y aplicar el logaritmo de verosimilitud.

---

<sup>8</sup> Los resultados de las estimaciones son obtenidas utilizando Stata e EViews.

El segundo método corresponde al uso de 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.

De esta forma, para presentar individualmente la aplicación de dichos métodos econométricos, se desarrolla exógenamente el modelo de cambios de regímenes de Markov con respecto al modelo dinámico factorial pero no se debe dejar de mencionar que Kim et al., (1998) plantean un modelo que plantea en conjunto un factor dinámico común con cambio de régimen. 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 solo sea necesario estimar una de ellas. Sin embargo, se debe señalar que bajo ciertas circunstancias la estimación de un paso tiene mejor rendimiento con 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).

### **5.1 Especificación 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, utilizando el modelo dinámico factorial.<sup>9</sup> 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).

---

<sup>9</sup> El filtro de kalman utiliza como base para estimar variables no observables, mediante una ecuación de medición y transición para estimar los parámetros. Cabe señalar que el Filtro de Kalman tiene la ventaja con respecto al usual Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), que permite estimar de forma óptima coeficientes del modelo que varíen en el tiempo, y aun 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.

En este sentido, plantearemos el ciclo común  $F_t$  y el vector de variables observadas como  $Y_{it} = (Y_{1t}, \dots, Y_{5t})'$ , vinculada mediante la siguiente ecuación:

$$Y_{it} = D_i + \lambda(L)F_t + e_{it} \quad (5.1)$$

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 y el ciclo común del país  $i$ -ésimo como  $\lambda^{(i)}(L)F_t$ , y un componente idiosincrático  $D_i + e_{it}$ , que identifica el ciclo particular del país  $i$ -ésimo. Luego, se presenta el proceso generador estacionario de la dinámica del ciclo común:

$$\psi(L)(F_t - \alpha) = \eta_t \quad (5.2)$$

Donde  $\eta_t \sim Niid(0,1)$ , 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 esta expresión 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 evolución a largo plazo de centroamericano obtenido mediante a acumulación de  $F_t$  en el tiempo.

La parte estrictamente estocástica,  $e_{it}$ , del componente idiosincrático, sigue un proceso autorregresivo estacionario, más específicamente:

$$\gamma(L)e_t = v_t \quad (5.3)$$

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 5.4), sus errores  $v_t$ , no poseen autocorrelación (ecuación 5.5), 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 5.6):

$$\gamma(L) = \text{diag} ( \gamma^{(1)}(L) \dots \gamma^{(5)}(L) ) \quad (5.4)$$

$$v_t \sim \text{Niid} (0_N, \text{diag} ( \sigma_{v_1}^2 \dots \sigma_{v_5}^2 ) ) \quad (5.5)$$

$$E(\eta_t v_t) = 0_5 \quad (5.6)$$

Donde todos los procesos autoregresivos son estacionarios, es decir 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 la ecuación 5.1 y 5.2, obtenemos:

$$\mu = D + \lambda(1)\alpha \quad (5.7)$$

Donde  $\mu = (\mu_1 \dots \mu_N)' = E(Y)$  y  $D$  representa la carga (contribución) del componente individual y  $\lambda(1)\alpha$  es la carga del factor o cíclico común. La ecuación (5.7) dice que una porción del crecimiento de largo plazo de cada país esta explicado por el crecimiento conjunto entre los países de la Integración Económica Centroamericana; y otra porción se determina por factores estrictamente domésticos e independientes de lo que ocurre en el resto de países.

En términos simples, tenemos a  $Y_{it}$ , como una variable observable del país  $i$ -ésimo ( $i=1, \dots, 5$ ) para el momento  $t$ , con la siguiente representación univariante:

$$\phi^{(i)}(L)Y_{it} = \phi^{(i)}(L)\mu_i + a_t^{(i)} \quad , \quad a_t^{(i)} \sim \text{Niid}(0, \sigma_{a_t}^2) \quad (5.8)$$

Donde  $\mu_i = E(Y_i)$  y las raíces de  $\phi^{(i)}(L)$  fuera del círculo unitario, esto implica que  $Y_{it}$  se puede separar en un componente esperado de largo plazo y otro 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 en la forma de espacio de estado.<sup>10</sup> En primera instancia vamos a utilizar un proceso autoregresivo de orden uno para simbolizar la dinámica del proceso generador de datos, estipulando los siguientes procesos:<sup>11</sup>

$$\lambda(L) = \lambda_0 + \lambda_1 L, \psi(L) = 1 - \psi_1, \gamma(L) = 1 - \gamma_1, \text{ donde } \lambda_0 \text{ y } \lambda_1 \text{ son vectores } 5 \times 1,$$

$\psi_1$  es un polinomio escalar, y  $\gamma_1$  es una matriz de  $5 \times 5$  que cumple con la ecuación (5.4)

Considerando que los parámetros de la ecuación 5.7,  $\alpha$  y  $D$  no están identificados, recurrimos al procedimiento de estimación en dos etapas propuesto por Kim y Nelson (1999).<sup>12</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 la ecuación de observación o medida está dada por

---

<sup>10</sup> Estos métodos pueden ser aplicados a cualquier modelo lineal, incluyendo aquellos dentro de la clase de los autorregresivos integrados de promedios móviles.

<sup>11</sup> Las estimaciones respaldan la selección de un retardo, además de caracterizar a un ciclo económico común.

<sup>12</sup> El modelo de espacio de estado se conoce usualmente como modelo lineal gaussiano de espacio de estado.

$$\begin{pmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \\ \dots \\ y_{5t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \gamma_0^{(1)} & \gamma_1^{(1)} & 1 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ \gamma_0^{(2)} & \gamma_1^{(2)} & 0 & 0 & 1 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ \dots & \dots \\ \gamma_0^{(N)} & \gamma_1^{(5)} & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 1 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} f_t \\ f_{t-1} \\ e_{1,t} \\ e_{1,t-1} \\ e_{2,t} \\ e_{2,t-1} \\ \dots \\ e_{5,t} \\ e_{5,t-1} \end{pmatrix} \quad (5.9a)$$

Y la ecuación de estado o de transición viene dada por

$$\begin{pmatrix} f_t \\ f_{t-1} \\ e_{1,t} \\ \dots \\ e_{5,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \psi_1 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 1 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & \gamma_1^{(1)} & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & \gamma_1^{(5)} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} f_{t-1} \\ f_{t-2} \\ e_{1,t-1} \\ \dots \\ e_{5,t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_t \\ 0 \\ v_{1,t} \\ \dots \\ v_{5,t} \end{pmatrix} \quad (5.10a)$$

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. La expresión es:

$$Y_t = Z_t \beta_t + \varepsilon_t \quad , \varepsilon_t \sim N(0, H_t) \quad (5.9b)$$

$$\beta_t = T_t \beta_{t-1} + R_t w_t, w_t \sim N(0, \Sigma_t) \quad (5.10b)$$

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 medida es semejante a un modelo de regresión con coeficientes  $\beta_t$  estocásticos que

satisfacen a la ecuación transición. Las matrices  $Z_t$ ,  $T_t$ ,  $R_t$ ,  $H_t$ , y  $\Sigma_t$  se suponen inicialmente conocidas y los términos error son independientes entre sí para todo momento del tiempo.<sup>13</sup>

Las ecuaciones de medida y transición se estiman por máxima verosimilitud aplicando el filtro de Kalman, de manera de obtener la sucesión de estimadores recurrentes de la variable de estado,  $\beta_{t|t} = E(\beta_t | y_t, y_{t-1}, \dots)$ , donde  $f_{t|t}$ , es simplemente el primer elemento de  $\beta_{t|t}$ , correspondiente al estimador recurrente del factor común centrado en su media. En la segunda etapa se derivan los estimadores de  $\alpha$  y  $D$ , 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

$$F_{t|t} = \chi(L)Y_t \quad (5.11)$$

Si aplicamos esperanza matemática condicionada a 5.2 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  $F_{t|t}$ .

## 5.2 Aplicación del Filtro de Kalman

El filtro de Kalman es un método bien conocido para calcular la función de verosimilitud gaussiana para un conjunto de prueba de parámetros (para una mayor discusión, véase Harvey 1989). El filtro construye recursivamente el error mínimo cuadrático medio (MMSE por sus siglas en inglés) del vector de estado no observado, a partir de las variables observadas. El filtro utiliza la representación en espacio de estado, dada por dos ecuaciones vectoriales, una llamada de transición y la otra de observaciones. La primera ecuación describe la dinámica del vector de

---

<sup>13</sup> En muchas estimaciones  $R_t$  se considera una matriz identidad.

estados, el cual contiene las variables desconocidas que queremos estimar. La segunda, relaciona al vector de estados con la variables observadas (en nuestro el crecimiento económico de cada país), representado representada en las ecuaciones 5.10b y 5.9b, respectivamente.

A partir de estas ecuaciones tenemos que  $\beta_{t|T}$  denota la estimación de  $\beta_t$  dado  $(Y_1, \dots, Y_T)$ , sea  $E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] = H$  y  $E[w_t w_t'] = \Sigma$ . También, sea  $P_{t|T} = E[(\beta_{t|T} - \beta_t)(\beta_{t|T} - \beta_t)']$ , con esta notación, la ecuación de proyección del filtro de kalman es:

$$\beta_{t|t} = T_t \beta_{t-1|t-1} \quad (5.12)$$

$$P_{t|t-1} = T_t P_{t-1|t-1} T_t' + R \Sigma R' \quad (5.13)$$

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  $\pi_t = Y_t - Z \beta_{t|t-1}$ . De esta forma, la ecuación de actualización del filtro de kalman es:

$$\beta_{t|t} = \beta_{t|t-1} + P_{t|t-1} Z' A_t^{-1} \pi_t \quad (5.14)$$

$$P_{t|t} = P_{t|t-1} - P_{t|t-1} Z' A_t^{-1} Z P_{t|t-1} \quad (5.15)$$

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

Las ecuaciones (5.12)-(5.15) 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  $E[(\beta_t - E\beta_t)(\beta_{t|T} - E\beta_t)']$ , es decir  $\alpha_{0|0} = 0$  y  $P_{0|0} = \sum_{j=0}^{\infty} T_{t-j}^j \Sigma T_{t-j}^j$ . Alternativamente, uno podría establecer  $P_{0|0}$  con 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:

$$\ell = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \pi_t' A_t' \pi_t - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \ln(\det(A_t)) \quad (5.16)$$

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

Ahora procedemos a estimar el factor común (ciclo comun), haciendo uso de la ecuación (5.11), en particular el polinomio  $\chi(L)$ , para esto recordamos que un supuesto básico es que todas las variables incluidas en el modelo deben ser estacionarias, que a su vez implica el cumplimiento de estacionariedad de la ecuación de transición (5.10a). Para esto sustituimos la relación  $\pi_t = Y_t - Z\beta_{t|t-1}$  en (5.14), y luego utilizando (5.12), obtenemos:

$$\beta_{t|t} = (I - G_t Z) T_t \beta_{t-1|t-1} + G_t Y_t \quad (5.17)$$

Donde  $G_t = P_{t|t-1} Z' A_t^{-1}$ , es la ganancia del filtro de kalman. Aprovechando el 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 (5.17) puede ser escrita como:

$$(I - KL)\beta_{t|t} = G^* Y_t \quad (5.18)$$

Donde  $K = (I - G^* Z) T^*$ , como resultado el polinomio  $\chi(L)$  se obtiene invirtiendo  $(I - KL)$  en la ecuación (5.18), 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  $[I - (I - KH)AL]^{-1} K$ , ( para más detalles ver Kim y Nelson 1999, Stock y Watson 1991). Posteriormente, el vector de coeficientes puede ser calculado, si aplicamos esperanzas en (5.11) obteniendo:

$$\alpha = E(F_{it}) = \chi(1)E(Y) = \chi(1)\mu_Y \quad (5.19)$$

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

### 5.3 Caracterización del Ciclo Económico mediante cambios de régimen

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

Previamente, se mostró que las fases del ciclo son auge, recesión, depresión, y recuperación, que luego se observan de manera descriptiva en las economías analizadas (hechos estilizados). En particular, se observan desaceleraciones y aceleraciones que denotan cambios entre auges y recesiones, sugiriendo tres regímenes (estados) para caracterizar el ciclo económico de la región. Para esto, en la sección de resultados se presentará una justificación de la selección de dicho número de estados o regímenes. En general, la representación del modelo de cambio de regímenes, para el ciclo económico centroamericano ( $F_t$ ), es el siguiente:

$$f_t - \mu_{st} = \phi_1(f_{t-1} - \mu_{s,t-1}) + \phi_2(f_{t-2} - \mu_{s,t-2}) + \dots + \phi_p(f_{t-p} - \mu_{s,t-p}) + \varepsilon_t \quad (5.20)$$

Donde  $\varepsilon_t \sim \text{Niid}(0, \sigma_{\varepsilon_t}^2)$ , expresado como un modelo autoregresivo con cambios de estado, donde se establecer el criterio para seleccionar el número de rezagos incluidos en el modelo.<sup>14</sup> Si

---

<sup>14</sup> Un modelo general puede ser del tipo ARMA(p,q), pero en la literatura se estiman modelos puramente autorregresivos, explicado por las implicaciones numéricas de resolución al introducir términos de media móvil

el estado (régimen) es gobernado por el estado  $S_t = j$  en el momento  $t$ , entonces podemos construir la densidad condicional de  $f_t$  viene dada por:

$$F(f_t | S_t = j, f_{t-1}; \theta) \quad (5.21)$$

donde  $\Theta$  es el vector de parámetros relevantes. Dado que, si hay  $N$  estados, 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 (5.21), depende del estado actual del régimen. Para establecer el número de rezagos  $p$ , se debe recordar que el valor de la variable  $S$  depende del valor que tomó en el período anterior, como ocurre en las cadenas de Markov de orden 1, por lo que para seguir el proceso se define una nueva variable  $S^*$ . Así, el número de estados que toma esta variable auxiliar  $S^*$  se establece de la siguiente manera:

$$N(S^*) = (N(S))^{p+1} \quad (5.22)$$

Donde  $N(S^*)$  es el número de estados de  $S^*$ ,  $N(S)$  es el número de estados de  $S$ , y  $p$  es el número de rezagos del proceso autorregresivo de la ecuación (5.20). Considerando que se estipulan 3 estados, la ecuación (5.22) se convierte en

$$N(S^*) = (3)^{p+1} \quad (5.22)$$

Por ejemplo, si elegimos un AR(1), el número de estados a considerar de la variable  $S^*$  será 9, mientras que un AR(3) implica 81 estados para  $S^*$ . En principio, vamos a seleccionar un AR(2), que luego será justificado estadísticamente una cuando se estime el modelo de cambio de regímenes. Con esto, la ecuación (5.20) se transforma en:

$$f_t - \mu_{st} = \phi_1(f_{t-1} - \mu_{s,t-1}) + \phi_2(f_{t-2} - \mu_{s,t-2}) + \varepsilon_t \quad (5.23)$$

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

$$P = \begin{pmatrix} p_{11} & p_{12} & p_{13} \\ p_{21} & p_{22} & p_{23} \\ p_{31} & p_{32} & p_{33} \end{pmatrix} \quad (5.24)$$

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

$$\Gamma_{t|t} = \begin{pmatrix} p[S_t^* = 1 | f_t, \theta^*] \\ p[S_t^* = 2 | f_t, \theta^*] \\ \vdots \\ p[S_t^* = 27 | f_t, \theta^*] \end{pmatrix} \quad (5.25)$$

Donde  $\theta^* = (\mu_1, \mu_2, \mu_3, \sigma_1, \sigma_2, \sigma_3, p_{11}, p_{12}, p_{13}, p_{21}, p_{22}, p_{23}, p_{31}, p_{32}, p_{33})$

Para efecto de nuestro análisis se estima un solo estado para la desviación estándar de las medias.

## VI. Caracterización del Ciclo Económico Común mediante cambios de régimen

El modelo fue estimado con datos del Producto interno bruto 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 de Indicadores del desarrollo del

mundial (World Development Indicators-WDI) del Banco Mundial y la muestra de trabajo se extiende desde enero de 1964 a junio de 2001.

Las variables utilizadas para estimar el ciclo económico corresponden a la tasa de crecimiento del producto interno bruto real, construidas a través del tiempo para el país  $i$ -ésimo como sus primeras diferencias logarítmicas  $\Delta \log \text{PIB}_{it}$ . Muchas veces, las series de tiempo en niveles anuales del  $\text{PIB}_{it}$  real, son no estacionarias, mientras que la utilización de primeras diferencias logarítmicas usualmente permite que las series en el modelo mantengan la propiedad de estacionariedad como se expresó anteriormente en el modelo anterior, lo cual será contrastado en la sección 6.1. Las estadísticas descriptivas del PIB real de cada país mostradas en la Tabla 2, cuantifican que durante el periodo analizado, el país con el mayor promedio, fue Guatemala con 18,500 millones de dólares (2005) por año, equivalente al 34% del promedio centroamericano.

*Tabla 2. Estadísticas descriptivas del PIB real (US\$ Millones de 2005)*

<b>País</b>	<b>Media</b>	<b>Desvío estándar</b>	<b>Máximo</b>	<b>Mínimo</b>
<b>Honduras</b>	6308	3224	13228	2089
<b>Nicaragua</b>	5212	1312	8743	3561
<b>Guatemala</b>	18,476	8777	37746	6262
<b>El Salvador</b>	12,292	4045	19809	6483
<b>Costa Rica</b>	12,381	7607	29441	3156

Fuente: Elaboración propia

Estos resultados ya habían sido esbozados anteriormente, cuando se ubicó a Guatemala, como la economía más grande en Centroamérica, seguido de Costa Rica, El Salvador, Honduras y Nicaragua. Los valores mínimo y máximo, en estas series de tiempo correspondieron al valor inicial (año 1965) y final (2014) del periodo analizado, respetivamente.

## 6.1 Estacionariedad de las variables observables

Un supuesto básico del modelo es que todas las variables incluidas en el modelo deben ser estacionarias, que a su vez implica el cumplimiento de estacionariedad de la ecuación de transición (6.10a), debido a ello, se vuelve indispensable encontrar evidencia de este hecho.

Al observar el gráfico 2b se tiene sospecha de cambios estructurales en producto interno bruto real ( $PIB_{it}$  real), algo esperable al ser una serie con fuertes aceleraciones y desaceleraciones en algunos puntos del tiempo. Al respecto, Perron (1989) sustentó que la aplicación usual del test 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>15</sup>

En este contexto, 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 eran estacionarias en tendencia con cambio estructural. Como resultado, 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.

De esta manera, para estudiar la estacionariedad del crecimiento económico de cada país (diferencias logarítmicas del producto interno bruto), aplicaremos el test de raíz unitaria de

---

<sup>15</sup> El problema de los cambios estructurales fue extendido por el econométrico David Hendry, concebido como un cambio abrupto e inesperado en una serie de tiempo (macroeconómica), que invalida la inferencia estadística y produce poca confiabilidad del modelo en general.

Clemente, Montañes, and 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 poder de test 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. La tabla 3 muestra los resultados de la aplicación de dicho contraste a las distintas series de diferencias logarítmicas para cada país:

*Tabla 3. Contraste de Raíz Unitaria con cambio estructural*

Variable	Fecha de cambio estructural	t-statistics	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

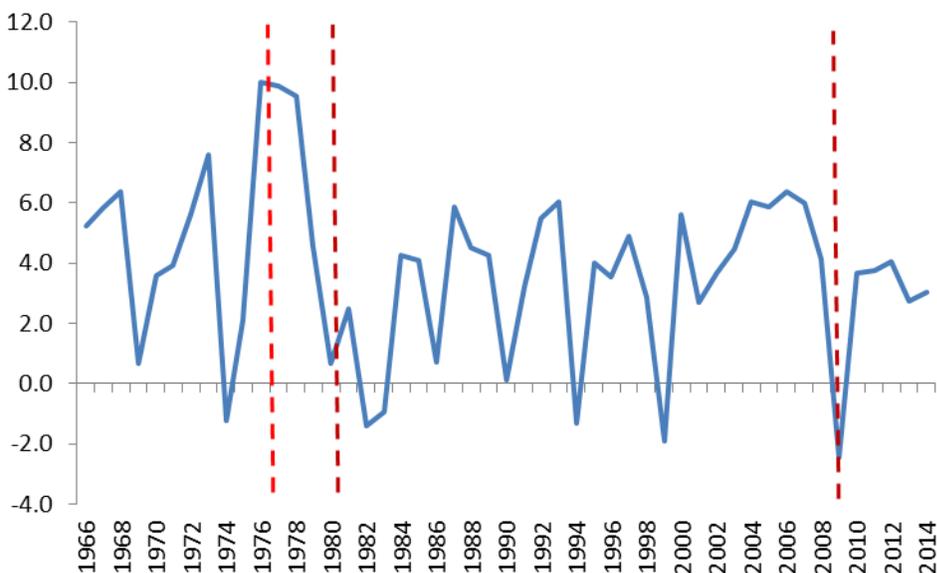
Fuente: Elaboración propia

Como el estadístico de contraste, en valor absoluto, es mayor que el valor crítico de la distribución con un nivel de significatividad estadística del 5% se puede rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria en presencia de un cambio estructural para las primeras diferencias logarítmicas (crecimiento económico de cada país) de todos los países, con excepción del caso de Honduras para mayor detalle los gráficos de la estimación del test de raíz unitaria que identifican los cambios estructurales se encuentran en el anexo C.

En particular, para el caso de Honduras, señalado con líneas vertical punteada en el Gráfico 6, se remarca que además de los cambios estructurales identificados por el test en 1976 y 1980, hay sospechar que en 2009 se sitúa otro cambio estructural en el proceso que genera los

datos del crecimiento económico.<sup>16</sup> En este contexto, procedemos a realizar un ajuste en esta serie, mediante la creación de una variable ficticia para 2009 como un regresor de un modelo autoregresivo, que luego sustraeremos de la serie original.

*Gráfico 6: Crecimiento Económico de Honduras*



Fuente: Elaboración propia

Una vez ajustada la serie de Honduras, en la tabla 4 presentamos el resultado de aplicar el test de raíz unitaria en presencia de cambios estructurales:

*Tabla 4. Contraste de Raíz unitaria para serie ajustada de Honduras*

Variable	Fecha de cambio estructural	t-statistics	5% valor crítico
$\Delta \log \text{Honduras}$ ajustada	1980 , 1999	-6.233	-5.49

Fuente: Elaboración propia

<sup>16</sup> Al aplicar el test de multiples breaks de Bai-Perron 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. Con este resultado, el crecimiento económico de Guatemala, Costa Rica, El Salvador, Nicaragua, y la serie ajustada de Honduras son estacionarias ante de cambios estructurales, como se necesita para estimar el modelo. El gráfico del test de raíz unitaria para la serie ajustada de Honduras aparece en el anexo D.

## 6.2 Ciclo Económico Común Centroamericano

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

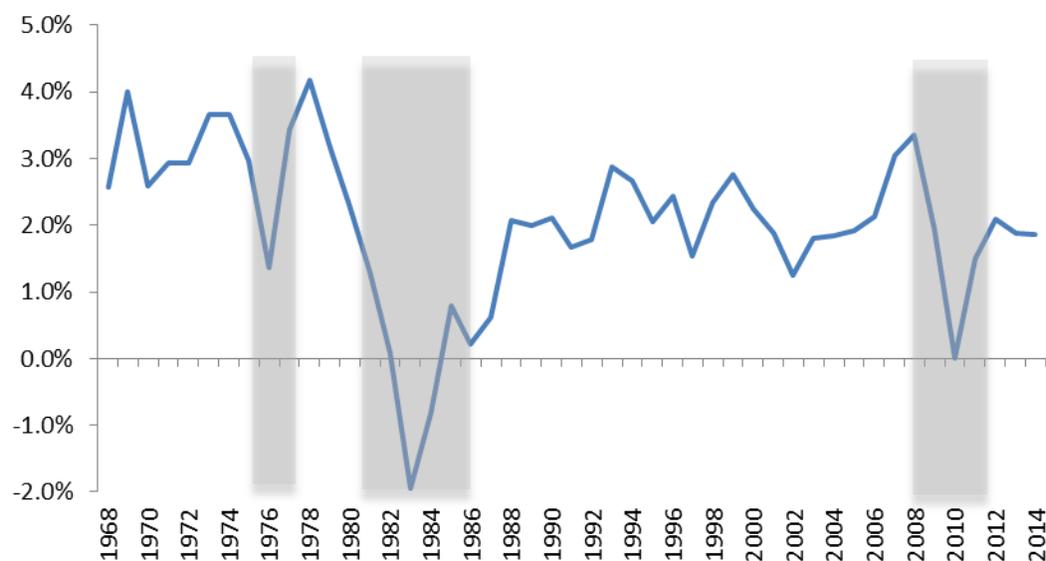
*Tabla 5. Modelo del Ciclo Económico Común de los países centroamericanos*

Cargas factoriales	Honduras	Nicaragua	El Salvador	Costa Rica	Guatemala
	0.0160 (0.0027)	0.0079 (0.0038)	0.0126 (0.0026)	0.0200 (0.0030)	0.0164 (0.0024)
Varianza de los ruidos	Honduras	Nicaragua	El Salvador	Costa Rica	Guatemala
	0.0006 (0.0001)	0.0039 (0.0008)	0.0010 (0.0002)	0.0004 (0.0001)	0.0001 (0.0000)
Autorregresivo del ciclo común	0.9252 (0.0527)	Log-máxima verosimilitud		534.9	

Fuente: Elaboración propia. Entre paréntesis aparece el error estándar de la estimación; n. s.: estimación no significativa

Las estimaciones de la tabla anterior, nos permiten calcular el ciclo económico común, una variable no observable que se representa de la siguiente manera:

*Gráfico 7: Evolución del Ciclo Económico Común (Variación interanual, %)*



*Fuente: Elaboración propia*

Como se desprende del gráfico 7, el ciclo común se caracteriza por tener muchas fluctuaciones económicas (diferentes regímenes en términos markovianos), es decir con aceleraciones y desaceleraciones.<sup>17</sup> El 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 represente a las recesiones, los crecimientos por debajo del promedio, y expansiones que superen levemente al promedio.

---

<sup>17</sup> Cabe señalar que esto tiene implicaciones en el desempeño macroeconómico de largo plazo, para esto Hausman, Pritchett y Rodrik (2004) poseen una metodología que estudia las restricciones claves para elevar el crecimiento económico.

Por ejemplo, el lapso 2002 hasta 2007 se cuantifica como el de mayor aceleración centroamericana, y las mayores desaceleraciones durante 1978 hasta 1982, seguido de 2008 a 2009. Las áreas sombreadas del ciclo económico común denotan las recesiones generalizadas para el conjunto de la región, clasificada según su mayor profundidad de la siguiente manera: a) la notable contracción a principio 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 países en América Latina.<sup>18</sup>

Además, el gráfico 7, muestra que la crisis acontecida en 2009 (la más desfavorable que ha enfrentado la economía mundial desde la Gran Depresión de los años treinta), se cuantificó en una recesión centroamericana menor a la registrada a principios de 1980, denotando probablemente que la región estaba más preparada para enfrentar la crisis, explicado en cierta medida por el impacto de la mayor integración económica centroamericana en el crecimiento de largo plazo.

### **6.3 Ciclo Económico Común y sus posibles fuentes externas**

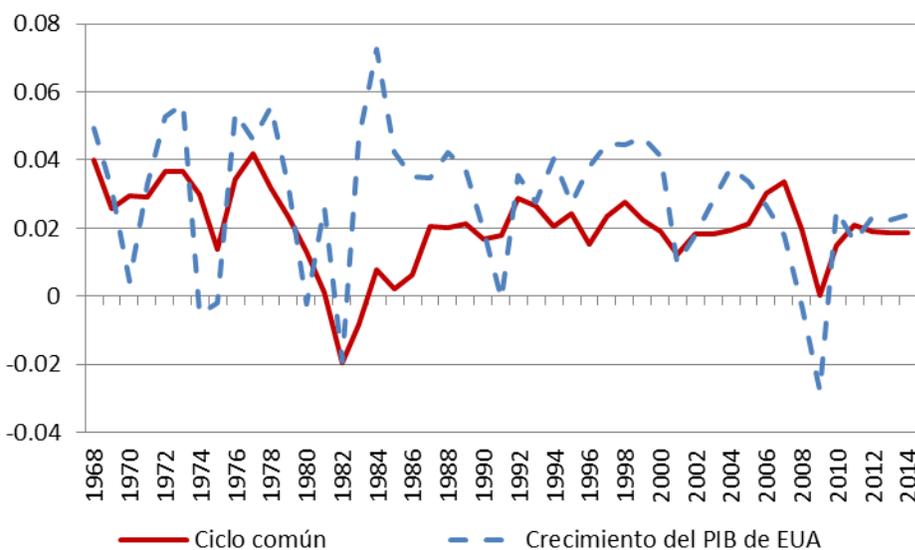
En esta parte de la investigación analizamos de forma descriptiva el movimiento conjunto del ciclo común de CA y la economía internacional, usando como una aproximación la influencia que posee el crecimiento económico de Estados Unidos (EUA en adelante) sobre la economía centroamericana. En este sentido, el gráfico 8 muestra un movimiento conjunto entre el ciclo económico común encontrado en esta investigación y crecimiento económico de EUA,

---

<sup>18</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. Al respecto véase Hakura 2007; Sahai y Goyal, 2006.

en otras palabras, en forma descriptiva, encontramos una dependencia económica de la Integración Económica Centroamericana con Estados Unidos.

*Gráfico 8: Ciclo Económico Común y el PIB de Estados Unidos (Variación interanual, %)*



Fuente: Elaboración propia con modelo dinámico factorial

Esto implicaría que, si EUA mantiene un desempeño macroeconómico lento, la economía centroamericana podría cuantificar crecimientos bajos y en contraste sería beneficiada con una aceleración del crecimiento económico en Estados Unidos, que actualmente depende de las restricciones fiscales, la recuperación del mercado de la vivienda, un repunte en el consumo de los hogares. Sin embargo, dicha dependencia con la economía de Estados Unidos, se convierte en un riesgo, pues incrementa la vulnerabilidad de la economía hondureña a los shocks externos y genera mayor volatilidad de la inversión extranjera directa, afectando así de manera negativa la capacidad de crecer sostenidamente.

Este análisis, es consistente con los argumentos de Roache et al., (2007), quien expone que los resultados de los estudios regionales y globales indican que Centroamérica es una de las

regiones globalmente más integradas del mundo, señalando que las economías de América Central comparten una estrecha relación con los Estados Unidos, denotado un movimiento conjunto del crecimiento económico durante un largo período de tiempo. Además, estipula que la apertura de las economías de la región, combinada con la proximidad geográfica de los EUA., han generado una serie de canales de transmisión que pueden afectar a la economía de América Central; por ejemplo el fuerte destino de las exportaciones de mercancías de la región a los EUA, los flujos de remesas de los trabajadores migrantes en los EUA entre otras variables relevantes.

De la misma forma, Fiess et al., (2007), mide la sincronización del ciclo económico en América Central y la sensibilidad a los Estados Unidos usando correlaciones simples del PIB aplicando el band-pass filter durante el periodo 1965-2002. Además, Kose y Rebucci (2005) usando vectores autorregresivos para 5 economías de América Central, la República Dominicana y México a partir de datos sobre 1964-2003, encontraron que las perturbaciones externas representaron un tercio de la varianza del producto (las variables externas incluyen el crecimiento real del PIB y la tasa de interés real ex post EUA., y la relación entre el petróleo a los precios de los productos básicos no combustibles. Previo a la recesión común de principios de la década de los años 80, Centroamérica vivió cerca de tres décadas de estabilidad cambiaria y de precios, para luego sufrir fuertes desequilibrios en su economía a partir del choque petrolero de 1979 y simultáneamente el crecimiento explosivo de la deuda externa, agravado por las altas tasas de interés internacionales. Además durante dicho periodo, varios países de la región estuvieron sumergidos en conflictos armados, afectando su estructura económica y social.

Las causas de esta crisis se explica por factores internos y externos que coincidieron de forma explosiva; los factores internos fueron un excesivo endeudamiento y gasto público,

sumados a los factores externos debido a la recesión generalizada que disminuyó el comercio mundial y las exportaciones centroamericanas, además de la caída de los precios internacionales de las mismas. A esto se suma la subida de las tasas de interés del mercado financiero internacional que encarecieron el crédito externo y el servicio de la deuda externa. En resumen, las características de esta crisis centroamericana fueron: un elevado déficit fiscal, la inestabilidad cambiaria, el debilitamiento de la actividad productiva y el deterioro del ingreso real. La segunda crisis generalizada de la economía centroamericana se registra en 2009 (según el ciclo común de menor intensidad a la originada a principios de los años 80) que 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 los 80 y la registrada en 2009, es que en esta última se tenían como canales de transmisión de la crisis, la apertura comercial, el flujo de remesas recibido, y la inversión extranjera directa, mostrando una contracción en cada una de ellas.

#### **6.4 Caracterización de las fases del Ciclo Económico Común**

Una vez identificado el ciclo económico común (Ft), utilizando su correlograma se verificó que la serie no es un ruido blanco para el periodo temporal en análisis, por lo que podemos buscar una representación para la media (ver anexo A). En este sentido, una manera de analizar con mayor precisión el ciclo económico común es mediante la identificación o estimación de fases del ciclo (regímenes de markov), aplicando cambios de regímenes de Markov (Markov Switching Model, MSM por sus siglas en inglés), mediante el uso de estados en el modelo de Markov. En este sentido, las estimaciones del modelo de markov muestran la identificación de tres fases o estados en la tabla 6:

*Tabla 6. Cambio de Regímenes del ciclo común centroamericano*

Parámetro	Estimación	Desvío 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

Si la economía centroamericana se encuentra en régimen o estado de “crecimiento moderado” (régimen 3 en las estimaciones de la tabla 6) 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”. Análogamente, si la economía se localiza en el estado “recesivo” (régimen 1 de la estimación mostrada), entonces la economía debería decrecer en torno a una media de 0.3% anual con una volatilidad característica muy cercana al régimen moderado (0.47). 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. En particular, se verifica la significatividad estadísticas de los parámetros autoregresivos propuestos en la sección de estimación.

Al analizar la probabilidad condicionada y duración de los estados (ver tabla 7), podemos inferir que el régimen con una mayor duración es del crecimiento moderado (régimen 3) con un promedio aproximado 4 años, seguido del régimen de bajo y lento crecimiento (régimen 2) con 1.2 años, y por último el de una recesión con 1 año promedio de duración (régimen 1). La matriz de transición nos dice que 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).

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 moderado crecimiento 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%; aquí se observa que si la economía centroamericana está creciendo moderadamente, siempre previo a entrar a una recesión, tiene señales de un bajo crecimiento (para del régimen 3 al 2), denotado en la probabilidad nula de pasar del régimen 3 al régimen 1.

Finalmente, la probabilidad de estar en un régimen de bajo crecimiento y en el siguiente periodo continuar en el mismo periodo es cercana al 17.5%; luego la probabilidad de estar creciendo lentamente y pasar a crecer moderadamente es del 61%, mientras la probabilidad de estar en un bajo crecimiento y pasar a un régimen de recesión es del 21.4%.

*Tabla 7. Transición y Duración de estados*

a) Transición de probabilidades

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%

b) Duración esperada de los estados

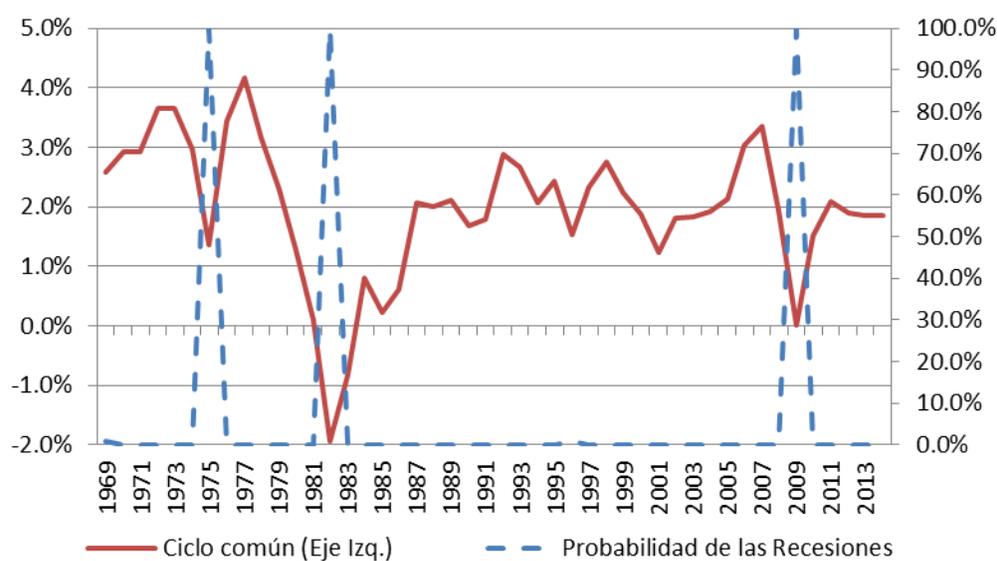
Estados	1	2	3
Años	1.0	1.2	3.6

Fuente: Elaboración propia

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.

Al respecto, el gráfico 9 denota la probabilidad de la fase denominada de recesión, donde se registran tres recesiones generalizadas que se convierten en su punto más bajo en crisis o depresiones del ciclo. Las crisis de la región centroamericana (régimen 1), se pueden clasificar según magnitud en, la contracción de principios de la década de los 80, seguido de la caída de 2009, y por último con menor intensidad, la marcada desaceleración cercana a 1975. De esta forma, se confirma la menor de este régimen de forma generalizada en Centroamérica, y por ende la economía estará con mayor periodicidad en el resto de regímenes estimados.

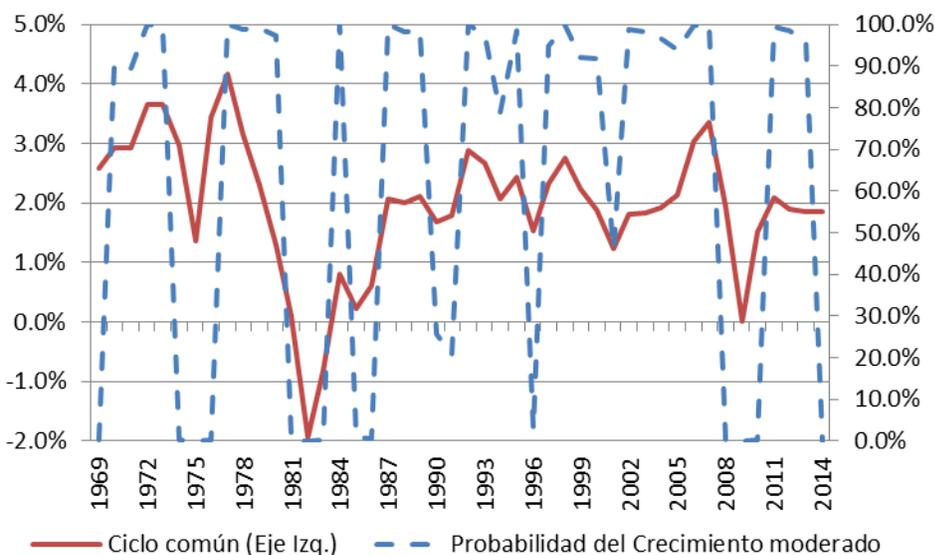
*Gráfico 9: Probabilidad del régimen de recesión en Centroamérica (En porcentajes, %)*



Fuente: Elaboración propia con modelo de Markov

Por su parte, el gráfico 10 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.

*Gráfico 10: Probabilidad del régimen de crecimiento moderado (En porcentajes, %)*

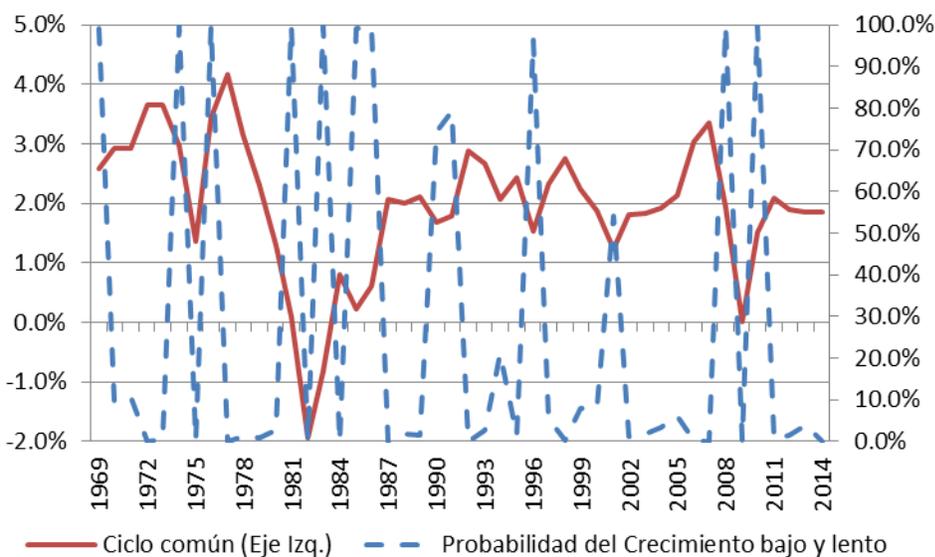


Fuente: Elaboración propia con modelo dinámico factorial

Finalmente, de forma intermedia se registran fases de bajo y lento crecimiento (régimen 2 en momentos de una leve desaceleración o una recuperación). Se debe considerar que el régimen que gobierna un determinado periodo (año), es aquel que supera al 50% de probabilidad (eje derecho).<sup>19</sup> De igual forma, el bajo nivel del PIB observado se explica por un crecimiento económico fluctuante durante las últimas décadas, variando desde períodos largos de bajo crecimiento a otros cortos de alta expansión, es decir con un patrón “stop and go” del crecimiento económico.

<sup>19</sup> Consideramos el criterio de Hamilton con una probabilidad superior a 50% para caracterizar un régimen o estado de la naturaleza

Gráfico 11: Probabilidad del régimen del régimen de crecimiento bajo (En porcentajes, %)



Fuente: Elaboración propia con modelo de Markov

Para finalizar el Gráfico 11, permite observar que seguidamente de la crisis reciente de 2009, la economía pasó al régimen de bajo crecimiento (recuperación), y luego la economía retornó a un crecimiento moderado a partir de 2011. Además, se confirma un lapso intermitente cada 4 años, indicando saltos entre moderados y bajos crecimientos, y en menor intensidad recesiones.

## VII. Conclusiones y Recomendaciones

En este trabajo mostramos que, existe un ciclo económico común en Centroamérica, dando evidencia de un ciclo común en la Integración Económica Centroamericana, en buena medida, con una dependencia económica con el sector externo, más específicamente con la economía de Estados Unidos. Con esto, las economías de CA poseen un ciclo económico común que debería ser monitoreado para implicaciones de política económica. De la misma, se estima que la crisis acontecida en 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, probablemente denotando que la región estaba más preparada para enfrentar la crisis, debido a la mayor apertura comercial apoyada en Integración Económica Centroamericana.

Con respecto a la dependencia del ciclo económico común, se muestra gráficamente un movimiento conjunto entre el ciclo económico común encontrado en esta investigación y crecimiento económico de EUA, como una medida descriptiva de dependencia económica de la Integración Económica Centroamericana con Estados Unidos consistente con otros resultados de literatura empírica internacional, y que implicaría que si EUA mantiene un desempeño macroeconómico lento, la economía centroamericana podría cuantificar crecimientos bajos y en contraste, sería beneficiada con una aceleración del crecimiento económico en Estados Unidos.

Sin embargo, dicha dependencia con la economía de Estados Unidos (EUA), puede ser un riesgo, pues incrementa la vulnerabilidad de la economía hondureña a los shocks externos y genera mayor volatilidad de la economía, afectando así de manera negativa la capacidad de crecer sostenidamente. Un futuro trabajo de investigación corresponde al diseño de un modelo macroeconómico para estudiar estructuralmente la vinculación entre la economía de EUA y la región Centroamericana. La investigación caracterizó las fases del ciclo económico común en tres cambios de regímenes: un crecimiento bajo y lento, un crecimiento moderado, y un comportamiento recesivo, verificando la existencia de tres recesiones generalizadas en la región. Si la economía centroamericana se encuentra en 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 crecimiento moderado tiene una duración promedio aproximado 4 años, seguido del régimen de bajo y lento crecimiento (régimen 2) con 1.2 años, y por último el de una recesión con 1 año promedio de duración (régimen 1).

De igual forma, el análisis muestra que a pesar de la importancia que posee el ciclo económico para analizar la estabilidad macroeconómica de un país y su caracterización para saber en qué fase o régimen del ciclo económico está ubicada la economía, ambas son variables no observables o medibles directamente. De esta manera, se presenta la aplicación individual de dos métodos econométricos para estimar dichas variables no observables, particularmente el uso del modelo dinámico factorial para estimar del ciclo agregado centroamericano a partir los crecimientos económicos de cinco países miembros de Integración Centroamericana, y luego el modelo de cambios de regímenes de markov para caracterizar las fases del ciclo económico de la región centroamericana mediante. El supuesto central del modelo factorial es que los movimientos conjuntos de los países quedan plenamente explicados por el ciclo común, y la evidencia empírica no contradice esta hipótesis.

La investigación también presenta la correcta aplicación de los test que verifican la estacionariedad de las series de tiempo, cuando presentan cambios estructurales. En particular, muchos trabajos empíricos concluyen que una serie será estacionaria simplemente aplicando primeras diferencias logarítmicas a la serie en niveles, sin embargo encontramos evidencia econométrica que esto no siempre es así.

**Lista de referencias**

- Aruoba, B., Diebold, F., and Scotti, C. (2009). Real-time measurement of business conditions. *Journal of Business and Economic Statistics* 27: 417-427.
- Bai, J. y Perron, P. (1998). Estimating and Testing Linear Models With Multiple Structural Changes, *Econometrica*, vol. 66, n° 1, pp. 47-78.
- Bai, J., and S. Ng (2002). Determining the Number of Factors in Approximate Factor Models, *Econometrica*, 70, 191-221.
- Burns, A and W. Mitchell (1946). Measuring Business Cycles, New York: *National Bureau of Economic Research*.
- Caceres Luis Rene and Seninger Stephen F. (1980). Endogenous change in an interregional system of growth centers: an application to the Central American Common Market, *Journal Regional Studies* 14, 1-13,
- Camacho, M., Perez-Quiros, G. y Poncela, P.(2014). Extracting nonlinear signals from several economic indicators, *Journal of Applied Econometrics*.
- Chauvet, M. (1998). An econometric characterization of business cycle dynamics with factor structure and regime switches, *International Economic Review* 39: 969-96.
- Chauvet, M., and Hamilton, J. (2006). Dating Business Cycle Turning Points in Real Time. In *Nonlinear Time Series Analysis of Business Cycles*, eds. C. Milas, P. Rothman, and D. Van Dijk. Amsterdam, *Elsevier Science*, pp. 1-54.
- Chauvet, M., and Piger, J. (2008). A comparison of the real-time performance of business cycle dating methods, *Journal of Business and Economic Statistics* 26: 42-49.
- Clemente, J., Montañés, A., and Reyes, M. (1998). Testing for a unit root in variables with a double change in the mean, *Economics Letters*, Vol. 59, pp.175-182.
- Diebold, F. y Rudebusch, G. (1996). Measuring business cycle: a modern perspective, *Review of Economics and Statistics*, 78, 67-77.
- Emery, Kenneth M. and Evan F. Koenig (1992). Forecasting Turning Points. Is a Two-State Characterization of the Business Cycle Appropriate? *Economics Letters* 39 (1992) 431-435.
- Fiess, N. (2007). Business Cycle Synchronization and Regional Integration: A Case Study for Central America. *The World Bank Economic Review Advance Access*, 49-72.
- Forni, M., M. Hallin, M. Lippi, and L. Reichlin (2000). The Generalized Factor Model: Identification And Estimation, *Review of Economics and Statistics*, 82, 540-554.

- Geweke, J. (1977). The Dynamic Factor Analysis of Economic Time Series, in *Latent Variables in Socio-Economic Models*, ed. by D.J. Aigner and A.S. Goldberger, Amsterdam: North Holland.
- Hamilton, James D. (1989). A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle, *Econometrica* 57, 357-384.
- Hamilton, J. (2011). Calling recessions in real time. *International Journal of Forecasting* 27: 1006-1026.
- Harvey, A.C. (1989). *Forecasting, structural time series models and the Kalman filter*, Cambridge U.P., Cambridge.
- Kim, C-J., and C. Nelson (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), 188-201.
- Kim, C.J. y Nelson, C. (1999): *State-space models with regime switching*, *The MIT Press, Cambridge*.
- Kim, M., and Yoo, J.S. (1995). New index of coincident indicators: A multivariate Markov switching factor model approach. *Journal of Monetary Economics* 36: 607-630.
- Kontolemis, Zenon (August 1997). Does Growth Vary over the Business Cycle? Some Evidence from the G7 Countries. *Economica* N.S. 64, no. 255. 441-460.
- Kose, M. Ayhan, and Alessandro Rebucci, (2005). How Might CAFTA Change Macroeconomic Fluctuations in Central America? Lessons from NAFTA, *Journal of Asian Economics*, 16, pp. 77-104.
- Roache, S. (2007). Central America's Regional Trends and U.S. Cycles. *IMF Working Paper 08/50 (Washington: International Monetary Fund)*.

### **Bibliografía**

- Albert, J. and S. Chib (1993). Bayes Inference via Gibbs Sampling of Autoregressive Time Series Subject to Markov Mean and Variance Shifts, *Journal of Business and Economic Statistics* 11, 1-15.
- Amemiya, T. (1966). On the Use of Principal Components of Independent Variables in Two-Stage Least-Squares Estimation, *International Economic Review* 7, 283-303.
- Amengual, D., and M.W. Watson (2007). Consistent Estimation of the Number of Dynamic Factors in a Large N and T Panel, *Journal of Business and Economic Statistics*, 91-96.

- Balke, N.S. y Fomby, T.B. (1991). Shifting Trends, Segmented Trends, and Infrequent Permanent Shocks, *Journal of Monetary Economics*, vol. 28, n° 1, pp. 61-85.
- Baxter, M., and M. Kouparitsas (2004). Determinants of Business Cycle Comovement: A Robust Analysis, *NBER Working Paper*, No. 10725.
- Boivin, J., and S. Ng (2006). Are more data always better for factor analysis?, *Journal of Econometrics*, Vol. 132.
- Blanchard, O.J., and D. Quah (1989). Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances, *American Economic Review*, 79, 655-673
- Canova, F. (1998). Detrending and business cycle facts, *Journal of Monetary Economics*, 41, 475-512.
- Croux, C., M. Forni, and L. Reichlin (2001). A measure of Comovement of Economic Variable: Theory and Empirics, *Review of Economics and Statistics*, 83, 232-241.
- Durland, J. Michael, and Thomas H. McCurdy (1994). Duration-Dependent Transitions in a Markov Model of U.S. GNP Growth, *Journal of Business and Economic Statistics* 12, 279-288.
- Durlauf, Steven N. (1991). Multiple Equilibria and Persistence in Aggregate Fluctuations, *American Economic Review* 81, 70-74.
- Engle, R.F., and M.W. Watson (1981). A One-Factor Multivariate Time Series Model of Metropolitan Wage Rates, *Journal of the American Statistical Association*, 76, 774-781.
- Engle, R.F., and M.W. Watson (1983): Alternative Algorithms for Estimation of Dynamic MIMIC, Factor, and Time Varying Coefficient Regression Models, *Journal of Econometrics*, Vol. 23, pp. 385-400.
- Favero, C.A., M. Marcellino, and F. Neglia (2005). Principal Components at Work: The Empirical Analysis of Monetary Policy With Large Datasets, *Journal of Applied Econometrics*.
- Forni, M., D. Giannone, M. Lippi, and L. Reichlin (2009). Opening the Black Box: Structural Factor Models with Large Cross Sections, *Econometric Theory*, 25, 1319-1347.
- Forni, M., M. Hallin, M. Lippi, and L. Reichlin (2004). The Generalized Factor Model: Consistency and Rates, *Journal of Econometrics*, 119, 231-255.
- Forni, M., M. Hallin, M. Lippi, and L. Reichlin (2005). The Generalized Dynamic Factor Model: One-Sided Estimation and Forecasting, *Journal of the American Statistical Association*, 100, 830-839.

- Forni, M., and L. Reichlin (1998). Let's Get Real: A Dynamic Factor Analytical Approach to Disaggregated Business Cycle, *Review of Economic Studies*, 65, 453-474.
- Ghysels, Eric (1994). On the Periodic Structure of the Business Cycle, *Journal of Business and Economic Statistics* 12, 289-298
- Goldfeld, Stephen M., and Richard E. Quandt (1973). A Markov Model for Switching Regressions, *Journal of Econometrics* 1, 3-15.
- Hamilton, James D. (1988). Rational-Expectations Econometric Analysis of Changes in Regime: An Investigation of the Term Structure of Interest Rates," *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 385-423.
- Hamilton, James D. (1990). Analysis of Time Series Subject to Changes in Regime, *Journal of Econometrics* 45, 39-70
- Hansen, Bruce E. (1992). The Likelihood Ratio Test Under Non-Standard Conditions: Testing the Markov Trend Model of GNP, *Journal of Applied Econometrics* 7, S61-S82.
- Hansen, Bruce E. (1996). Erratum. The Likelihood Ratio Test Under Non-Standard Conditions: Testing the Markov Trend Model of GNP, *Journal of Applied Econometrics*.
- Hansen, Gary D. (November 1985). Indivisible Labor and the Business Cycle, *Journal of Monetary Economics* 16, 309-327.
- Harding, D., and A.R. Pagan (2002). Dissecting the Cycle: A Methodological Investigation, *Journal of Monetary Economics*, 49(2), 365-381.
- Kim, C. J. (1994). Dynamic Linear Models with Markov-Switching, *Journal of Econometrics* 60, 1-22.
- Kose, A., C. Otrok, C., and C. Whiteman, (2003). International Business Cycles: World Region and Country Specific Factors, *American Economic Review* 93:4, 1216- 1239.
- Kose, A., C. Otrok, C., and C. Whiteman, (2008). Understanding the Evolution of World Business Cycles, *Journal of International Economics*, 75, 110-130.

## Anexos

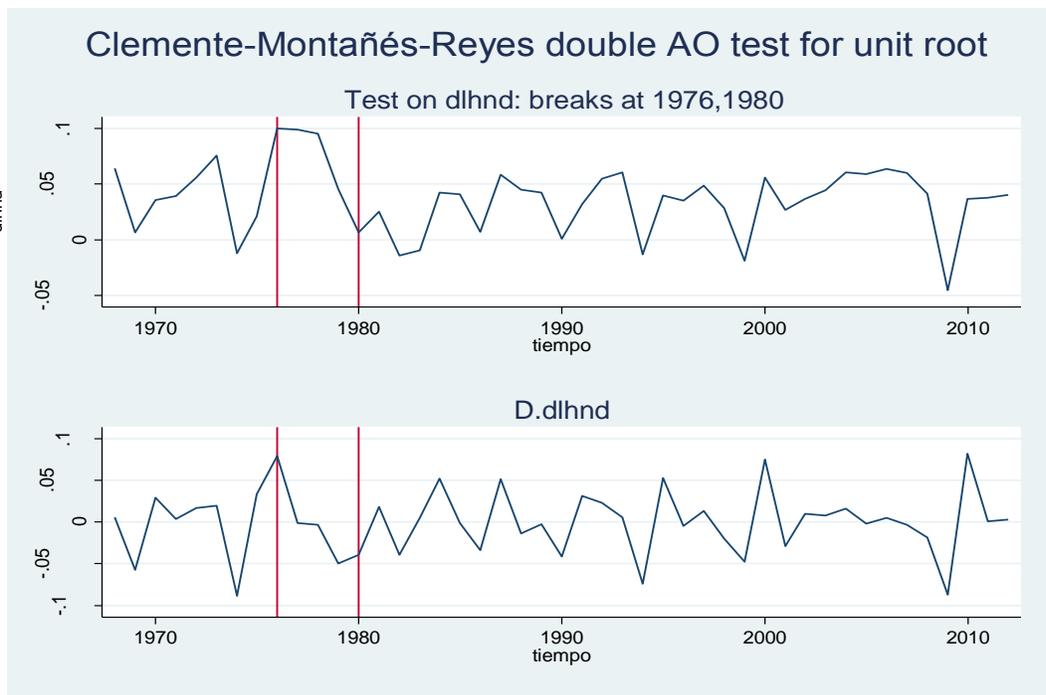
## A Correlograma del Ciclo Económico Común

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
.  ****	.  ****	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

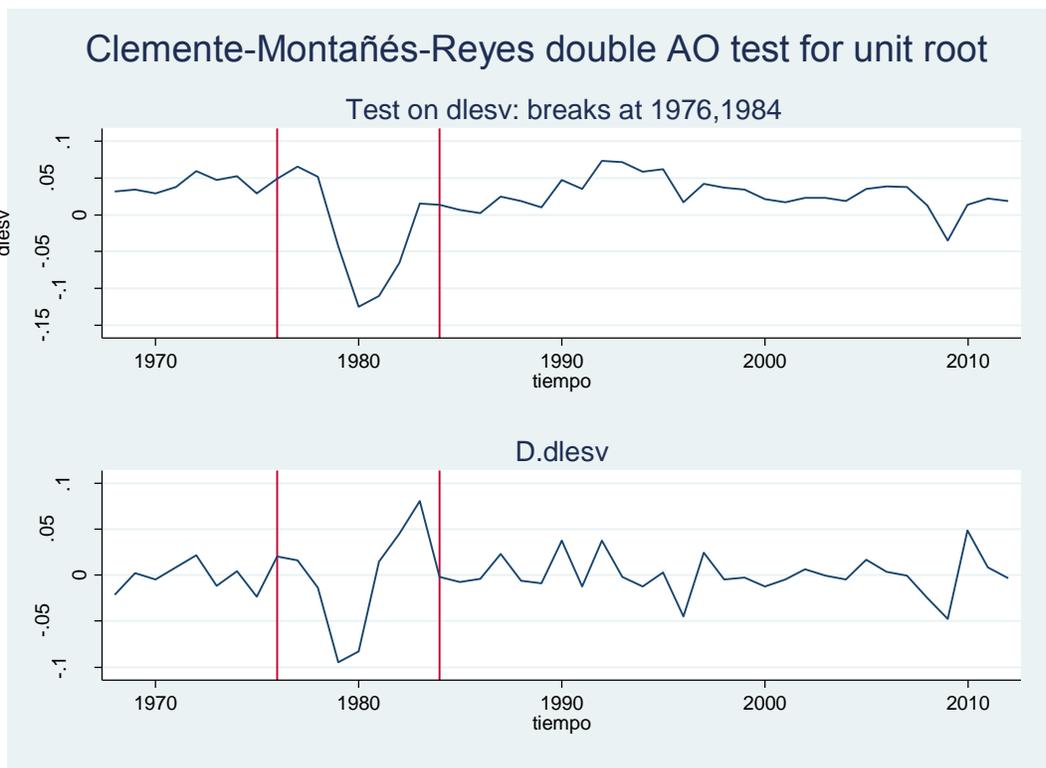
## B Descriptivos del PIB real de cada país

	NICARAGUA	HONDURAS	GUATEMALA	ELSAVADOR	COSTARICA
Mean	5212.291	6308.140	18475.88	12292.21	12380.93
Median	4734.205	5573.480	15425.59	11066.92	9630.555
Maximum	8743.050	13228.31	37745.95	19809.02	29440.75
Minimum	3560.650	2088.960	6261.530	6483.470	3155.540
Std. Dev.	1311.796	3223.981	8777.106	4044.643	7606.674
Skewness	0.972747	0.621893	0.597620	0.471313	0.771122
Kurtosis	3.100244	2.285384	2.271011	1.813474	2.391988
Jarque-Bera	7.906245	4.286832	4.083383	4.784141	5.725408
Probability	0.019195	0.117254	0.129809	0.091440	0.057114
Sum	260614.6	315407.0	923793.8	614610.7	619046.6
Sum Sq. Dev.	84319566	5.09E+08	3.77E+09	8.02E+08	2.84E+09
Observations	50	50	50	50	50

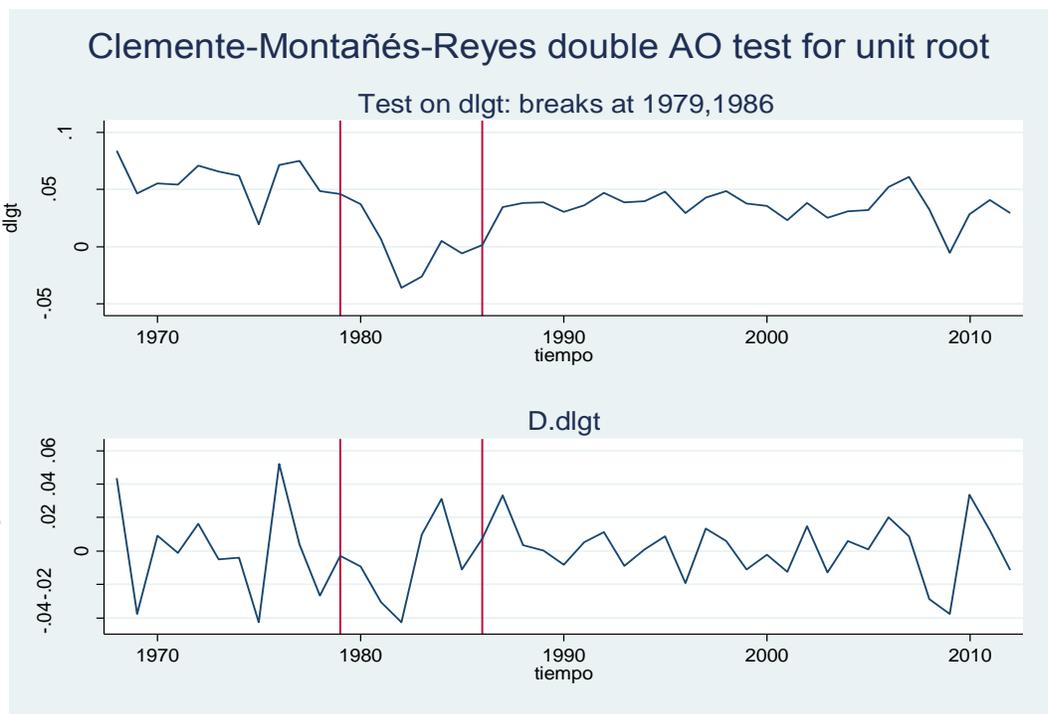
C Cambios estructurales del test de raíz unitaria  
Honduras



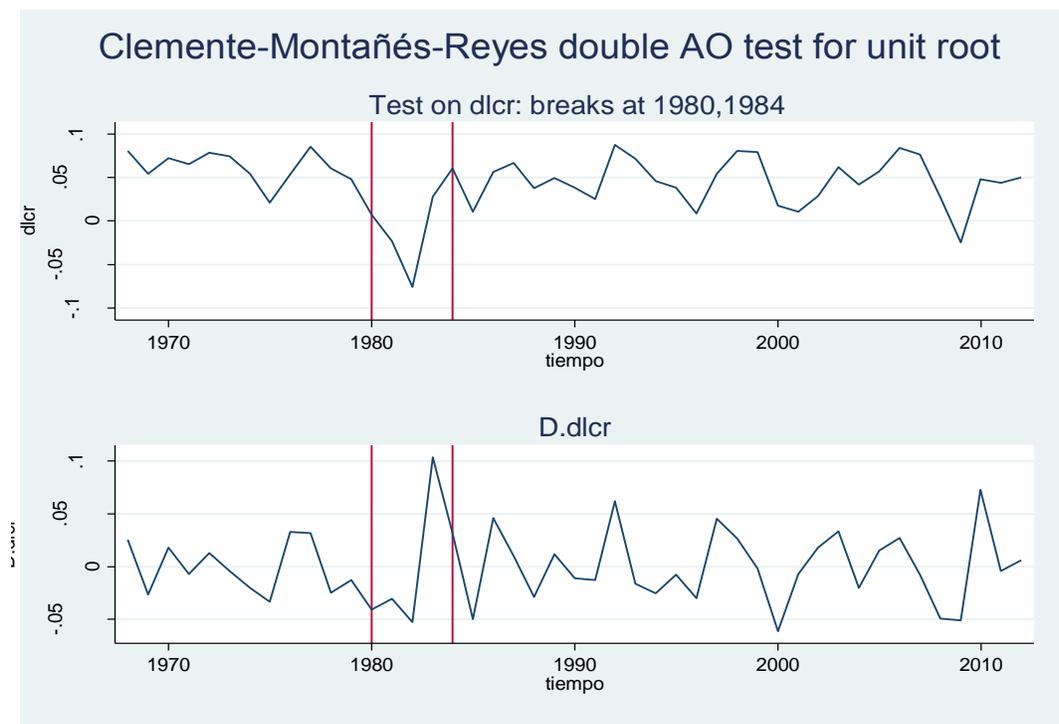
El Salvador



Guatemala



Costa Rica



## C Cambios estructurales del test de raíz unitaria para la serie ajustada de Honduras

