

El Ciclo Económico Colombiano: Evidencia de Asimetrías y Sincronización*

Andrés Salamanca Lugo**

Mayo, 2009

Resumen

El papel de la transmisión de las fluctuaciones económicas entre los países para su respectivo desempeño ha sido analizado a través de diferentes técnicas econométricas. En este documento, el crecimiento de largo plazo de Colombia (1960-2007) es modelado usando un modelo de *Markov-Switching* univariado y comparado con la caracterización de los ciclos económicos de sus principales socios comerciales usando la misma metodología. Además, se analiza la existencia de posibles asimetrías en el ciclo económico colombiano mediante la implementación de test de inclinación y profundidad de las fases del ciclo. Finalmente, se busca evidencia de sincronización entre los países antes considerados en el sentido de un estado markoviano común en un entorno multivariado y se estudia la transmisión de choques externos y cíclicos hacia el producto colombiano vía un análisis de impulso-respuesta.

Abstract

The role of the transmission of economic fluctuations between countries for their respective performance has been analyzed through different econometric frameworks. In this paper, the Colombian long-run economic growth (1960-2007) is modeled using a univariate Markov switching model and compared with the characterization of its trading partner's business cycles using the same approach. In addition, a test for business cycle asymmetries (deepness and steepness) is performed for Colombia. Finally, we look for evidence of synchronization across countries in the sense of common Markov states in a multivariate framework and impulse-response analysis of business cycle transmission and cyclical shocks to colombian product.

Palabras clave: ciclos económicos, Markov-switching, asimetrías, sincronización, choques externos, choques cíclicos.

Clasificación *JEL*: E32, F43, C32, N16

*Agradezco muy especialmente a Enrique López por el valioso tiempo que dedicó a discutir conmigo diversos aspectos de este trabajo y a Martha Misas por su apoyo y guía en la comprensión del modelo econométrico aquí empleado.

**Asistente de investigación, Unidad de Investigaciones, Banco de la República.
E-mail: asalamancal@unal.edu.co

1. Introducción

Gran parte de la eficacia de las políticas económicas depende de la buena supervisión del estado de la economía y de la anticipación que puedan hacer los *policy makers* a cerca del ciclo económico. De este modo, comprender las características de los ciclos económicos de cada país, así como los determinantes de las fluctuaciones de corto plazo de la actividad económica agregada se ha convertido en un objeto de estudio muy importante para la toma de decisiones de política. Por ejemplo, instituciones como el *National Bureau of Economic Research* (NBER) o el *Economic Cycle Research Institute* (ECRI) entre otros, dedican un esfuerzo permanente al análisis del estado de las economías Norteamericana y Europeas, respectivamente.

El estudio de los ciclos económicos ha requerido incorporar hechos estilizados de su comportamiento como no linealidades y asimetrías intrínsecas en ellos. Diferentes investigaciones han encontrado que el producto de la economía responde de manera diferente ante choques exógenos dependiendo de la fase del ciclo en la cual se encuentra. Estudios llevados a cabo por Filardo (1994), Filardo y Gordon (1998), Kim, Morley y Piger (2002), Soto (2002), Mills y Wang (2003) y Pok-Sank (2004) han encontrado evidencia de asimetrías en los ciclos económicos que en muchos casos es explicada por la amplitud y duración de cada fase del ciclo.

Diferentes técnicas estadísticas y econométricas se han empleado en el análisis y caracterización de los ciclos económicos, sin embargo, desde los trabajos de Hamilton (1989, 1990), muchos estudios han aplicado los modelos de *Markov-Switching* con el objeto de estudiar la dinámica del ciclo económico en diferentes países (véase por ejemplo los trabajos citados anteriormente). En este contexto el crecimiento del producto es modelado como un proceso sujeto a cambios de régimen, los cuales están gobernados por una cadena de Markov latente. Una ventaja de los modelos de *Markov-Switching* es que permiten a través de la inferencia que se puede realizar mediante la información contenida en la muestra, reconstruir la cronología del ciclo asociado al crecimiento del producto modelado.

Por otro lado, el análisis de la sincronización y/o desacoplamiento (*decoupling*) de los ciclos económicos entre diferentes países se ha convertido en un tema de especial importancia tanto en el ámbito académico como en ámbito de la política económica. La existencia de choques externos que fluyen a través de una fuente común hacia las diferentes economías ha sido una importante razón para que muchos estudios se hayan concentrado en los efectos de la sincronización de los países. En el contexto de una integración internacional conceptos como *ciclo común* y *co-movimientos* han hecho pensar que países con fuertes nexos en términos de la correlación y concordancia de sus ciclos económicos son más propensos a afrontar menos costos de integración que aquellos cuyos ciclos son asincrónicos. No obstante, la existencia de fuertes vínculos entre la cadencia en el crecimiento de las economías puede llevar a pensar que una gran proporción de la varianza en las tasas de crecimiento se puede transmitir a cada economía individual. De este modo, el costo de la sincronización de la economía puede llegar a ser más alto que las ganancias de la integración.

Numerosos estudios han mostrado que los ciclos de las economías europeas han venido ganando sincronía en los últimos años (véase por ejemplo Artiz y Zhang, 1997, Krolzig y Toro, 2002, Artis, Krolzig y Toro, 2002, Massmann y Mitchell, 2004 y Böwer y Guillemineau, 2006).

En el contexto de la Unión Europea, el análisis de la sincronización de los ciclos económicos entre países ha pasado a ser un importante asunto de estudio más en términos de política económica que académico. Obviamente, la sincronización de los ciclos nacionales en este tipo de integraciones es una condición necesaria para el éxito de la política monetaria en los programas de estabilización macroeconómica supranacional. De igual forma otros estudios han concentrado su atención en formas de integración que son más de tipo económico y menos regional; por ejemplo, trabajos como los de Schirwitz y Wälde (2004) y Tomljanovich y Ying (2005) analizan el grado de sincronización entre los países que componen el G-7; Darvas, Rose y Szapáry (2005) estudian los efectos de la divergencia fiscal sobre la sincronización de los ciclos de los países de la Organización Económica para la Cooperación y el Desarrollo (OECD) y Inklaar, Jong-A-Pin y De Haan (2005) analizan el comercio como un determinante de la sincronización de los países miembros de la OECD¹.

Dada la importancia de los argumentos presentados previamente, el principal objetivo de esta investigación es tratar de comprender los hechos estilizados del ciclo económico colombiano y su sincronización con el de sus principales socios comerciales. En primera instancia se identifican y analizan los puntos de quiebre (*turning points*) del ciclo colombiano usando dos diferentes metodologías. En el primer caso se emplea la definición de ciclo en términos de los puntos de quiebre propuesta por Burns y Mitchell (1946) y un segundo ejercicio de identificación y caracterización del ciclo se lleva a cabo empleando la metodología paramétrica propuesta por Hamilton (1989) a través de un modelo de *Markov-Switching* autoregresivo univariado. Se estudian y comparan los resultados obtenidos con cada método. De igual forma, se investiga la existencia de posibles asimetrías inherentes en el ciclo colombiano, para lo cual, se emplean los dos tipos de asimetrías propuestas por Sichel (1993) relacionadas con la inclinación (*steepness*) y profundidad (*deepness*) de las fases del ciclo. En una segunda etapa se busca evidencia de sincronización del ciclo colombiano con el de sus principales socios comerciales, para lo cual se emplea una medida de concordancia de los puntos de quiebre de los ciclos individuales de cada país. Obviamente, la coincidencia de los puntos de quiebre entre los diferentes ciclos de cada nación pone de manifiesto la interrogante acerca de la suficiencia de esta medida para la existencia de un ciclo común. Con el fin de obtener una inferencia óptima a cerca del ciclo común se emplea la extensión propuesta por Krolzig (1997) para modelos multivariados de *Markov-Switching*, en la cual la sincronización es tratada en el sentido de un estado markoviano común. Por último, se examina la transmisión de choques reales externos y cíclicos sobre el crecimiento del producto en la economía colombiana.

El documento está organizado como sigue: la primera sección corresponde a la introducción; en la segunda sección se contextualizan las metodologías más comunes empleadas en el estudio de los ciclos económicos; en la tercera sección se analizan los hechos estilizados de las recesiones en Colombia; en las secciones cuatro y cinco se lleva a cabo un estudio minucioso del ciclo económico colombiano empleando para ello tanto técnicas no-paramétricas como el modelo de *Markov-Switching* propuesto por Hamilton (1989), buscando en cada caso evidencia de asimetrías en el ciclo; en la sección 6 se examinan los ciclos de Colombia y sus principales socios comerciales con el fin de constatar la existencia o no de un ciclo común entre éstas naciones, para lo cual se emplea un modelo de *Markov-Switching* multivariado, además se estudia el efecto de choques externos y cíclicos sobre la economía colombiana; por último, se presentan las conclusiones.

¹Véase también el trabajo de Chauvet y Yu (2006).

2. El Estudio de los ciclos económicos

Como lo subraya Hamilton (2005) el término “ciclo” describe un proceso que se mueve secuencialmente entre una serie de claras e identificables fases de forma periódica. Existe un especial acuerdo entre los economistas a cerca del comportamiento de la actividad económica, el cual posee una regularidad cíclica que ha venido a conocerse como “ciclo económico”. Al respecto se encuentra el trabajo de Burns y Mitchell (1946) el cual documenta de forma extensa y analítica el comportamiento de la actividad económica en cada fase del ciclo.

La necesidad de integrar los determinantes del crecimiento económico de largo plazo y las causas de las recesiones en una teoría unificada ha conducido necesariamente al estudio y análisis tanto de los determinantes de corto plazo de las fluctuaciones de la actividad económica, como del estado en el cual se encuentra la economía de un país en cada instante del tiempo. Un ejemplo de ello es el análisis que realizan instituciones como el *National Bureau of Economic Research* (NBER) el cual dedica un esfuerzo permanente al estudio del estado de la economía Estadounidense, o el *Economic Cycle Research Institute* (ECRI), cuyo objeto principal de análisis son los ciclos de varias economías de Europa, Norte América, Asia y África.

En el estudio de las características específicas de los ciclos económicos de cada país han surgido innumerables trabajos empíricos que se han apoyado en por lo menos tres diferentes metodologías. Dentro de la primera metodología se encuentran los enfoques que recurren a algún tipo de algoritmo para datar los picos (*peaks*) y valles (*troughs*) también conocidos como puntos de quiebre (*turning points*) del ciclo, sin recurrir a algún tipo de descomposición de la serie. El enfoque más tradicional ha sido el algoritmo de Bry y Boschan (1971), el cual ha sido asociado con la visión del NBER, institución que realiza el cálculo de los puntos de quiebre sin llevar a cabo algún tipo de descomposición de la serie, excepto por un proceso de desestacionalización. También, se encuentra el algoritmo propuesto por Harding y Pagan (1999), el cual corresponde a una versión para datos trimestrales de la metodología de Bry y Boschan. Por último, en esta categoría se encuentra el enfoque del “ciclo de referencia”, el cual constituye una medida asociada al curso de la actividad económica agregada. Una aplicación de este método para el caso Colombiano puede ser encontrada en Melo, French y Langebaek (1988).

En una segunda metodología se encuentran los enfoques basados en la descomposición de la serie en su tendencia de largo plazo y sus desviaciones de la misma. En este contexto son estas desviaciones las que se identifican como ciclos económicos. En Colombia se han realizado diferentes trabajos cuyo objetivo ha sido el análisis de las características de la economía a lo largo de cada fase del ciclo económico, en los que se hacen descomposiciones de la serie utilizando filtros como el de Hodrick-Prescott, o el Band-Pass entre otros (véase Hamann y Riascos (1998) y Posada (1999)). Un trabajo más reciente fue el realizado por Arango, Arias y Flórez (2007), en el cual se emplea el concepto de *ciclos de crecimiento* y se le diferencia del de *ciclos de negocios*. En este trabajo se estiman las fechas de ocurrencia de los ciclos de crecimiento a través de los métodos de Bry y Boschan (1971) y Boschan y Ebanks (1978), este último conocido como *Phase Average Trend*, el cual calcula la tendencia de la serie a través de un promedio móvil centrado.

La última metodología se caracteriza por el uso del modelo de cambio de régimen propuesto por Hamilton (1989) y que en los últimos años se ha venido consolidando como una

forma complementaria para entender y medir las fluctuaciones de las principales variables macroeconómicas agregadas. Las principales ventajas del modelo de *Markov-Switching* de Hamilton radican en que: por un lado, permite reconstruir la cronología de los estados de la economía en cada instante del tiempo simplemente a través de la inferencia basada en la información contenida en la muestra ²; y por otro lado, permite capturar no-linealidades relacionadas con los efectos asimétricos del producto real dependiendo del estado en el cual se sitúe la economía. El estudio de los ciclos económicos colombianos a través de técnicas paramétricas en su mayoría se ha llevado a cabo a través de modelos en los cuales se asume que la tasa de crecimiento del producto sigue un proceso lineal. Existen sin embargo, por lo menos dos excepciones al respecto: en primer lugar, se encuentra el trabajo de Arango y Melo (2003), en el cual se estudian las no-linealidades del ciclo colombiano a través de un modelo autoregresivo de transición suave STAR (por sus siglas en inglés *Smooth Transition Autoregressive*); y por último, se encuentra el trabajo de Misas y Ramírez (2005), en el cual se emplea la metodología propuesta por Hamilton a través de un modelo de *Markov-Switching* autoregresivo de la tasa de crecimiento del producto.

Como señalan Arango et al (2007) el análisis de las desviaciones de la tendencia de largo plazo constituye un caso particular de los ciclos de crecimiento, cuya terminología está más asociada con *aceleraciones y desaceleraciones* de la actividad económica, mientras que el concepto de ciclos de negocios se asocia más con *auges y recesiones*. De acuerdo con Arango et al (2007), los ciclos de negocios se definen como las subidas y caídas o puntos de quiebre (*turning points*) en magnitudes absolutas de un conjunto de series macroeconómicas representativas de la actividad económica, mientras que los ciclos de crecimiento son todos aquellos puntos de quiebre determinados en las desviaciones del componente permanente de un conjunto de series, también representativas de la actividad económica. Ambos conceptos se encuentran relacionados de forma estrecha: según Zarnowitz y Ozyildirim (2006) “todas las recesiones implican desaceleraciones, pero no todas las desaceleraciones conllevan a recesiones. Por ello, los ciclos de crecimiento son más numerosos que los ciclos de negocios. Los ciclos de crecimiento son generalmente cortos, más frecuentes, menos variables y mucho más simétricos que los ciclos de negocios”. Para el caso particular de los modelos de *Markov-Switching* la interpretación de los estados o regímenes depende en gran medida de la frecuencia de la serie empleada, pero sobre todo de la especificación del modelo en cada régimen. En este sentido, el modelo puede ser interpretado en términos de aceleraciones y desaceleraciones, auges y depresiones o crecimiento alto, moderado y bajo, según sea el caso.

²Como lo señalan Misas y Ramírez (2005), una ventaja de este modelo es que, ningún tipo de información previa relacionada con las fechas en las cuales la economía se ubica en cada régimen se requiere.

3. Hechos estilizados de las recesiones en Colombia

La Figura 1 presenta la evolución del crecimiento del Producto Interno Bruto (PIB) real de Colombia en el periodo 1960-2007. Durante estos años la economía tuvo un crecimiento promedio del 4,2% por año. Como se puede observar en el gráfico, durante todo el periodo el crecimiento del producto fue estable excepto por la única tasa de crecimiento negativa en 1999, la cual corresponde a la recesión más profunda de la economía colombiana en quizás todo el siglo XX. Si excluimos la crisis del año 1999, el crecimiento promedio del producto real es 4,4%, es decir, 0,2 puntos porcentuales más alto que el promedio del periodo completo. En particular es posible observar que las tasas más bajas de crecimiento corresponden a los años 1975, 1982, 1991 y finalmente 1999, las cuales fueron 2,3%, 1%, 2% y -4,4%, respectivamente. Como veremos, estos años están caracterizados por fuertes desequilibrios económicos que terminaron convirtiéndose en recesiones.

3.1. Los efectos de la crisis del petróleo (1975)

En 1973 tuvo lugar la que se conoce como la *primera gran crisis del petróleo*. Como respuesta de las naciones árabes a la ayuda brindada por Estados Unidos y Europa Occidental a Israel, éstas decidieron recortar de forma abrupta la oferta de petróleo, lo que se manifestó inmediatamente en un incremento radical en los precios del crudo.

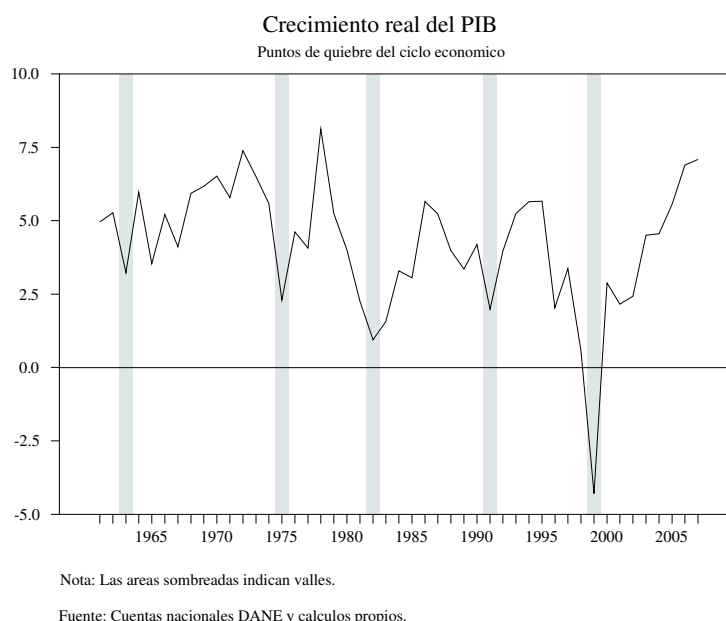


Figura 1: Crecimiento real del producto

La gran dependencia de este recurso energético por parte de las naciones industrializadas aunó los efectos negativos que sobre el desempeño de las economías tuvo la contracción de la oferta de petróleo y el aumento de su precio. Los efectos inflacionistas y la reducción de la actividad económica de los países afectados repercutió notablemente sobre los países en vía de desarrollo, los cuales poseían fuertes estructuras de comercio externo que en general sustentaban gran parte de su actividad económica. En particular, la recesión que se desencadenó en Estados Unidos tuvo efectos indirectos sobre la economía colombiana. Como

lo expresa Pécaut (2006) una consecuencia de la crisis mundial fue el pobre crecimiento económico que reportó Colombia en el año 1975, el cual no superó el 1,8%, el peor desempeño de los últimos veinte años. De acuerdo con Pécaut, la reducción de los mercados de exportación se hizo sentir en la industria textil, por su parte, el crecimiento del sector de la construcción cayó abruptamente³ y por último, los pésimos resultados de la reforma fiscal iniciada en años anteriores repercutieron no sólo sobre los desequilibrios presupuestales y la inflación, sino también sobre la eficacia de la inversión pública.

3.2. La crisis latinoamericana de la deuda (1982)

En el periodo 1982-1985 tuvo lugar la conocida “crisis de la deuda latinoamericana”. Si bien los niveles de endeudamiento externo de Colombia durante este periodo no llegaron a ser tan grandes comparativamente con los alcanzados por otros países de Latinoamérica, los efectos negativos que sobre el sector externo tuvieron el aumento de las tasas de interés y el cierre de los mercados financieros internacionales se reflejaron de forma significativa sobre el crecimiento del producto real durante estos años. Sin embargo, como lo señalan Villar y Esguerra (2005), con todo, se observó que el país creció progresivamente aunque a tasas mucho más lentas que las reportadas en la década anterior; esto gracias al aumento de las minidevaluaciones diarias y a los controles a las importaciones.

3.3. El proceso de apertura (1991)

A finales de la década de 1980 la economía colombiana comenzó un proceso gradual de apertura sustentado en el desmonte de gran parte de las restricciones cuantitativas al comercio exterior. Posteriormente, el proceso de apertura se aceleró ostensiblemente, de modo que para fines de 1990 las restricciones cuantitativas habían casi desaparecido. Una vez se abandonó el esquema gradual de apertura, el gobierno colombiano adoptó una serie de políticas encaminadas a la apertura de la cuenta de capitales, en una situación en la cual los flujos de capital provenientes del extranjero y dirigidos hacia América Latina alcanzaba niveles sorprendentes. De este modo, la apertura comercial coincidió al igual que en 1982 con un pronunciado proceso de apreciación real del peso acompañado de un deterioro de la cuenta corriente, lo cual devino en un aumento significativo de las importaciones que no redundó en un aumento igual de las exportaciones. Así pues, el proceso de apertura no sólo no logró aumentar el nivel de comercio total respecto de los niveles alcanzados en la década de los ochenta, sino que además ocasionó una marcada vulnerabilidad externa y financiera de la economía colombiana. Esto fue un hecho que se vio reflejado en el desajuste macro de principios de la década de los noventa y en la gran crisis económica financiera a finales de la misma.

3.4. La peor crisis financiera (1999)

Durante la década de los noventa la economía colombiana experimentaba una expansión de la demanda interna sustentada en un excesivo aumento del consumo, lo cual implicó una

³Una idea muy generalizada en la discusión económica en Colombia gira en torno de los efectos de arrastre que sobre los demás sectores económicos posee el sector de la construcción. Esta idea se hizo popular debido a los trabajos de sectores líderes llevados a cabo por Lachlin Currie. Véase entre otros el trabajo de Currie (1982).

reducción de los recursos derivados del ahorro interno y una contracción de la liquidez general de la economía, hecho que se manifestó en la disminución de los depósitos financieros, que a su vez tornaron riesgosas las entidades financieras debido a la baja solvencia que alcanzaron. Como lo señalan Buitrago y Alonso (2002) la respuesta de las entidades financieras ante esta situación fue inducir un apalancamiento excesivo a costa del deterioro de la cartera, con el fin de obtener los recursos suficientes que les permitieran cumplir con sus obligaciones y aumentar la oferta de crédito al sector privado. Este proceso continuo de apalancamiento en detrimento de la cartera se estaba convirtiendo en una burbuja de crédito que más adelante en el año 1998 llegaría a su fin con las consecuentes repercusiones sobre la actividad económica agregada.

En 1994 se presenta la crisis mexicana y más adelante en 1997 la crisis asiática, las cuales rompen la burbuja de crédito causando que el capital extranjero salga de la nación lo que aumentó el riesgo país, elevó la tasa de cambio y presionó la reducción de los diferenciales de interés, que a su vez redujeron considerablemente las utilidades de la banca (Buitrago y Alonso, 2002). Como lo señalan Tenjo y López (2002) el alto grado de fragilidad en las relaciones básicas de la economía acumulado durante la primera y segunda mitad de la década acompañado de los desequilibrios internos y las restricciones crediticias que se presentaron hicieron más vulnerable la economía a choques externos como el de la crisis y facilitaron el “contagio” de la volatilidad de los mercados externos.

De este modo, los efectos inmediatos del estancamiento del crédito, los desequilibrios financieros, fiscales y externos finalmente cerraron el ciclo en 1998-99 con la caída en las expectativas generales de los agentes, la pérdida de confianza, la capacidad ociosa de las firmas debido a su limitada solvencia que acabaron por minar el crecimiento económico de esos años. El producto interno bruto colombiano, que había tenido tasas de crecimiento positivas durante casi setenta años, se redujo en más de 4% en 1999 y se mantuvo con muy bajas tasas de crecimiento en los tres años subsiguientes.

4. Análisis clásico del ciclo económico colombiano

4.1. Detección de los puntos de quiebre

En esta sección se empleará la definición de ciclo expresada en términos de los puntos de quiebre (*turning points*) de una serie, propuesta por Burns y Mitchell (1946). Definir los periodos de expansión y contracción de la actividad económica requiere entonces identificar el conjunto de puntos de quiebre que definen los picos (*peaks*) y valles (*troughs*) de la serie de crecimiento real del PIB. En este trabajo se emplea el algoritmo de Harding y Pagan (1999)⁴. En cada caso se aplican dos reglas fundamentales que constituyen el punto central de la técnica. En primer lugar, se determina un máximo (mínimo) local si es el punto más alto (bajo) entre los dos años predecesores y antecesores a su posición, es decir, se define que ha ocurrido un pico en el tiempo t si y_t es el $\max \{y_{t-2}, \dots, y_{t+2}\}$ y un valle si y_t es el $\min \{y_{t-2}, \dots, y_{t+2}\}$. En segundo lugar, siempre se debe completar un ciclo, es decir, un pico siempre es seguido de un valle y viceversa. Una vez la serie se ha depurado, se imponen los puntos de quiebre a la serie original. El resultado final se construye a partir del refinamiento de tales puntos sobre el conjunto de observaciones sin suavizar. Los picos y valles detectados mediante esta metodología se detallan en la Tabla 1.

Tabla 1. Datación clásica del ciclo

Valles	Picos	Duración valle-pico	Duración pico-valle
1963	1972	9	-
1975	1978	3	3
1982	1986	4	4
1991	1995	4	5
1999	2007	8	4

Un ciclo completo lo definimos como el intervalo desde el valle inicial hasta el valle final. Las fases de contracción corresponden a la duración entre la fecha siguiente a cada pico y el valle próximo, mientras que los periodos de expansión están dados por el espacio de tiempo entre la fecha siguiente a cada valles y el pico siguiente. En esta aplicación, se definen los periodos de recesión como las fechas adyacentes a cada valle que corresponden a las tasas de crecimiento más bajas con respecto a la tasa media del ciclo del valle en cuestión. La Figura 2 muestra las fechas identificadas como recesiones de acuerdo con esta metodología.

De acuerdo con la información contenida en la Tabla 1, las aceleraciones duran en promedio 5,6 años, mientras que las desaceleraciones tienen una duración media de 4 años. Las recesiones por su parte tardan en promedio 1,6 años.

⁴Es de anotar que este algoritmo fue diseñado especialmente para ser empleado en series trimestrales, sin embargo aquí será usado indistintamente sobre la serie anual del crecimiento real del PIB. No obstante, los resultados detallados en la Tabla 1 muestran el buen comportamiento del algoritmo aún con datos anuales.

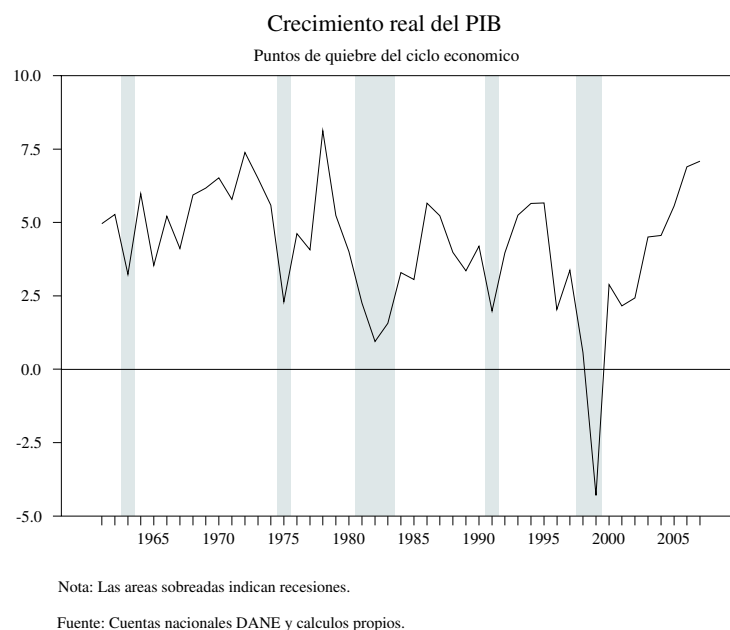


Figura 2: Recesiones del ciclo económico colombiano

4.2. Asimetrías en los ciclos económicos

Dentro del análisis y caracterización de los ciclos económicos, ha existido un especial interés en determinar si el comportamiento de las variables macroeconómicas es diferente en cada fase del ciclo. Como lo subraya Mitchell (1927, p. 290): “las fases de contracción de los ciclos económicos parecen ser procesos más breves y violentos que las fases de expansión”.

Sichel (1993) define un ciclo asimétrico como aquel cuyo comportamiento en cierta fase difiere del reflejo del comportamiento de su fase opuesta. Sichel distingue entre dos tipos de asimetría del ciclo económico: “inclinación” (*steepness*) y “profundidad” (*deepness*). La primera medida se refiere a si las contracciones son más (o menos) inclinadas que las expansiones, mientras que el segundo tipo de asimetría está relacionado con la amplitud de las contracciones frente a la de las expansiones. Sichel propuso dos test no paramétricos para evaluar la presencia de cada tipo de asimetría. Un estadístico evidente para calcular la *profundidad* de una serie es el sesgo que esta posee: si se observan amplitudes más grandes en las contracciones que en las expansiones, entonces es de esperar que la densidad asociada posea un sesgo negativo, ya que el valor medio de las desviaciones por debajo de la media excede al valor medio de las desviaciones por encima de ella. De acuerdo con lo anterior se dice que el proceso $\{y_t\}$ carece de profundidad si, y sólo si y_t es no sesgada,

$$E[(y_t - \mu_t)^3] = 0$$

Un estadístico que describa la inclinación de las contracciones es un poco menos obvio que aquel relacionado con la profundidad, sin embargo la intuición detrás de esta medida de asimetría es la misma, pero ahora no sobre la serie en su nivel, sino en su primera diferencia. Nótese que tener contracciones más inclinadas que las expansiones implica que los incrementos de la serie deben ser de mayor tamaño y más frecuentes que los decrecimientos, es decir, la primera diferencia de la serie posee un sesgo negativo.

Se dice entonces que el proceso $\{y_t\}$ no posee inclinación si, y sólo si Δy_t no tiene sesgo,

$$E[\Delta y_t^3] = 0$$

La Figura 3 ilustra la intuición de estas medidas.

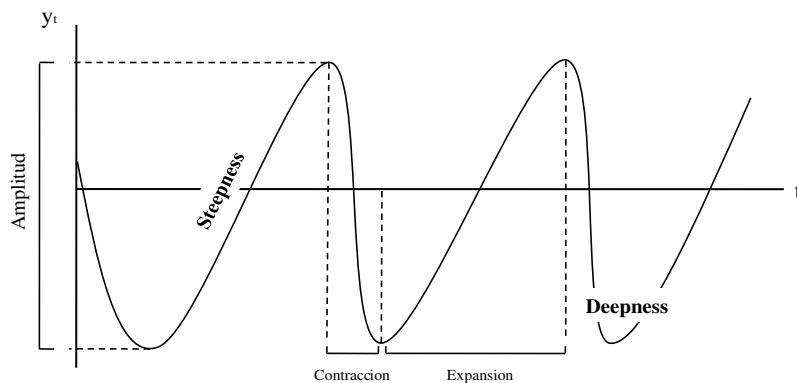


Figura 3: Ciclo económico

La Tabla 2 muestra los resultados de las pruebas de asimetría propuestas por Sichel. Como se puede observar, los resultados de la prueba de profundidad indican la existencia de sesgo negativo, lo cual significa que las recesiones tienden a ser más grandes en términos de su magnitud que los auges. Por otro lado, la prueba de inclinación sugiere la ausencia de este tipo de asimetría en el ciclo colombiano.

Tabla 2. Test no-paramétricos de asimetría			
Test	Signo	Estadístico	P-valor
Deepness	-	11,549	[0,0007]
Steepness	+	1,829	[0,1762]

5. Análisis paramétrico del ciclo económico colombiano

5.1. Ciclos económicos en el modelo de *Markov-Switching*

La estructura del modelo es la siguiente: La economía puede encontrarse en dos estados diferentes⁵; en cada uno de ellos, la tasa de crecimiento del PIB sigue un proceso autoregresivo donde la media del proceso depende del estado en el cual la economía se ubique y las transiciones entre ellos están gobernadas por una cadena de Markov estacionaria. La simplicidad del proceso así como la interpretación de los estados en términos de periodos de alto (auge) o bajo (recesión) crecimiento se convierten en el atractivo de este modelo.

Sea Δy_t la tasa anual de crecimiento real del producto⁶. El “estado” o “régimen” del proceso estocástico que gobierna a Δy_t está indexado por una variable aleatoria s_t que toma el valor uno ($s_t = 1$) si el proceso está en el régimen uno y así sucesivamente para el número total de estados. Si hay M diferentes regímenes, las transiciones entre ellos están gobernadas por una cadena de Markov ergódica:

$$p(s_t = j | s_{t-1} = i) = p_{ij}, \quad i, j = 1, \dots, M$$

Entonces el proceso estocástico de Δy_t en cada estado es:

$$\Theta(L)\Delta y_t + \Phi(L)\mu_{s_t} = \varepsilon \quad \varepsilon \sim \mathcal{N}(0, \sigma_{s_t}^2)$$

donde $\Theta(L)$ y $\Phi(L)$ son polinomios de rezago. El término μ_{s_t} denota el valor de la media del proceso (μ) en el estado s_t . En particular, si en el periodo t el estado dos ocurre, entonces μ_{s_t} adopta el valor de μ_2 en el periodo t .

Si $\Theta(L) = \Phi(L)$, entonces el proceso de *Markov-Switching* contiene cambios en media como en la especificación propuesta por Hamilton (1989). A este proceso se le denota MSM(M)-AR(p), donde como se señaló antes M corresponde al número de estados y p es el orden del polinomio de rezago. Si $\Phi(L) = 1$ entonces los cambios entre regímenes contienen cambios de intercepto⁷. Esta especificación será denotada MSI(M)-AR(p). Es fácil ver que ambos procesos son iguales si $\Theta(L) = \Phi(L) = 1$.

Como lo muestra Knüppel (2004) el proceso MSI se acerca lentamente a su próximo valor después de cada cambio de régimen, mientras que el proceso MSM salta inmediatamente de un nivel a otro. La Figura 4 ilustra este hecho.

⁵Por simplicidad de la descripción se consideran únicamente dos estados de la economía, sin embargo pueden ser considerados más regímenes aunque su interpretación económica puede volverse más difícil.

⁶En esta aplicación la tasa de crecimiento está calculada empleando la primera diferencia del logaritmo del producto real. Pruebas de raíz unitaria sobre el logaritmo del producto indicaron que este es integrado de orden uno (I(1)), de modo que su primera diferencia es estacionaria.

⁷Nótese que los coeficientes del proceso autoregresivo no son estado-dependientes, luego un cambio en la media del proceso indica un cambio en el intercepto.

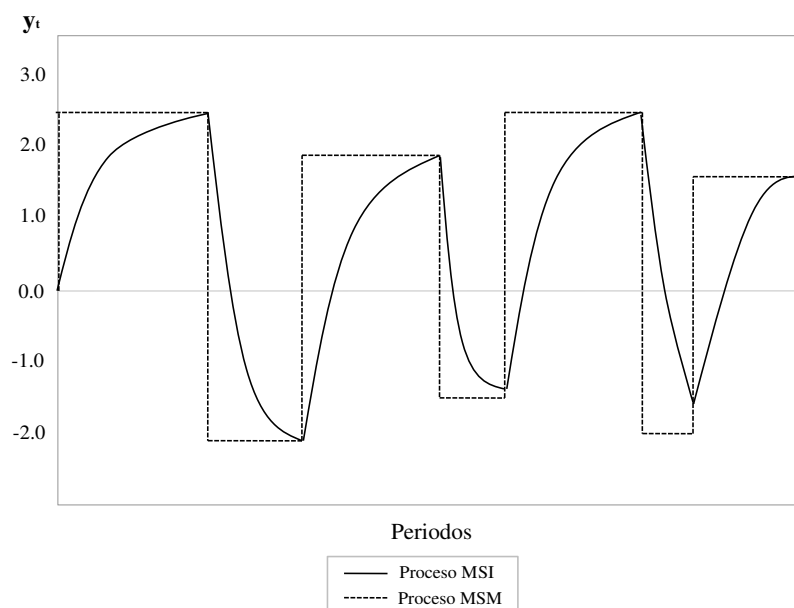


Figura 4: Comportamiento de los procesos MSI y MSM

En general uno encuentra que el comportamiento del ciclo económico está descrito por un proceso de aceleraciones que pueden o no conducir a auges y de desaceleraciones que igualmente pueden o no conducir a recesiones. En este sentido, un mejor modelo descriptivo del ciclo económico corresponde a la especificación de cambio en intercepto (MSI). En particular, a partir de la Figura 2 se observa que el ciclo colombiano se caracteriza por fases de contracción y expansión después de cada auge y recesión, respectivamente.

Como se anotó antes, una ventaja del modelo de *Markov-Switching* es que a partir de la información contenida en la muestra es posible reconstruir la cronología del ciclo modelado. Sea $P\{s_t = j|Y_t; \theta\}$ la inferencia a cerca del valor de s_t basada en la información de la muestra hasta el tiempo t y el conocimiento de los parámetros poblacionales θ . A este tipo de inferencia a cerca del estado de la economía en cada instante del tiempo se le conoce como *probabilidades filtradas* y su estimador óptimo es obtenido mediante un algoritmo recursivo basado en la regla de Bayes (una explicación más extensa de este algoritmo puede ser encontrada en Hamilton, 1994). Generalizando la anterior notación, es posible obtener la inferencia a cerca del estado de la economía en cada instante del tiempo, esta vez, no sólo considerando la información disponible hasta el instante t , sino incorporando la información contenida en toda la muestra. Sea $P\{s_t = j|Y_T; \theta\}$ la inferencia a cerca del valor de s_t basada en la información completa de la muestra y en el conocimiento de los parámetros poblacionales θ . A este tipo de inferencia a cerca del estado de la economía en cada instante del tiempo se le conoce como *probabilidades suavizadas* y su estimador óptimo es obtenido mediante el algoritmo de Kim (véase Hamilton, 1994).

5.2. Aplicación del modelo MS-AR al ciclo colombiano

En un primer ejercicio se ajustó un modelo de dos estados al crecimiento real del producto colombiano. Se consideró un conjunto de rezagos $p = 0, 1, \dots, 4$ y varianza estado-dependiente. Los resultados de las estimaciones mostraron que los conjuntos de rezagos $p = 1, \dots, 4$ resultaron estadísticamente no-significativos. De acuerdo con estos resultados se estimó un modelo conformado por el intercepto asumiendo que la varianza del término de perturbación es estado-dependiente, sin embargo no se encontró evidencia estadística que soportara esta hipótesis según un test de verosimilitud (*Likelihood Ratio Test*). El estadístico LR obtenido (p-valor) fue 3,418 (0,181) para el test $H_0 : \text{MSI}(2)\text{-AR}(0)$ vs. $H_a : \text{MSIH}(2)\text{-AR}(0)$ ⁸. La Tabla 3 contiene los valores estimados por máxima verosimilitud de los parámetros del modelo $\text{MSI}(2)\text{-AR}(0)$ ⁹.

Tabla 3. Estimaciones $\text{MSI}(2)\text{-AR}(0)$	
Colombia	
<i>Interceptos estado-dependientes</i>	
v_1	0.0162 (0.0070)
v_2	0.0495 (0.0032)
<i>Desviación estándar</i>	
σ	0.0163
<i>Persistencia de las recesiones</i>	
Prob. Ergódica	0.2067
Duración	3.9
Log Likelihood	118.6988
LR Test Linealidad	9.3959

De acuerdo con los valores estimados de los interceptos en cada estado, el modelo puede ser interpretado en términos de recesiones y crecimiento moderado. La media del régimen uno corresponde a una tasa de crecimiento anual (desv. std) del 1,6% (0,007) la cual es similar a la tasa media de crecimiento en las recesiones indicadas en la Sección 3. Por su parte, la media del régimen dos corresponde a una tasa de crecimiento anual igual a 4,9% (0,032) la cual coincide con la tasa media de crecimiento de la economía durante todo el periodo exceptuando las recesiones. La Tabla 4 muestra la matriz de probabilidades de transición.

Tabla 4. Probabilidades de transición

$$\begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} \\ p_{21} & p_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,7456 & 0,2544 \\ 0,0663 & 0,9337 \end{bmatrix}$$

⁸Comprobar la significancia estadística de la no-linealidad explicada por el modelo de *Markov-Switching* contra la hipótesis nula de linealidad es un asunto complicado debido a la existencia de parámetros no identificados bajo la hipótesis nula (*unidentified nuisance parameters*) como lo muestra Hansen (1992), sin embargo esto no es de especial interés en el test LR para comprobar la hipótesis de homoscedasticidad, ya que tanto bajo la hipótesis nula como bajo la alternativa el número de estados permanece invariante.

⁹Todas las estimaciones reportadas en este documento fueron llevadas a cabo a través de la clase MSVAR de Ox. Véase Krolzig (1998).

La probabilidad de permanecer en recesión dado que la economía se encuentra en ella (p_{11}) es 0,74 la cual es bastante grande. Por su parte, la probabilidad de mantenerse en un crecimiento moderado dado que se está en tal estado (p_{22}) es 0,93, la cual es mayor que la probabilidad de que la economía permanezca en una depresión. Estas probabilidades indican que una vez la economía entra en uno de los estados es muy probable que permanezca en él. Otra característica importante es que es más probable que la economía pase a un estado de crecimiento moderado una vez se encuentra en una recesión (p_{12}) a que entre en una recesión dado que está en la fase expansiva del ciclo (p_{21}). El hecho anterior es un resultado de las políticas contracíclicas que los gobiernos tienden a implementar en las fases contractivas del ciclo. Sea $D_j = i$ la duración del estado j durante i periodos, entonces dadas las probabilidades de transición es posible inferir la duración media del régimen j a través de la siguiente ecuación:

$$\sum_{i=1}^{\infty} iP \{D_j = i\} = \frac{1}{1 - p_{jj}}$$

Por otro lado, una medida de persistencia de cada estado es la probabilidad no-condicionada de permanecer en él, es decir la probabilidad ergódica. La Tabla 3 muestra las dos medidas de persistencia asociadas al régimen de recesión. Como se puede observar la probabilidad de permanecer en recesión es 0,2, la cual es consistente con los argumentos presentados anteriormente, sin embargo la duración media de este estado es 4 años. Recordemos que la duración media estimada de las recesiones a través del análisis no-paramétrico fue 1,6 años. Esta diferencia tan significativa se debe como veremos más adelante a que el modelo sólo identifica como recesiones las crisis de 1982 y 1999, las cuales fueron las depresiones más profundas de todo el periodo de estudio considerado.

Otra forma de analizar la persistencia de cada estado es a través de la dinámica del modelo. Sea ξ_t un vector aleatorio ($M \times 1$) cuyo elemento j es igual a uno si $s_t = j$ y cero sus otras componentes. Entonces una representación útil de una cadena de Markov es:

$$\xi_{t+1} = F\xi_t + \nu_{t+1}$$

donde $\nu_{t+1} = \xi_{t+1} - E(\xi_{t+1}|\xi_t, \xi_{t-1}, \dots)$ y F la matriz de probabilidades de transición (transpuesta). De este modo, el pronóstico h -pasos adelante de la cadena de Markov puede ser calculado a partir de

$$E(\xi_{t+h}) = F^h \xi_t \tag{1}$$

De acuerdo con el resultado establecido en (1), es posible estudiar la dinámica del modelo a través de la probabilidad de permanecer en un estado dado que la economía empezó en cierto régimen¹⁰. La Figura 5 muestra la evolución de las probabilidades durante un horizonte dado de tiempo.

¹⁰Es posible mostrar que, dado que la cadena de Markov es ergódica, entonces las probabilidades tienden en el largo plazo a sus probabilidades no condicionales (e.g. probabilidades ergódicas).

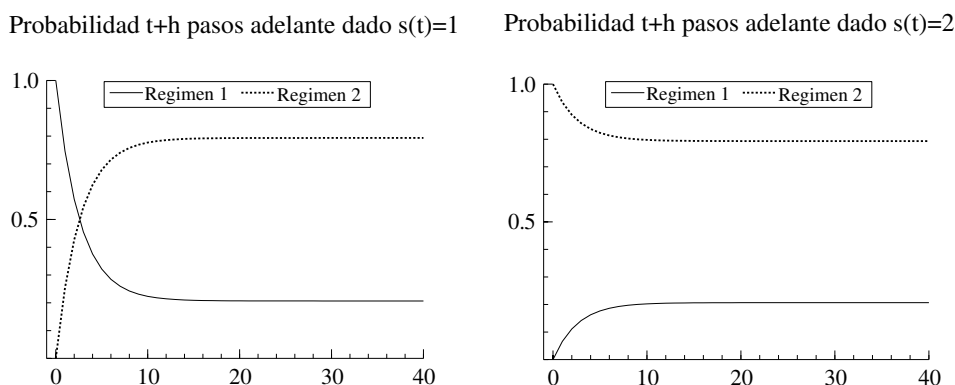


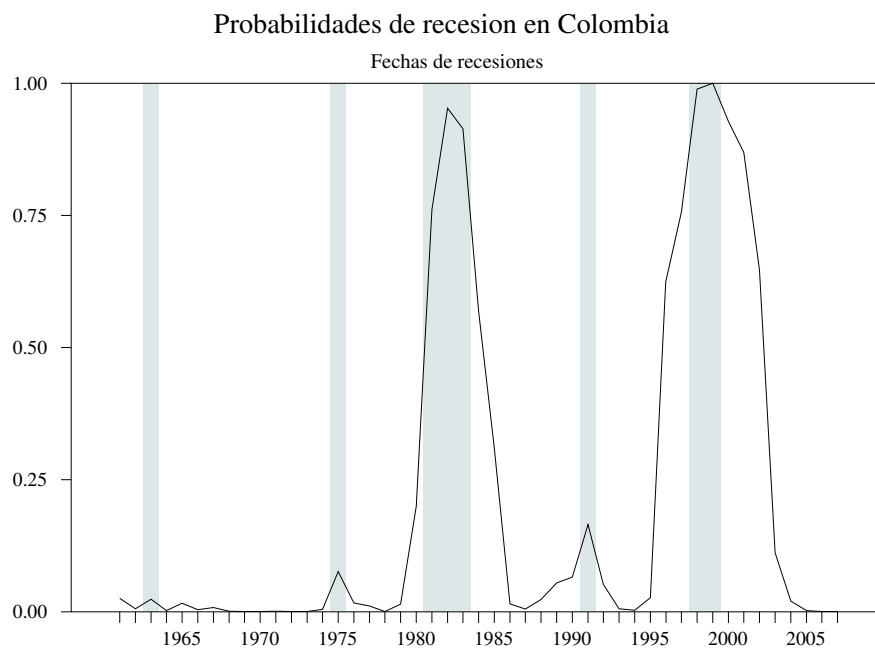
Figura 5: Evolución dinámica de las probabilidades

Nótese que cuando la economía se encuentra en recesión (régimen 1) la probabilidad de permanecer en ella desciende rápidamente hasta aproximadamente el 20 %, mientras que la probabilidad de cambiar a un estado de crecimiento moderado (régimen 2) aumenta hasta el 80 %. Por el contrario, si la economía se encuentra en una fase de crecimiento moderado, la probabilidad de permanecer en ella disminuye pero sólo lo hace en 20 %, ubicándose en el 80 %. Estos resultados muestran que las recesiones tienden a ser poco duraderas en comparación con las fases de crecimiento moderado, lo cual es una consecuencia como ya se señaló previamente, de las políticas económicas contracíclicas que emprenden los gobiernos para por un lado, contrarrestar los efectos de la depresión y por otro lado, hacer que la actividad económica despegue nuevamente.

La Figura 6 ilustra la evolución de las probabilidades suavizadas de encontrarse en recesión $P \left\{ s_t = 1 | Y_T; \hat{\theta} \right\}$ a través del tiempo. En la gráfica las áreas sombreadas corresponden a las recesiones identificadas a través del algoritmo de Harding-Pagan. Como se puede observar las únicas recesiones que el modelo logra identificar corresponden a aquellas que fueron las más profundas de todo el periodo (1960-2007), es decir: i) la crisis de la deuda latinoamericana (1982-1983) caracterizada por una tasa media de crecimiento igual 1,25 %; y ii) la crisis financiera de 1998-1999 con una tasa media de crecimiento del -1,9 %. Como se mencionó previamente, durante 50 años la economía colombiana no tuvo tasas de crecimiento negativas, excepto por la tasa alcanzada en 1999. Este hecho hace que la media de las recesiones tienda a sesgarse hacia valores negativos, cuando lo que se observa es que la tasa de crecimiento promedio de las recesiones es aproximadamente 1,8 % y la tasa tan baja alcanzada en el año 1999 es un caso atípico de recesión.

Es importante resaltar que los resultados encontrados en esta aplicación son consistentes con los encontrados por Misas y Ramírez (2005), aunque la muestra empleada en el trabajo de estas autoras es más extensa (1925-2003). Esto muestra que los resultados son robustos y el ciclo económico colombiano es estable a través del tiempo. No obstante, la misma falla encontrada en este trabajo bajo esta especificación se mantiene en el estudio de Misas y Ramírez, lo cual hace que la duración media tanto de las recesiones como de las fases de crecimiento moderado tienda a ser sobreestimada.

Como lo señalan Misas y Ramírez (2005), los resultados encontrados parecen evidenciar la existencia de no-linealidades en el ciclo económico colombiano, no obstante sería pertinente



Nota: Las areas sombreadas indican las recesiones identificadas con el algoritmo de Harding-Pagan.

Figura 6: Probabilidades de recesión

llevar a cabo una prueba formal que soporte esta hipótesis. De acuerdo con Hansen (1992) probar la no-linealidad explicada por cambios de régimen (modelo de *Markov-Switching*) contra la hipótesis nula de linealidad es un proyecto complicado, ya que por un lado, bajo la hipótesis nula existen parámetros no identificados (e.g. las probabilidades de transición); y por otro lado, los puntajes (*scores*) asociados con los parámetros de interés bajo la hipótesis alternativa pueden ser iguales a cero bajo la nula. Hansen (1992) propone un test formal para probar la hipótesis nula de linealidad a través un estadístico LR estandarizado. Desafortunadamente, la distribución asintótica del estadístico LR estandarizado depende de la muestra y los parámetros, de modo que generar una tabla de dicha distribución no es posible. La generación de la distribución asintótica requiere la simulación del estadístico LR para un *grid* de valores de las probabilidades de transición y parámetros estado-dependientes. No obstante, como es señalado en Krolzig (1997) es posible emplear la distribución asintótica clásica del estadístico χ^2 , aunque el test es conservador, de bajo poder y tamaño. Por otro lado, Davies (1977) derivó una cota superior para el nivel de significancia del estadístico LR bajo parámetros no identificados, la cual puede ser aplicada para probar la hipótesis nula de linealidad. De acuerdo con el estadístico LR = 9,39 reportado en la Tabla 3, la hipótesis nula de linealidad es rechazada tanto para la distribución asintótica clásica (p-valor $\chi^2_{(1)} = 0,0022$) como para la cota superior de Davies (p-valor = 0,0245).

Con el fin de indagar más a fondo a cerca de la no-linealidad encontrada, se estimó un modelo de tres regímenes. El mismo procedimiento implementado para identificar el modelo de dos estados fue empleado en este caso. El mejor modelo identificado corresponde a un MSIH(3)-AR(0). A diferencia del modelo de dos estados, éste posee no-linealidad relacionada con heteroscedasticidad en las innovaciones. Los resultados de la estimación son reportados en la Tabla 5.

Tabla 5. Estimaciones MSIH(3)-AR(0)

Colombia	
<i>Interceptos estado-dependientes</i>	
v_1	-0.0199 (0.2490)
v_2	0.0248 (0.0186)
v_3	0.0521 (0.0080)
<i>Desviaciones estándar</i>	
σ_1	0.0269
σ_2	0.0092
σ_3	0.0128
<i>Persistencia del régimen 1</i>	
Prob. Ergódica	0.0349
Duración	1.46
<i>Persistencia del régimen 2</i>	
Prob. Ergódica	0.2523
Duración	2.47
Log Likelihood	125.1734
LR Test Linealidad	22.3451

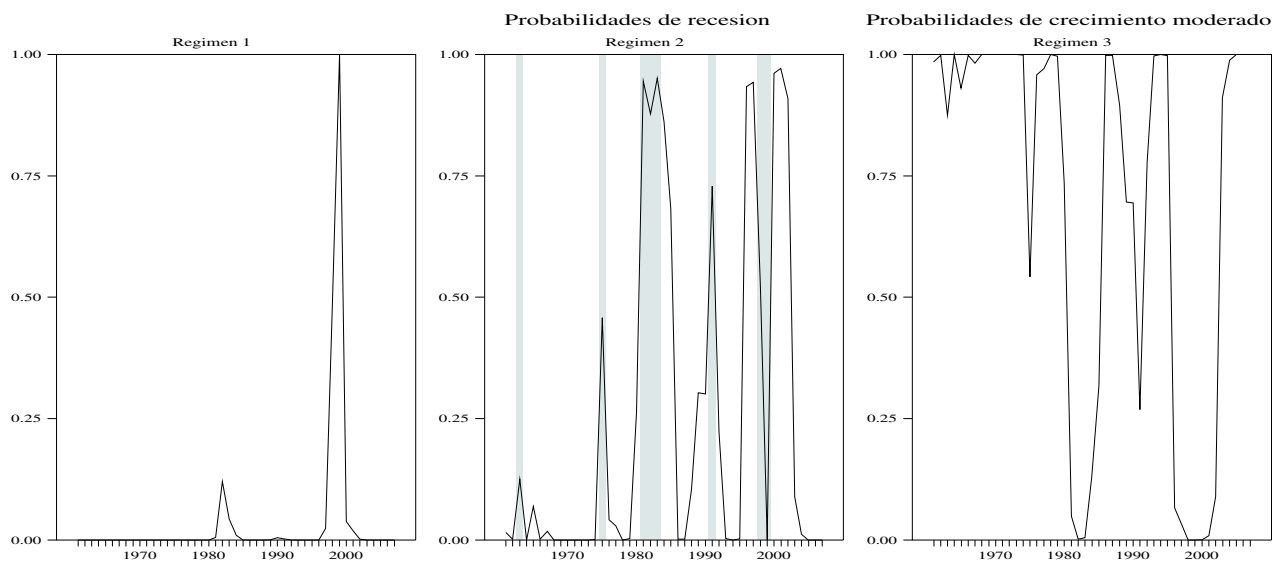
Notemos que la media del régimen uno corresponde a una tasa de crecimiento de -1,9 % la cual es igual a la tasa promedio alcanzada en 1998-1999. En el régimen dos tenemos que la media es aproximadamente 2,5 %, la cual es bastante cercana a la tasa promedio de las recesiones exceptuando la crisis de 1999 (1,8 %). Por último, la media del régimen 3 corresponde a una tasa de crecimiento igual a 5,2 % que es similar a la tasa promedio de crecimiento de la economía durante todo el periodo exceptuando las recesiones (4,9 %). De acuerdo con estos resultados, el modelo al parecer está identificando la crisis financiera de 1999 como un *outlier*. Este resultado será evidenciado más adelante a través de las probabilidades suavizadas.

La matriz de probabilidades de transición asociada al modelo de 3 estados es reportada en la Tabla 6. Como se puede apreciar, una vez se entra en el estado 1 la probabilidad de permanecer en él es considerablemente alta ($p_{11} = 0,3136$), sin embargo alcanzar tal régimen es muy poco probable ($p_{21} = 0,094$ y $p_{31} = 0,0$). Por su parte, las probabilidades de transición entre los regímenes 2 y 3 pueden ser asociados a los estados 1 y 2 del modelo anterior, respectivamente. Si bien estas probabilidades disminuyen con respecto al modelo de dos estados a causa de la presencia de un nuevo régimen, su disminución no es grande y además mantienen las relaciones relativas.

Tabla 6. Probabilidades de transición

$$\begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} & p_{13} \\ p_{21} & p_{22} & p_{23} \\ p_{31} & p_{32} & p_{33} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,3136 & 0,6700 & 0,0163 \\ 0,0949 & 0,5948 & 0,3103 \\ 0,0000 & 0,1106 & 0,8894 \end{bmatrix}$$

Las probabilidades suavizadas del modelo MSIH(3)-AR(0) se muestran en el Figura 7 Como se mencionó anteriormente, el modelo identifica la crisis de 1999 como un régimen nuevo, lo cual aparentemente carece de sentido, ya que como se argumentó antes, este dato puede ser considerado como un caso atípico, sin embargo la utilidad de este hecho no es despreciable. La existencia de este régimen “atípico” permite aislar el efecto que recesiones de este tipo tienen sobre el análisis y caracterización del ciclo económico sin necesidad de filtrar la serie o someterla a procesos de eliminación de *outliers*.



Nota: Las areas sombreadas indican las recesiones identificadas con el algoritmo de Harding-Pagan.

Figura 7: Probabilidades de cada estado

Como se puede observar en la Figura 7, a diferencia del modelo de dos estados, el hecho de aislar el efecto de la crisis de 1999 permite que el modelo sea capaz de identificar las recesiones de 1975 y 1991 (régimen 2), lo cual se debe a que el sesgo negativo (irregular) sobre la media de las recesiones es eliminado. De acuerdo con la Tabla 5, la duración media de una recesión es 2,5 años que es menor que la estimada con el modelo de dos estados, aunque continua siendo alta en comparación con la duración media estimada con la metodología no-paramétrica. Notemos que el hecho de poder aislar la recesión de 1999 le permitió al modelo identificar episodios de desaceleración que antes no podía, con lo cual la duración estimada de las recesiones se redujo de 4 a 2,5 años. Esto es una muestra de una de las virtudes de aislar el efecto de la recesión de 1999, sin alterar la inferencia que se puede extraer de la información contenida en la muestra por medio de métodos de corrección de *outliers*. Observemos también que la probabilidad no-condicionada de encontrarse en una recesión no varió significativamente entre ambos modelos, más aún como se indicó antes, las relaciones relativas de cambios de régimen se mantienen entre ambos modelos. Esto muestra que en general el único efecto que posee la recesión de 1999 sobre la información de la muestra es el sesgo que genera sobre las depresiones, ya que en general las tasas de crecimiento en dicho estado han sido positivas durante casi todo el siglo sólo excepto por la tasa registrada en 1999. Como se observa en la Figura 8, dado que se está en una recesión (régimen 2), la

probabilidad de situarse en una recesión más profunda (régimen 1) es considerablemente baja a través del tiempo, más aún, es incluso más baja que la probabilidad de salir de la recesión y situarse en una senda de expansión (régimen 3). También se observa, que permanecer en una recesión profunda por más de un año es muy poco probable, mientras que la probabilidad de ubicarse en una recesión menos aguda (régimen 2) aumenta considerablemente durante los primeros años de recesión. Este último hecho coincide con lo ocurrido en la recesión de 1999, donde la economía alcanzó una tasa de crecimiento negativa durante ese año y a partir de allí se dio un crecimiento positivo pero lento durante los tres años subsiguientes.

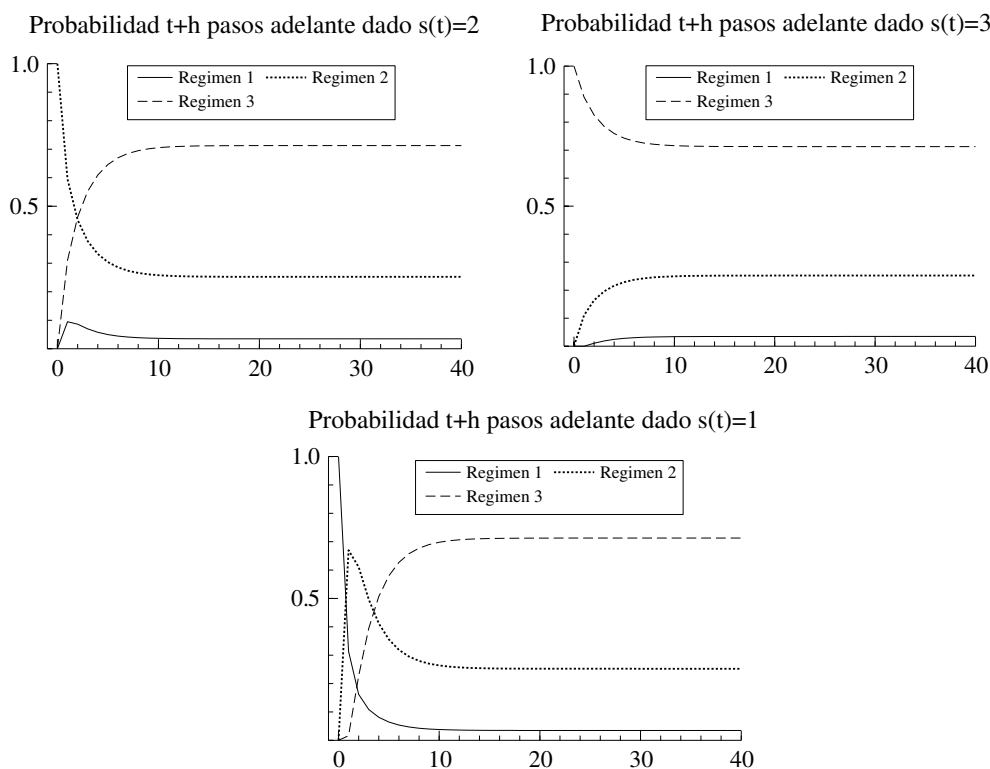


Figura 8: Evolución dinámica de las probabilidades

5.3. Asimetrías del ciclo económico en el modelo MS-AR

Basados en las medidas de asimetría del ciclo económico propuestas por Sichel (1993), Clements y Krolzig (2003) analizan las condiciones bajo las cuales un modelo de *Markov-Switching* autoregresivo es capaz de generar asimetrías de este tipo. Dichas condiciones son expresadas como un conjunto de restricciones sobre los parámetros del modelo, las cuales pueden ser evaluadas a través de un estadístico de Wald con su distribución asintótica estándar. Como lo señalan Clements y Krolzig, una ventaja de este tipo de test respecto de los test no-paramétrico (NP) es que permiten detectar asimetrías relacionadas con el componente de los mecanismos de propagación de choques del modelo (asimetrías de los primeros momentos), mientras que los test NP no son capaces de discriminar entre las asimetrías de los primeros momentos y asimetrías en los choques. Las siguientes proposiciones establecen las restricciones sobre el espacio de parámetros del modelo MSM-AR que corresponden a los conceptos de asimetría detallados en la Sección 4.2.

Sea y_t una variable aleatoria descrita por un proceso MSM(M)-AR(p), entonces las siguientes proposiciones se tienen:

Proposición 1. . El proceso es no-profundo (*nondeep*) si, y sólo si

$$\sum_{m=1}^M \bar{\xi}_m (\mu_m^*)^3 = \sum_{m=1}^{M-1} \bar{\xi}_m (\mu_m^*)^3 + \left(1 - \sum_{m=1}^M \bar{\xi}_m\right) (\mu_m^*)^3 = 0$$

con $\mu_m^* = \mu_m - \mu_y = \sum_{i \neq m} (\mu_m - \mu_i) \bar{\xi}_i$, donde $\bar{\xi}_m$ es la probabilidad no-condicionada del régimen m y μ_y es la media no-condicionada de y_t .

Demostración. Véase Clements y Krolzig (2003).

Proposición 2. El proceso es no-inclinado (*nonsteep*) si el tamaño de los saltos $\mu_j - \mu_i$, satisface

$$\sum_{i=1}^{M-1} \sum_{j=i+1}^M (\bar{\xi}_i p_{ij} - \bar{\xi}_j p_{ji}) [\mu_j - \mu_i]^3 = 0$$

Demostración. Véase Clements y Krolzig (2003).

De acuerdo con la Proposición 2, la simetría de la matriz de probabilidades de transición es una condición suficiente pero no necesaria para un proceso no-inclinado.

En el caso particular de un modelo MS(2)-AR(p), la Proposición 2 implica que el ciclo es no-inclinado si:

$$E[\Delta \mu_t^3] = (\bar{\xi}_1 p_{12} - \bar{\xi}_2 p_{21}) [\mu_2 - \mu_1]^3 = 0$$

Como $\frac{\bar{\xi}_1}{\bar{\xi}_2} = \frac{p_{21}}{p_{12}}$, entonces $\bar{\xi}_1 p_{12} - \bar{\xi}_2 p_{21} = 0$, de modo que un modelo MS-AR de dos estados es siempre no-inclinado.

Notemos que las Proposiciones 1 y 2 establecen las condiciones bajo las cuales un proceso MSM-AR es simétrico de acuerdo con las medidas propuestas por Sichel (1993), sin embargo en la Sección 5.1. señalamos que un mejor modelo descriptivo del ciclo económico es el

MSI-AR, entonces ¿siguen siendo válidas las anteriores proposiciones? Recordemos que si el proceso es MSI estacionario, entonces la media de cada régimen puede ser expresada como $\mu_m = \Theta(L)^{-1}v_m$, donde $\Theta(L)^{-1}$ es el polinomio de rezago del modelo y v_m es el intercepto en el régimen m . De este modo, las anteriores restricciones pueden ser basadas en esta expresión.

Una descripción más detallada tanto de las restricciones como de los estadísticos de Wald y sus distribuciones asintóticas puede ser encontrada en Clements y Krolzig (2003).

La Tabla 7 contiene los resultados de los test paramétricos de asimetría descritos para los modelos de dos y tres estados.

Tabla 7. Test paramétricos de asimetría

Test	Signo	Estadístico ($\chi^2_{(1)}$)	P-valor
<i>MSI(2)-AR(0)</i>			
Deepness	-	2,7297	[0,0985]
<i>MSIH(3)-AR(0)</i>			
Deepness	-	0,0076	[0,9305]
Steepness	+	0,0125	[0,9108]

Nota: No-inclinación (nonsteepness) es una propiedad del modelo de dos regímenes.

Como se puede observar, existe fuerte evidencia estadística a cerca de la ausencia de profundidad de las recesiones (sesgo negativo) tanto en el modelo de dos estados, como en el modelo de tres estados. No obstante, este resultado difiere de aquel encontrado en las pruebas no-paramétricas. Notemos que el test NP está basado sobre las desviaciones de la media, la cual es constante para todo el periodo, sin tener en cuenta que ésta medida de tendencia central cambia de acuerdo con el estado de la economía¹¹ según sugieren los modelos MS-AR ajustados. Este hecho hace que en promedio las desviaciones por debajo de la media sean más pronunciadas que las desviaciones por encima, por tanto el test NP encuentra evidencia para rechazar la hipótesis de simetría. Sin embargo, la existencia de no-linealidades en el ciclo económico hace que las desviaciones de la media condicionada en cada estado sean más uniformes. De este modo, podemos afirmar que el ciclo económico colombiano carece de asimetrías relacionadas con la profundidad de las recesiones.

Por otro lado, las pruebas de inclinación tanto paramétricas como no-paramétricas sugieren la ausencia de este tipo de asimetría en el ciclo colombiano, es decir, en promedio las fases de aceleración son igual de prolongadas y frecuentes que las fases de desaceleración de la actividad económica. En conclusión, es posible afirmar que el ciclo económico colombiano es simétrico. Una obvia consecuencia de la gran estabilidad de la economía colombiana es la simetría de su ciclo económico.

¹¹Dado que las pruebas de linealidad indicaron la presencia de no-linealidades en el comportamiento de la tasa de crecimiento real del producto, entonces es posible afirmar que existe un componente (markoviano) que condiciona la media del proceso en cada estado, de modo que la media en general no es constante.

6. Evidencia de sincronización en el ciclo colombiano

El progresivo proceso de globalización y la integración de los mercados mundiales se ha convertido en un objeto de análisis que durante los últimos años ha ganado un terreno importante en la comprensión de las fluctuaciones cíclicas de las economías. En particular, el desarrollo de la Unión Económica y Monetaria (EMU) de la Unión Europea ha despertado un especial interés en el estudio de las características comunes de los ciclos económicos de las naciones que componen esta forma de integración. La existencia de una fuente común a través de la cual los choques externos fluyen hacia las economías particulares se ha convertido en un tema de especial atención por parte de los *policy-makers*. Es natural pensar que la sincronización de los ciclos es una condición necesaria (aunque no suficiente) para el éxito de las políticas y los programas de estabilización macroeconómica a nivel supranacional. No obstante, la existencia de fuertes vínculos entre los ritmos de crecimiento de las economías puede llevar a pensar que una gran proporción de la varianza en las tasas de crecimiento se puede transmitir a cada economía individual. De este modo, el costo de la sincronización de las economías puede llegar a ser más alto que las ganancias de la integración.

Así como los gobiernos, el sector privado también busca orientar sus acciones no sólo en base a la información de las condiciones de la economía nacional, sino también según esperan que los efectos de las fluctuaciones de la actividad económica en otras naciones se transmitan a la economía local. De este modo, la integración de los mercados ha propiciado que los cambios en la política comercial, monetaria y/o fiscal e incluso el estado de las economías en otras naciones del mundo puedan influenciar significativamente la efectividad de los programas macroeconómicos nacionales.

Como se señaló en la introducción de este trabajo, existen un sinnúmero de investigaciones que han encontrado evidencia de sincronización en los ciclos económicos de diferentes grupos de economías, como por ejemplo las que componen la Unión Europea, el G-7 y los países miembros de la OECD, entre otros. Así mismo, otros trabajos se han concentrado en los determinantes de tal sincronización. No obstante, existen muy pocas investigaciones que se hayan orientado al análisis del “ciclo económico común de Latinoamérica”, si es que tal fenómeno existe: por ejemplo, Engel e Issler (1993) encontraron a través de un análisis de correlaciones, que estas resultan significativas sólo para grupos de países; Arnaudo y Jacobo (1997) muestran que las fluctuaciones económicas son muy variables y poco uniformes; y Hecq (2002) por su parte encuentra mediante un análisis de ciclos comunes en un modelo de vectores de cointegración que los co-movimientos de los ciclos son un fenómeno entre grupos de países, más no general. Por otro lado, estas investigaciones abordan el problema sin considerar las no-linealidades inherentes en los ciclos económicos. Existe sin embargo, una excepción al respecto: el trabajo de Mejía-Reyes (2000) estudia las características de los ciclos económicos de ocho economías latinoamericanas a través de múltiples modelos MS-AR; además, busca evidencia de un ciclo común de tales economías mediante un análisis multivariado de *Markov-Switching*. Los resultados encontrados muestran que no existe un ciclo común entre las economías estudiadas. En conclusión, los resultados muestran que en general no es posible hablar de un ciclo común latinoamericano.

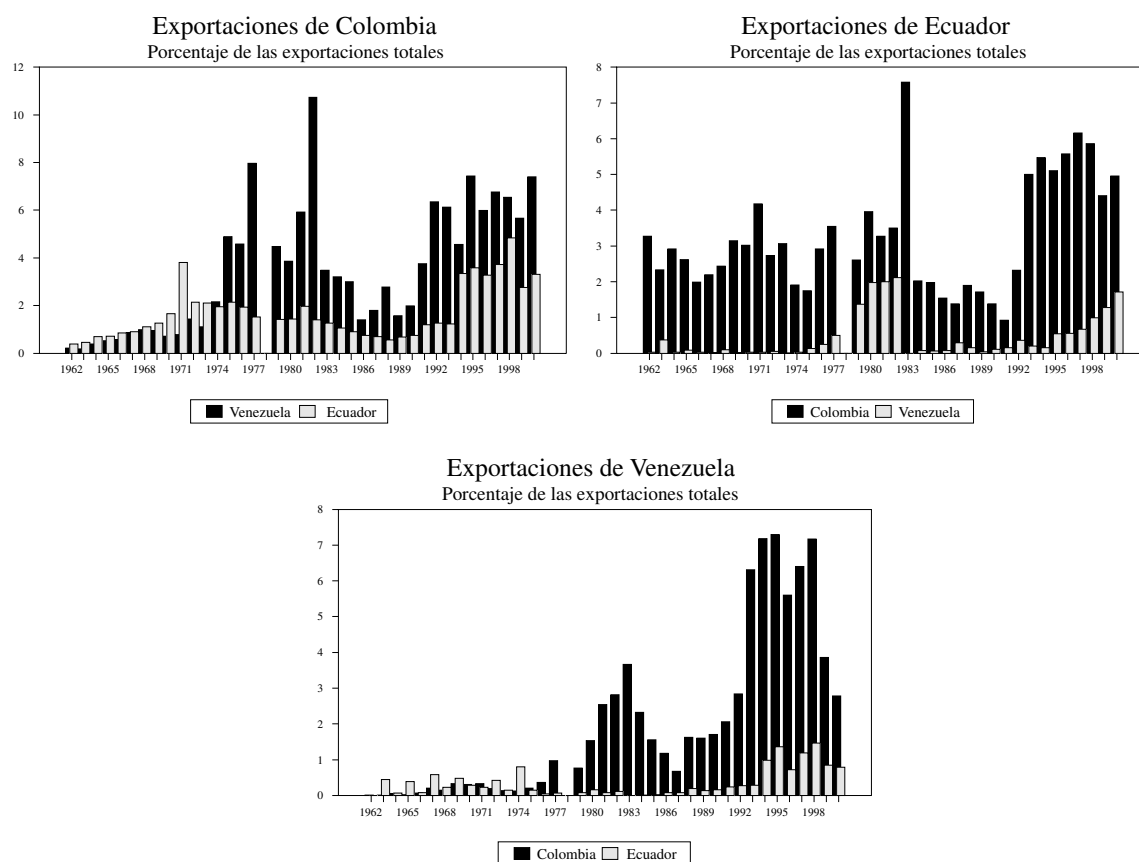
Otra fuente de interés en el estudio de los ciclos comunes ha sido los determinantes de la sincronización de las economías. En el contexto de las naciones europeas, estudios como los de Böwer y Guillemineau (2006) y García-Herrero y Ruiz (2008) muestran que en general los determinantes de la sincronización pueden variar en el tiempo, sin embargo el comercio bilateral y los vínculos financieros entre las naciones se constituyen como las principales fuentes de sincronización de los ciclos económicos. Por otro lado, estudios más amplios que incorporan muchas más economías del mundo han encontrado evidencia similar al respecto: por ejemplo, Baxter y Kouparitsas (2004) mediante un análisis de cotas extremas (*Extreme-Bounds Analysis*, EBA) encuentran que para un conjunto de 100 economías, el comercio bilateral es un determinante robusto de los co-movimientos de los ciclos entre países; Kose, Prasad y Terrones (2003) con una muestra de 76 naciones (21 países industrializados y 55 países en desarrollo) hallan evidencia de que la integración comercial y financiera de los mercados incrementa los efectos indirectos de las fluctuaciones macroeconómicas; y Por último, el estudio de Calderón, Chong y Stein (2003) con información anual para 147 naciones muestra que: i) países con mayor comercio bilateral exhiben una mayor sincronización de sus ciclos económicos; y ii) dicho impacto es mayor para los países industriales que para los países en desarrollo¹².

Por lo menos dos conclusiones se pueden extraer de los resultados encontrados por las investigaciones antes citadas: en primer lugar, no existe un ciclo común global entre las economías latinoamericanas; y en segundo lugar, el principal factor determinante de la sincronización de los ciclos es el comercio bilateral. De acuerdo con estos resultados, si queremos estudiar la sincronización del ciclo económico colombiano es preciso determinar un grupo de países con los cuales se presume exista una fuerte relación entre los co-movimientos de sus actividades económicas, sin embargo determinar cuál es ese conjunto de países requiere estudiar la sincronización con todos, lo cual constituye un ejercicio largo que puede terminar en resultados poco o nada favorables. No obstante, como ya se mostró, la mayor fuente de sincronización es el comercio bilateral, de este modo, el número de países a considerar se reduce a tan sólo tres naciones.

La Figura 9 ilustra el comercio bilateral entre los países que corresponden a los dos principales socios comerciales de Colombia (1962-2000), después Estados Unidos. Como se puede observar, dentro del comercio total colombiano, las exportaciones a Venezuela representan el rubro más importante durante casi todo el periodo, en comparación con Ecuador. No obstante, el comercio con este país ha resultado ser muy variable en el tiempo. En contraste, el comercio con Ecuador ha sido más estable, pero mucho menor en promedio que aquel entre Colombia y Venezuela. Si bien el comercio bilateral con Ecuador y Venezuela ha sido favorable a Colombia, se podría decir que, no son países que comercialmente dependan significativamente el uno del otro. En Ecuador por ejemplo, la participación de Colombia en sus exportaciones se ha mantenido alrededor del 4% con una tendencia de aumento durante los últimos años, en comparación con la participación de Venezuela que es en promedio nula y esporádicamente aumenta pero de forma poco significativa (2%). En Venezuela la importancia relativa de Colombia se ha incrementado en los últimos años hasta alcanzar el 7% de su comercio total, mientras que la participación ecuatoriana ha sido prácticamente irrisoria. Por último, las exportaciones Colombianas hacia Ecuador y Venezuela representan en promedio el 2% y 5% del comercio total, respectivamente. Aunque las exportaciones hacia

¹²Véase también el trabajo de Imbs (2004).

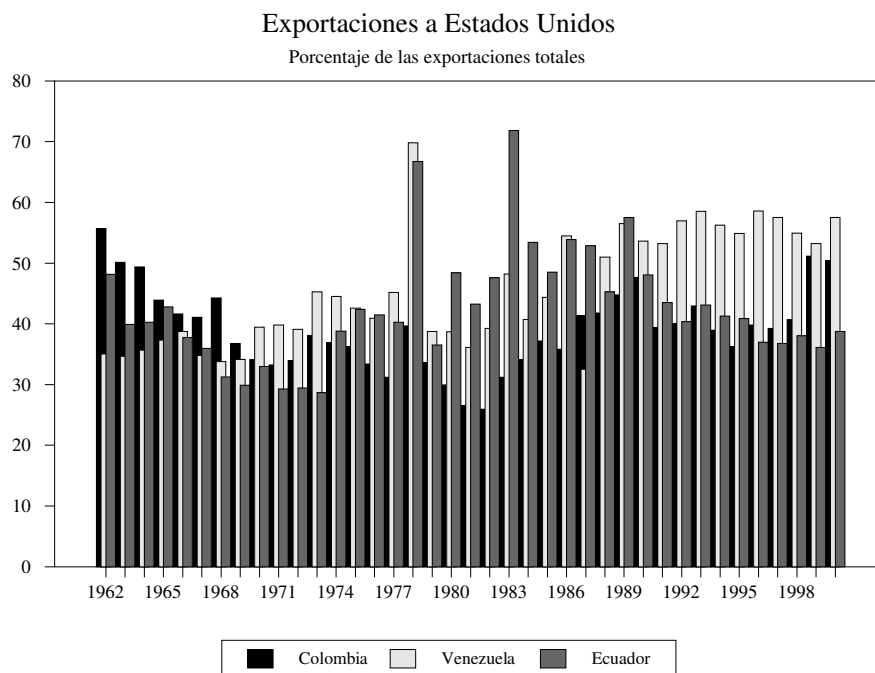
Ecuador son ligeramente menores que las que recibe Venezuela, es importante señalar que el comercio con este último país ha sido más volátil con una tendencia a aumentar durante los últimos años, en contraste con el comercio con Ecuador el cual se ha caracterizado por una fuerte estabilidad que durante los primeros años del siglo XXI (2000-2005, los cuales no se reportan en los gráficos) ha aumentado hasta alcanzar una participación del 7%, lo cual ha sido el resultado de la pérdida de competitividad de este país debido al proceso de dolarización que tuvo lugar en el año 2000. Hay que destacar también que las exportaciones hacia estos países vecinos se componen principalmente de bienes industriales, gasolina y energía eléctrica.



Fuente: NBER World Trade Flows Database, documentada en Feenstra et al (2005) y calculos propios.

Figura 9: Comercio bilateral

Otra fuente de sincronización relacionada con el comercio bilateral, son los efectos indirectos del comercio de cada nación con un país común representativo de su comercio total, a través del cual los choques reales pueden fluir y llegar a cada economía. La Figura 10 muestra las exportaciones de cada país hacia Estados Unidos como proporción de sus exportaciones totales.



Fuente: NBER World Trade Flows Database, documentada en Feenstra et al (2005) y calculos propios

Figura 10: Comercio bilateral con Los Estados Unidos

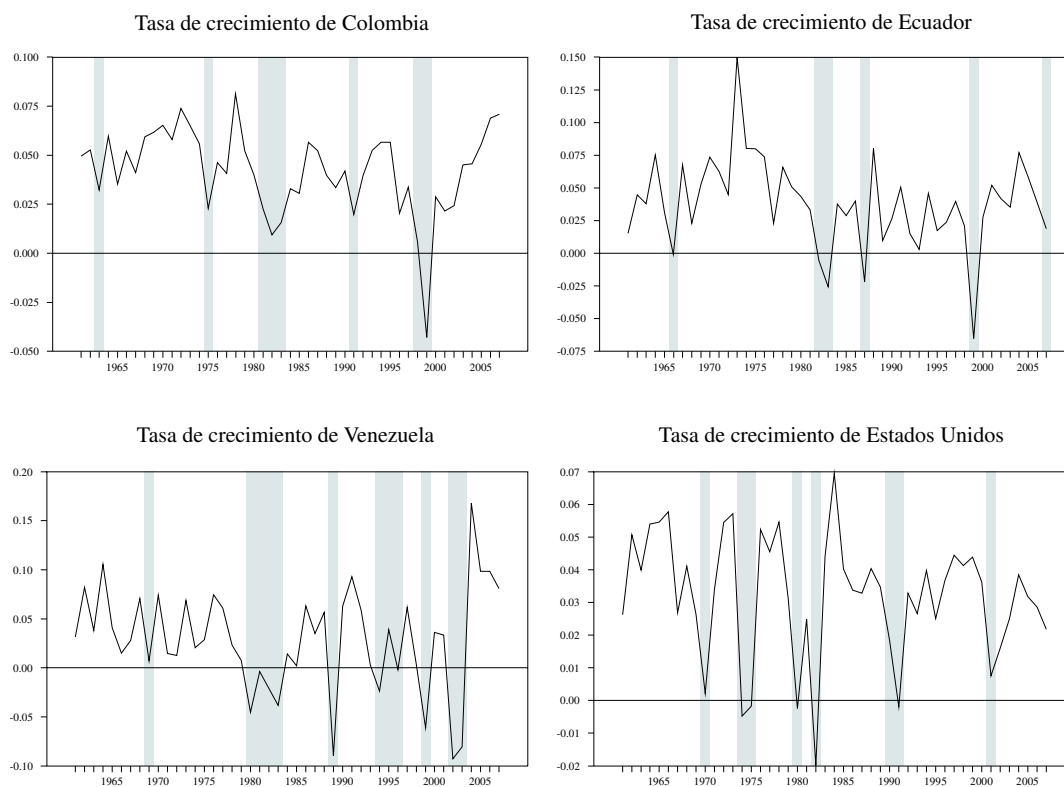
Como se puede observar, en todos los casos, Estados Unidos representa una fuente importante de demanda externa en cada país. Esto muestra la gran dependencia comercial que poseen Colombia, Venezuela y Ecuador de la demanda norteamericana.

Estos hechos estilizados parecen mostrar que en general la sincronización de estos países, si existe tal fenómeno entre ellos, no puede provenir significativamente del comercio bilateral entre ellos. La fuerte influencia comercial y financiera (aunque esta última no se estudia aquí) que Estados Unidos posee sobre estos países se convierte en una fuente común por la cual choques externos afectan a las tres economías simultáneamente, es decir, de ser hallada evidencia robusta de co-movimientos entre ellos, poco de tal conformidad en sus ciclos puede ser explicada por la causalidad entre los flujos de comercio bilateral entre ellos, sino más bien por los efectos tan fuertes que las fluctuaciones del ciclo estadounidense posee sobre estas naciones.

En las secciones siguientes, buscaremos evidencia de sincronización en los ciclos económicos de estas naciones empleando para ello dos diferentes alternativas: en un primer caso, se construye el ciclo común de referencia entre Colombia y sus principales socios comerciales, al igual que un índice de co-movimientos a través de una metodología no-paramétrica; en segundo lugar, se utiliza la generalización para modelos multivariados de *Markov-Switching* propuesta por Krolzig (1997) con el fin de describir el ciclo común y evaluar el impacto de choques externos sobre la economía colombiana. Por último, se exponen algunas razones económicas que pueden de algún modo soportar los resultados encontrados.

6.1. Evidencia de sincronización bajo técnicas no-paramétricas

La Figura 11 presenta las tasas de crecimiento real del producto de Colombia, Venezuela, Ecuador y Estados Unidos, así como las fases de recesión identificadas mediante el algoritmo de Harding-Pagan y la metodología descrita en la Sección 4.1¹³.



Nota: Las áreas sombreadas indican las recesiones identificadas con el algoritmo de Harding-Pagan.

Fuente: World Development Indicators Database 2008 del Banco Mundial, Cuentas nacionales DANE y calculos propios.

Figura 11: Tasas de crecimiento y recesiones

A simple vista se observa que el comportamiento dinámico del producto real de cada país difiere significativamente. En particular, la volatilidad de cada serie es muy característica de cada economía, así como los niveles medios de crecimiento. Es fácil caracterizar algunos periodos comunes de recesión: por ejemplo, los primeros años de la década de los ochenta y los primeros y últimos años de la década de los noventa. Los años 1980-1983 se caracterizaron por: i) el alza de las tasas de interés decidida por la reserva Federal de los Estados Unidos en 1979, ii) los efectos negativos de la segunda recesión económica mundial (1980-1982) originada en los últimos años de la Guerra Fría, y iii) por las graves consecuencias que sobre la balanza de pagos de las economías latinoamericanas tuvo la crisis de la deuda. Por su parte, la década de los noventa se identificó por los efectos de la crisis financiera mexicana (1994) y las consecuencias posteriores de la crisis asiática en 1997 que exacerbó la crisis financiera rusa en 1998 (conocida también como “crisis del rublo”). Además, el derrumbe de la Unión Soviética se expresó en enormes cambios político-económicos en la economía

¹³Los puntos de quiebre de la economía estadounidense corresponden a los reportados por el NBER.

mundial que aunó la turbulencia del sistema financiero mundial. Por último, cabe resaltar los efectos sobre el comercio mundial que tuvo la Guerra del Golfo (1991) y la profundización financiera de las economías latinoamericanas en los primeros años de los noventa.

Estos resultados ilustran un hecho que ya se había introducido anteriormente y que más adelante se explicará más en detalle: la gran dependencia comercial y financiera que economías como Colombia, Venezuela y Ecuador poseen de la economía estadounidense, se expresa en una vulnerabilidad que las hace más susceptible a los choques externos. No obstante, esto por sí sólo no constituye evidencia suficiente de sincronización en sus ciclos, ya que los ritmos de crecimiento de cada nación son muy particulares. En este sentido, introduciremos algunas medidas que permitan de forma objetiva evaluar la *concordancia* de los co-movimientos en la cadencia de los ciclos económicos de estos países.

Una alternativa para mediar la *concordancia* de los ciclos económicos fue propuesta por Harding y Pagan (1999). Ellos proponen una medida no-paramétrica de co-movimiento que emplea una variable indicadora binaria de las recesiones y los auges. El grado de concordancia está definido como la fracción de veces que el *ciclo referencia* ($y_{i,t}$) y el *ciclo específico* ($y_{j,t}$) están en el mismo estado,

$$I_{i,j} = T^{-1} \sum_{t=1}^T \{I(s_{i,t} = 1, s_{j,t} = 1) + I(s_{i,t} = 0, s_{j,t} = 0)\}$$

En otras palabras, este índice mide el grado de *conformidad* entre los ciclos específicos de dos países. Este índice es de alguna manera, una medida más flexible que el coeficiente de correlación, ya que requiere de algún método para distinguir entre las recesiones y los auges. Para identificar los puntos de quiebre necesarios para computar esta medida de concordancia se emplea la metodología descrita en la Sección 4.1.

Tabla 8. Concordancia empírica de los ciclos económicos

	Colombia	Venezuela	Ecuador	Estados Unidos
Colombia	1,000	0,617	0,723	0,617
Venezuela	0,745	1,000	0,809	0,745
Ecuador	0,830	0,745	1,000	0,766
Estados Unidos	0,787	0,660	0,745	1,000

Nota: Diagonal inferior recesiones, diagonal superior auges.

Si observamos los índices de concordancia reportados en la Tabla 8, podemos constatar que existe un alto grado de conformidad entre los ciclos tanto en las recesiones como en los auges, es decir, los co-movimientos de los ciclos entre pares de naciones son muy sincronizados. En particular, el 74,5% de las veces, Colombia y Venezuela se encuentran simultáneamente en recesión; así mismo, el 61,7% de las veces este par de economías se hallan ambas en auge. Podemos observar también, que las cuatro economías consideradas poseen ciclos más conformes en los auges que en las recesiones, aunque la concordancia en esta última fase es significativamente alta.

Otra medida de co-movimientos son las correlaciones muestrales, las cuales miden la fuerza y dirección en que dos tasas de crecimiento están asociadas linealmente.

Tabla 9. Correlaciones muestrales

	Colombia	Venezuela	Ecuador	Estados Unidos
Colombia	1,000			
Venezuela	0,417	1,000		
Ecuador	0,494	0,424	1,000	
Estados Unidos	0,158	0,141	-0,005	1,000

Las correlaciones indican un menor grado de conformidad, en particular las de Estados Unidos. Una baja correlación de las tasas de crecimiento de estos países con Estados Unidos se debe a que el ciclo norteamericano es más estable, sus recesiones y auges son menos duraderos comparativamente, y por último, los efectos reales de sus fluctuaciones se transmiten con cierto rezago sobre estas economías. No obstante, se puede notar que existe un alto grado de asociación lineal entre los ciclos de Colombia, Venezuela y Ecuador. Además, el menor grado de conformidad descrito por las correlaciones se debe, como se indicó previamente, a que las correlaciones no distinguen entre estados, simplemente miden la fuerza y dirección en que las dos tasas de crecimiento están asociadas. Una forma adecuada de emplear las correlaciones es medir el grado de asociación lineal entre el componente cíclico de la serie del PIB y no sobre la tasa de crecimiento, sin embargo como lo señalan Arango et al (2007), el análisis de las desviaciones de la tendencia de largo plazo está ligado más con el estudio de los ciclos de crecimiento cuya terminología está más asociada con aceleraciones y desaceleraciones de la actividad económica, mientras que el concepto de ciclos de negocios se asocia más con auges y recesiones.

Por último, se construye un índice de conformidad conjunto, que permita a través de un ciclo de referencia describir el estado común de las cuatro economías. De acuerdo con el índice de concordancia propuesto por Harding y Pagan, la conformidad de dos ciclos es el porcentaje de veces que el ciclo de dos economías se encuentra en el mismo estado. Basado en la idea general de esta medida, es posible construir un índice que refleje el porcentaje de países que se encuentran en una misma fase del ciclo (i.e. recesión) en cada instante del tiempo. Según este criterio, un estado del ciclo común es un promedio ponderado de la cantidad de países que están en esa misma fase. Formalmente, el índice de referencia está definido como:

$$I_t = \sum_{i=1}^N \beta_i I(s_{i,t} = 1)$$

donde N es el número de países considerados y β_i corresponde al ponderador del país i . Esta medida sin embargo, requiere que tanto los estados como los ponderadores sean especificados por alguna metodología particular. En esta aplicación, se emplean los puntos de quiebre utilizados en el cálculo del índice de concordancia y los ponderadores se construyen como la participación de cada nación (exportaciones+importaciones) en el comercio total entre estas naciones¹⁴.

¹⁴El cálculo de los ponderadores se realizó a través de dos estrategias: por un lado, se empleó el comercio total en el año 2000 entre los países considerados para construir un ponderador fijo; por otro lado, se construyó un conjunto de ponderadores móviles en el cual en cada año el peso de cada país corresponde a su participación dentro del PIB total de los países considerados. En el caso de la última estrategia se excluye a Estados Unidos, debido a que el peso relativo de este país es cercano al 90%. Fuente: NBER World Trade Flows Database documentada en Feenstra et al (2005), World Development Indicators Database 2008 del Banco Mundial, Cuentas nacionales DANE y cálculos propios.

La Figura 12 muestra el ciclo de referencia de las 4 economías consideradas. El gráfico ilustra el ciclo común tomando o no en consideración a Estados Unidos en el cómputo del índice.

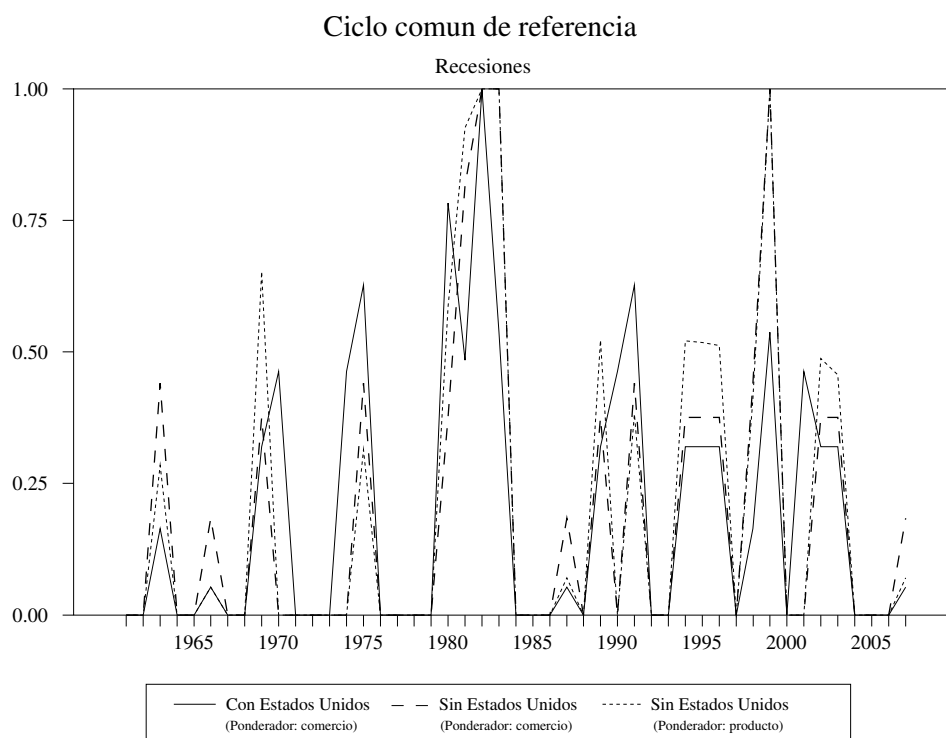


Figura 12: Ciclo común de referencia

A simple vista es posible observar que la presencia de Estados Unidos reduce considerablemente la coincidencia del índice de referencia en las recesiones. Este resultado es acorde con las conclusiones extraídas mediante el índice de concordancia. Recordemos que el ciclo norteamericano es más estable, sus recesiones son menos duraderas, los efectos reales de sus fluctuaciones se transmiten con rezago sobre las demás economías consideradas, y además posee una ponderación (por comercio) alta en el índice (46%). La descripción de este ciclo de referencia confirma algunas de las conclusiones encontradas en el análisis previo de la evolución económica mundial, el cual mostró que entre 1981-1983, 1989-1992 y 1998-1999 se registraron los tres movimientos recesivos de mayor intensidad.

Otro hecho de relevancia son los efectos de la crisis del petróleo en 1975. Observemos que si excluimos a Estados Unidos del análisis, la sincronización relativa durante ese año se reduce considerablemente, aunque no desaparece. Si se observa con detenimiento la Figura 11 podemos darnos cuenta que a excepción de Colombia ninguna de las naciones latinoamericanas sufrió los efectos inmediatos directos o indirectos de la contracción de la oferta de petróleo y el aumento de su precio. Sin embargo, como ya habíamos visto en la Sección 3, Colombia sí experimentó la reducción de los mercados de exportación y en particular de la demanda norteamericana.

En conclusión, bajo esta metodología hemos encontrado evidencia de co-movimientos entre los ciclos económicos de las economías estudiadas, no obstante la coincidencia de los puntos de quiebre entre los diferentes ciclos de cada nación pone de manifiesto la interrogante acerca

de la suficiencia de esta medida para la existencia de un ciclo común. Con el fin de obtener una inferencia óptima a cerca de los estados comunes de estas economías, se emplea la extensión propuesta por Krolzig (1997) para modelos multivariados de *Markov-Switching*, en la cual la sincronización es tratada en el sentido de un estado markoviano común.

6.2. Evidencia de sincronización en el modelo MS-VAR

Como ya se argumentó, la transmisión de los choques a través de las economías y las características (de corto y largo plazo) comunes de las series son elementos de análisis muy importantes en el estudio de los ciclos económicos, sin embargo son pocos los trabajos que se enfocan en investigar estos componentes mediante el uso de modelos de series de tiempo no-lineales. En contraste, muchos estudios empíricos consideran el ciclo económico como un fenómeno individual de cada país. En esta sección, se caracterizan de forma individual los ciclos económicos de Venezuela, Ecuador y Estados Unidos a través de modelos MS-AR ajustados a la tasa de crecimiento de cada economía. En una segunda etapa, se busca evidencia de sincronización mediante la extensión propuesta por Krolzig (1997) para modelos multivariados de *Markov-Switching*, en la cual la sincronización es tratada en el sentido de un estado markoviano común. Por último, se examina la transmisión de los choques reales externos sobre el crecimiento del producto de la economía colombiana, así como también los costos y/o ganancias en términos de producto ante choques cíclicos.

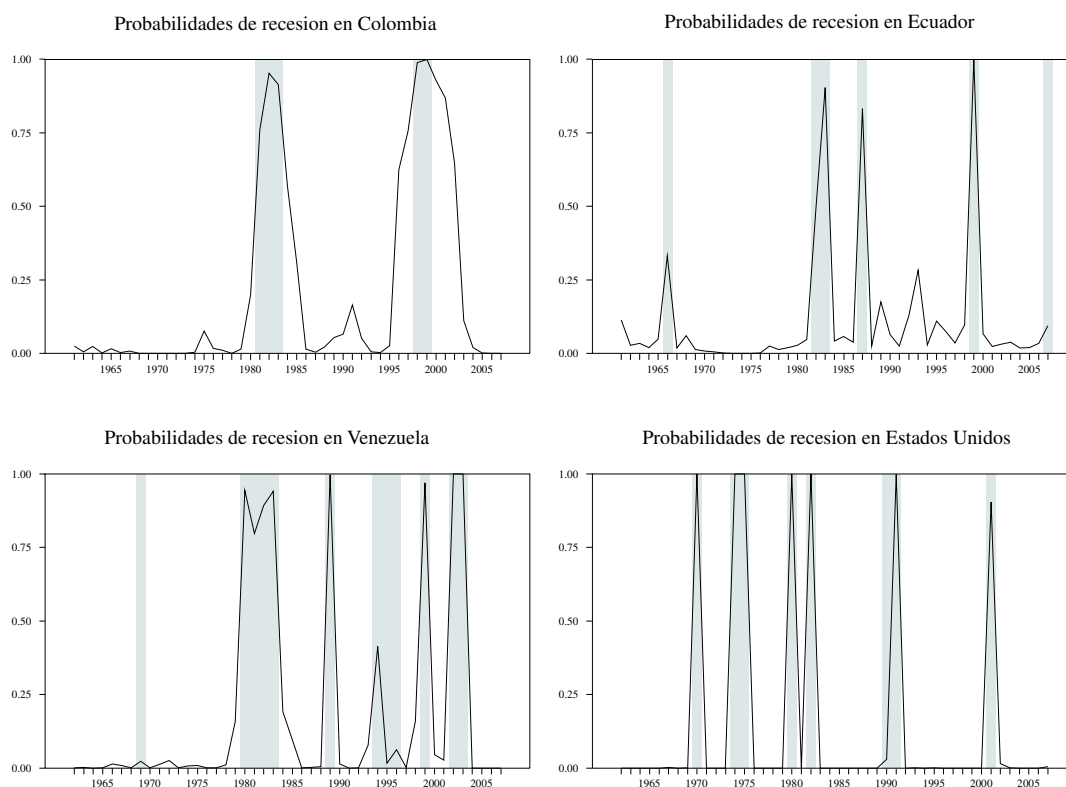
Al igual que en la Sección 5, se ajustaron diferentes modelos autoregresivos no-lineales con el objeto de identificar el mejor modelo que describiera los hechos estilizados de cada ciclo particular. Los resultados de las estimaciones finales se reportan en la Tabla 10.

Tabla 10. Estimaciones modelos MS-AR

	Venezuela	Ecuador	Estados Unidos
<i>Interceptos estado-dependientes</i>			
v_1	-0.0476 (0.0316)	-0.0103 (0.0753)	-0.0066 (0.0036)
v_2	0.0398 (0.0183)	0.0383 (0.0068)	0.0278 (0.0027)
v_3	0.1027 (0.0487)	0.0749 (0.0221)	0.0466 (0.0032)
<i>Parámetros autoregresivos</i>			
α_1	-0.1141 (0.1660)		0.1343 (0.0666)
<i>Desviaciones estándar</i>			
σ_1	0.0350	0.0344	0.0079
σ_2	0.0292	0.0211	
σ_3	0.0320	0.0347	
<i>Persistencia de las recesiones (Régimen 1)</i>			
Prob. Ergódica	0.1850	0.1202	0.1564
Duración	1.82	1.18	1.16
Log Likelihood	76.5802	97.4497	128.8909
LR Test Linealidad	11.8885	9.9218	20.7318

A diferencia de la economía colombiana, en estos países los tres estados pueden ser claramente caracterizados como recesiones, crecimiento moderado y crecimiento elevado. Para las tres economías el régimen 1 se puede identificar como un estado de recesión, en el cual las tasas medias de crecimiento son negativas; el régimen 2 como un estado de crecimiento moderado donde las tasas de crecimiento corresponden al promedio entre expansiones y contracciones de la actividad económica; y por último, el régimen 3 como un estado de auge con tasas de crecimiento considerablemente mayores a la tasa promedio de toda la muestra. Se observa también que la persistencia de las recesiones es similar en los tres países y considerablemente más baja que la persistencia de las recesiones en Colombia. Igualmente se aprecia que países como Venezuela y Ecuador se caracterizan no sólo por asimetrías en el crecimiento medio, sino también en las innovaciones del proceso (varianza estado-dependiente).

La evolución dinámica de las probabilidades suavizadas de estar en recesión en cada país son presentadas en la Figura 13.



Nota: Las áreas sombreadas indican las recesiones identificadas con el algoritmo de Harding-Pagan.

Figura 13: Probabilidades suavizadas de encontrarse en recesión

Al igual que en el análisis no-paramétrico, las probabilidades suavizadas permiten distinguir los mismos periodos de recesiones conjuntas.

Como lo señalan Krolzig y Toro (2002), por definición el modelo de *Markov-Switching* autoregresivo univariado sólo es capaz de capturar algunos de los hechos estilizados de las fluctuaciones de los ciclos económicos. En particular, los modelos MS-AR son capaces de identificar las no-linealidades y asimetrías estudiadas previamente, sin embargo no pueden

reflejar la idea de co-movimiento entre las series de estudio. Una posible alternativa que permite incorporar la existencia de asimetrías, no-linealidades, efectos de choques y fluctuaciones de los ciclos en un proceso común es el modelo de Vectores Autoregresivos de *Markov-Switching* (MS-VAR). Si bien este modelo no corresponde como tal a una definición de ciclo económico común, por lo menos permite mejorar la inferencia del proceso markoviano si el ciclo común es una característica que comparten las variables. La contemporaneidad en los cambios de régimen analizada tanto con las técnicas no-paramétrica, como con los modelos no-lineales univariados sugieren la existencia de co-movimientos comunes que deben ser estudiados bajo una metodología que considere el sistema como un todo.

Una dificultad que surge al estudiar estas variables bajo un esquema de vectores autoregresivos, es que pueden existir variables que no responden a las fluctuaciones de las otras, de modo que tales variables deberían entrar en el sistema como multiplicadores exógenos. En el caso particular de esta investigación, es obvio que la economía estadounidense no responde ante los choques de los demás países considerados, por el contrario son estas naciones las que se ven afectadas por las fluctuaciones del ciclo de Estados Unidos, como se pudo verificar en la primera parte de la Sección 6. Así pues, una especificación adecuada requiere considerar a Estados Unidos como una variable exógena en el sistema.

Por las razones discutidas anteriormente consideramos un modelo MS-VAR de tres estados con matriz de covarianzas estado-dependiente¹⁵. Para el ajuste del mejor modelo se siguieron las líneas propuestas por Krolzig (1997). Se encontró que la mejor especificación corresponde al modelo,

$$\Delta y_t = v(s_t) + A\Delta y_{t-1} + B_1\Delta x_{t-1} + B_2\Delta x_{t-2} + u_t \quad u_t|s_t \sim \text{NID}(\mathbf{0}, \Sigma(s_t)) \quad (2)$$

donde, $\Delta y_t = \log y_t - \log y_{t-1}$ es el vector de tasas de crecimiento de Colombia, Venezuela y Ecuador y $\Delta x_t = \log x_t - \log x_{t-1}$ es la tasa de crecimiento de los Estados Unidos. La elección del número óptimo de rezagos se basó en los criterios de información Akaike (AIC) y Schwarz (SC), así como en la correlación serial (simple y parcial) de los residuales predictivos y suavizados¹⁶. Como el modelo permite cambio en el (I)ntercepto del VARX(1,2) y posee (H)eteroscedasticidad estado-dependiente, entonces lo denominamos MSIH(3)-VARX(1,2). Los resultados de la estimación son presentados en la Tabla 11.

¹⁵Se ajustaron no obstante, modelos de dos estados con diferentes especificaciones en los rezagos y la matriz de covarianzas. Los resultados encontrados no fueron significativos reflejando las características halladas en los análisis previos.

¹⁶Una descripción detallada de la metodología de identificación, selección y validación de modelos MS-AR y MS-VAR puede ser encontrada en Krolzig (1997).

Tabla 11. Estimaciones modelo MSIH(3)-VARX(1,1)

	Colombia	Venezuela	Ecuador
<i>Interceptos estado-dependientes</i>			
v_1	0,0165 (0,0066)	-0,0316 (0,0129)	0,0198 (0,0112)
v_2	0,0387 (0,0030)	-0,0416 (0,0158)	-0,0128 (0,0099)
v_3	0,0610 (0,0035)	0,0176 (0,0136)	0,0072 (0,0093)
<i>Parámetros autoregresivos (rezago 1)</i>			
Colombia	0,4718 (0,0337)	0,4745 (0,1599)	0,9384 (0,1098)
Venezuela	-0,0295 (0,0130)	-0,1363 (0,0781)	-0,2386 (0,0523)
Ecuador	-0,2326 (0,0206)	-0,0081 (0,1208)	-0,0489 (0,0819)
<i>Parámetros Estados Unidos (rezago 1)</i>			
	-0,1859 (0,0287)	0,5930 (0,1294)	0,3909 (0,0916)
<i>Parámetros Estados Unidos (rezago 2)</i>			
	-0,1711 (0,0313)	0,2110 (0,1295)	0,0352 (0,0907)
<i>Desviaciones estándar</i>			
Regime 1	0,020	0,034	0,030
Regime 2	0,010	0,051	0,029
Regime 3	0,013	0,045	0,030
log-likelihood 331,6153		(vs. Lineal 287,2861)	
AIC -12,6051 (-11,9682)		SC -10,6780 (-11,2456)	
LR Test Linealidad 88,6584			
	Duración	Prob. Ergódica	
Régimen 1	4,1	0,1774	
Régimen 2	2,2	0,3705	
Régimen 3	3,5	0,4521	

Como se señaló antes, el modelo estimado asume que la matriz de covarianzas es estado-dependiente, hipótesis que fue soportada por la evidencia estadística encontrada en un test de verosimilitud. El estadístico LR obtenido (p-valor) fue 74,649 (0,0000) para el test $H_0 : \text{MSI}(3)\text{-VARX}(1,2)$ vs. $H_a : \text{MSIH}(3)\text{-VARX}(1,2)$. De igual forma es importante verificar que la hipótesis de linealidad es rechazada. De acuerdo con el estadístico $\text{LR} = 88,65$ reportado en la Tabla 11, la hipótesis nula de linealidad es rechazada tanto para la distribución asintótica clásica (p-valor $\chi^2_{(18)} = 0,0000$) como para la cota superior de Davies (p-valor = 0,0000).

Como el VAR posee componentes autoregresivos, entonces los interceptos no pueden ser interpretados como las medias condicionales de cada estado, sin embargo dado que el proceso es estacionario, entonces es posible calcular la media del proceso Δy_t en cada régimen a través de la expresión $\mu_y(s_t) = (I_M - A)^{-1} [v(s_t) + (B_1 + B_2)\mu_x]$ ¹⁷. La Tabla 12 contiene las medias

¹⁷Para el cálculo de μ_x , se empleó el modelo ajustado y descrito en la Tabla 10.

condicionales de cada variable. Es evidente que las tasas medias de crecimiento de Colombia y Ecuador en cada régimen son muy similares; esto implica que los estados comunes del ciclo de estas economías están caracterizados por la misma relación de largo plazo. Así mismo, el sistema identifica sólo dos regímenes para Venezuela, lo cual se puede constatar al comparar las tasas promedio de crecimiento en el régimen uno y dos. Esto pone de manifiesto que si bien los modelos univariados son capaces de identificar las no-linealidades y asimetrías, no pueden reflejar la idea de un estado común de las economías. Es importante destacar este hecho, por que las medias condicionadas descritas en la Tabla 12 no corresponden a las calculadas a través de los modelos univariados, ya que la media de cada estado en los modelos MS-AR describen sólo el estado de cada economía particular, mientras que las medias en cada régimen del modelo MS-VAR reflejan un estado común de crecimiento de largo plazo de las tres economías. De igual forma, a partir de las desviaciones estándar de las innovaciones estimadas en cada estado se puede evidenciar que la volatilidad del crecimiento en cada estado difiere significativamente para el ciclo de cada nación.

Tabla 12. Medias condicionadas de cada estado

	Régimen 1	Régimen 2	Régimen 3
Colombia	0,009	0,037	0,063
Venezuela	-0,002	0,001	0,064
Ecuador	0,003	0,034	0,062

Las diferencias en la persistencia de cada régimen se pueden observar al detallar las magnitudes de la duración media en cada estado y la probabilidad no-condicionada de permanecer en él. Por ejemplo, la duración aproximada de las recesiones es 4 años, los periodos de crecimiento moderado duran en promedio 2 años y por último, el estado de crecimiento elevado se prolonga por 3 años. Es interesante notar que las recesiones duran dos veces más que las fases de crecimiento moderado y un año menos que los estados de crecimiento alto, aún cuando el análisis univariado de cada ciclo indicó que las recesiones en cada país tenían una duración esperada promedio de 2 años aproximadamente. Esto nuevamente ilustra que el estado común de las economías no puede ser visto como la suma de las características de los estados individuales. Que las recesiones sean tan prolongadas se debe principalmente a que la parte más profunda de la fase depresiva de cada economía no coincide en el mismo año, de este modo, mientras unas economías se ubican en fases de contracción no tan profundas, las otras economías se hallan en la parte más baja de su ciclo, por tanto el estado común de recesión perdura hasta que todas las economías se ubican en una senda expansiva de la actividad económica. Por su parte, la matriz de probabilidades de transición (Tabla 13) nos permite observar la asimetría del ciclo económico común en términos de la duración de sus fases y los cambios de estado. Como se puede apreciar, las recesiones son bastante persistentes, por un lado, una vez la economía se encuentra en depresión, la probabilidad de permanecer en ella es muy alta ($p_{11} = 0,7580$) y por otro lado, salir de tal estado implica pasar siempre a una fase de crecimiento moderado ($p_{12} = 0,2414$ y $p_{13} = 0,0006$). Si observamos con detenimiento la Figura 11 podemos darnos cuenta que inmediatamente las economías salen de una recesión tienden a crecer a tasas mucho más cercanas de su tasa promedio, de modo que las fases de expansión toman un tiempo considerable y se caracterizan por reactivaciones lentas de la economía. Así mismo, se puede observar que para entrar en una recesión se debe pasar necesariamente por un estado de crecimiento moderado ($p_{31} = 0,0000$). Los dos resultados

anteriores evidencian una gran simetría en las fases de expansión y contracción del ciclo económico común. Por último, cabe resaltar que una vez la economía se sitúa en un estado, la probabilidad de permanecer en él es considerablemente alta, siendo las recesiones las fases con mayor persistencia.

Tabla 13. Probabilidades de transición

$$\begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} & p_{13} \\ p_{21} & p_{22} & p_{23} \\ p_{31} & p_{32} & p_{33} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,7580 & 0,2414 & 0,0006 \\ 0,1160 & 0,5363 & 0,3477 \\ 0,0000 & 0,2852 & 0,7148 \end{bmatrix}$$

La clasificación de los regímenes y las fechas de ocurrencia de cada estado se realiza asignando a cada observación Δy_t un estado particular. La regla aplicada acá consiste en asignar la observación en el tiempo t al régimen $m \in \{1, 2, 3\}$ con la máxima probabilidad suavizada, es decir,

$$m^* = \arg \max_m P \{s_t = m | Y_T\}$$

En este caso, las probabilidades suavizadas pueden ser empleadas de nuevo para datar el ciclo común. La Figura 14 ilustra las probabilidades suavizadas de cada régimen, así como la datación no-paramétrica de los auges y recesiones descrita en la Sección 6.1. Como se puede observar, tanto la metodología no-paramétrica como el modelo MS-VAR coinciden en datar las fechas de principios de los ochenta y finales de los noventa como recesiones. De igual forma se aprecia que algunos de los movimientos expansivos fuertes identificados de las tres economías son caracterizados por las probabilidades suavizadas. Aunque los movimientos más fuertes en las fluctuaciones comunes de las economías son capturados por ambas técnicas, existen sin embargo grandes diferencias en la datación de ambas metodologías. Estas diferencias significativas se deben principalmente a que la determinación de los puntos de quiebre a través del algoritmo de Harding-Pagan es un método de detección local, es decir, sólo considera la información de la muestra alrededor de cada punto de quiebre, mientras que la inferencia que se extrae a través del modelo no-lineal se hace teniendo en cuenta toda la información disponible de la muestra, al menos en el caso de las probabilidades suavizadas.

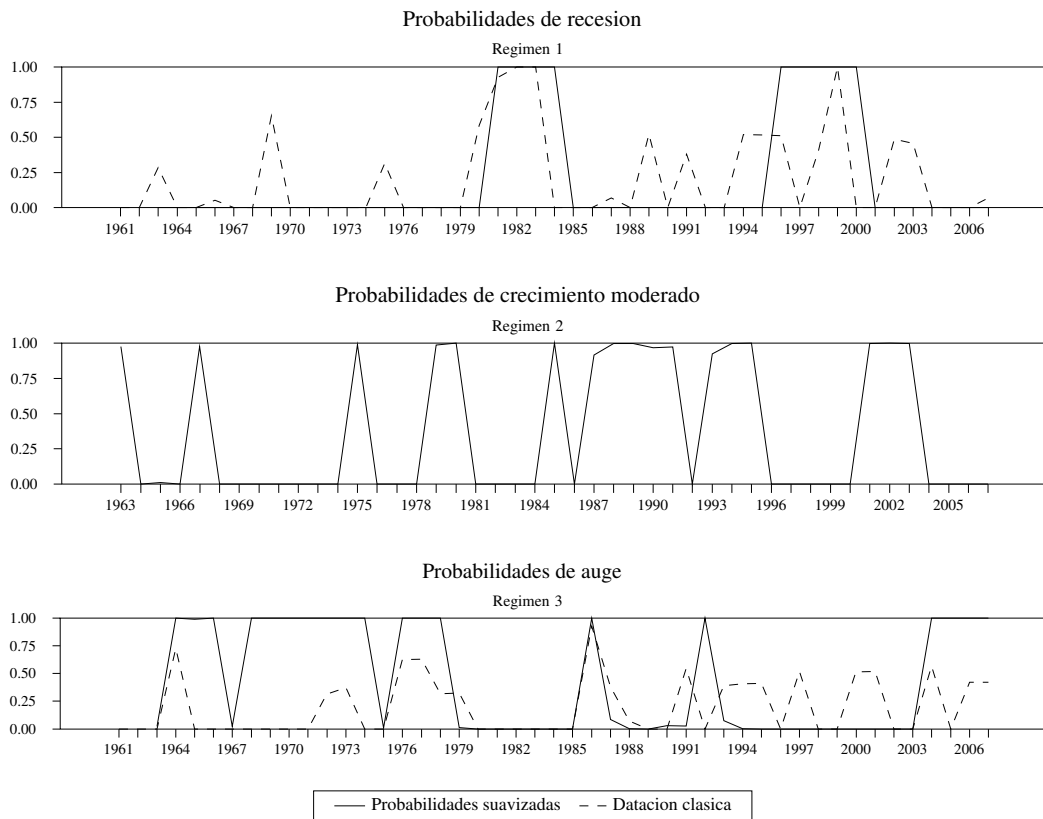


Figura 14: Probabilidades suavizadas del ciclo común

Cuando a través de las probabilidades suavizadas se observa que algún conjunto de observaciones adyacentes pueden ser clasificado en algún régimen, entonces es posible computar la probabilidad conjunta de que esas observaciones se encuentren en uno u otro régimen simultáneamente. La Tabla 14 contiene la clasificación de varios conjuntos de observaciones en cada régimen de acuerdo con la máxima probabilidad conjunta de que dichas fechas pertenezcan al mismo estado en forma coincidente.

Tabla 14. Clasificación por regímenes

<i>Regime 1</i>	
1981 - 1984	[1,0000]
1996 - 2000	[1,0000]
<i>Regime 2</i>	
1963 - 1963	[0,9759]
1967 - 1967	[0,9757]
1975 - 1975	[0,9907]
1979 - 1980	[0,9936]
1985 - 1985	[1,0000]
1987 - 1991	[0,9712]
1993 - 1995	[0,9740]
2001 - 2003	[0,9996]
<i>Regime 3</i>	
1964 - 1966	[0,9964]
1968 - 1974	[1,0000]
1976 - 1978	[1,0000]
1986 - 1986	[1,0000]
1992 - 1992	[1,0000]
2004 - 2007	[1,0000]

[probabilidad conjunta]

Una vez más encontramos fuerte evidencia estadística sobre la coincidencia de dos de los tres periodos de recesión conjuntos en las cuatro economías. Como ya se había señalado, el primer periodo (1981-1984) corresponde a la crisis latinoamericana de la deuda; el segundo episodio de recesión (1989-1990) está caracterizado por los efectos que sobre las economías de la región tuvo la profundización financiera y los esquemas de liberalización de los mercados; y por último se encuentra el lapso de 1998-2000 el cual fue el resultado las crisis financieras mexicana en 1994, asiática en 1997 y rusa en 1998. El lapso entre 1989-1990 no es identificado por el modelo como un estado común de recesión ya que como se puede observar en la Figura 11, la única nación latinoamericana que se vio afectada fuertemente fue Venezuela, la cual alcanzó una tasa de crecimiento del producto de -9%, en comparación con Colombia y Ecuador que presentaron una desaceleración menor que en ningún caso los llevó a alcanzar tasas negativas.

Note que a diferencia de la datación no-paramétrica (clásica), la clasificación a través del modelo de *Markov-Switching* es independiente de algún tipo de ponderación sobre cada país. Por lo anterior, cualquier transformación escalar de algún país resultará en la misma clasificación de los regímenes. No obstante, es posible calcular la contribución del ciclo común al ciclo individual de cada país, descomponiendo el vector de series de tiempo en un componente gaussiano y otro no gaussiano que refleje los efectos de la cadena de markov sobre el sistema. Reescribiendo (2) como $A(L)\Delta y_t = v(s_t) + B_1\Delta x_{t-1} + B_2\Delta x_{t-2} + \Sigma^{1/2}(s_t)\varepsilon_t$ donde $\varepsilon_t|s_t \sim \text{NID}(\mathbf{0}, \mathbf{I})$ y $A(L) = I - AL$ es el polinomio de rezago, se tiene

$$\Delta y_t = A(L)^{-1}[v(s_t) + B_1\Delta x_{t-1} + B_2\Delta x_{t-2}] + A(L)^{-1}\Sigma^{1/2}(s_t)\varepsilon_t$$

donde el segundo término tiene media cero. La Figura 15 muestra una evidente sincronización que es más visible durante las fases de recesión de las tres economías. Se observa también que son más sincronizadas Colombia y Ecuador, lo cual se debe a que Venezuela como se mostró antes, posee sólo dos estados en las fases comunes del ciclo, de modo que las transiciones entre uno y otro estado son más fuertes y menos graduales en comparación con las transiciones experimentadas por Colombia y Ecuador.

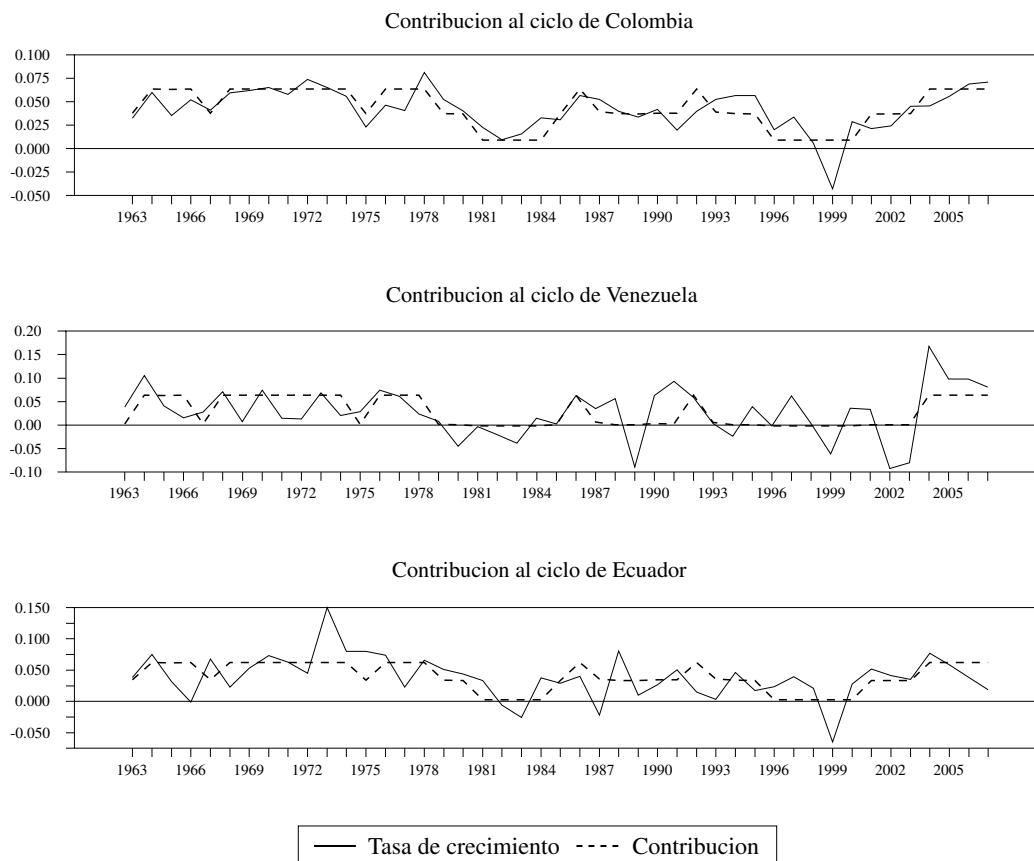


Figura 15: Contribución del ciclo común

Hasta este punto hemos encontrado evidencia significativa para afirmar que existe un ciclo económico común entre Colombia, Venezuela y Ecuador, no obstante como se mostró previamente, estas naciones no dependen comercialmente la una de la otra en forma significativa, por lo cual la trasmisión de las fluctuaciones reales de cada economía hacia las otras poco afecta el producto de la actividad económica en cada país. Recordemos sin embargo, que Estados Unidos se erige como una fuente significativa de fluctuaciones reales y financiera que afectan fuertemente la actividad económica de estas naciones. Como vimos antes, la participación de Estado Unidos en el comercio total de Colombia, Venezuela y Ecuador es en promedio el 50%, de modo que variaciones importantes en la demanda externa de este país afectan de forma considerable la actividad productiva de estos países y más aún cuando los principales productos que se importan de Estados Unidos corresponden a bienes de capital y materias primas.

Surge pues la pregunta: ¿A qué factores se debe tal grado de sincronización en el ciclo de la actividad productiva de estas economías? Una de las principales causas de estos movimientos tan acoplados entre estos países es el alto grado de volatilidad que poseen estas economías. Esta volatilidad, como lo argumenta Jaramillo y Rojas (2002) está relacionada con la vulnerabilidad de estos países a choques externos, principalmente en los términos de intercambio y los flujos de capital, que a su vez están explicados por su estructura productiva y la composición de sus exportaciones (mayormente bienes primarios). Otra posible causa de este tipo de sincronización se debe a factores internos como la escasez de recursos derivados del ahorro y el leve desarrollo de los mercados de capitales que ostentan estas economías (véase Caballero, 2000). El escaso desarrollo de los mercados de capitales domésticos amplifica los efectos de los ciclos de expansión y contracción del crédito. Como lo muestran Jaramillo y Rojas (2002) países como Colombia, Venezuela y Brasil han estado más expuestos a frecuentes ciclos de expansión y contracción del crédito real, lo cual como lo han expuesto Gourinchas, Landarretche y Valdés (2001) ha sido fuente inequívoca de las crisis financieras en Latinoamérica. Particularmente en Colombia, Tenjo y López (2002) encuentran que la crisis de 1999 estuvo relacionada con la parálisis del crédito, el efecto procíclico del sistema financiero y la fuerte relación entre los movimientos de los agregados macroeconómicos y los factores financieros. Todo esto estrechó los nexos entre los flujos de capital externo y los ciclos del mercado doméstico de crédito y a su vez entre éste último y la dinámica de la producción interna. Una tercera fuente de acoplamiento es la deficiente integración financiera internacional de estos países. De acuerdo con Jaramillo y Rojas (2002) en tales condiciones los sistemas financieros son más propensos a asumir riesgos relacionados con el descalce de monedas, plazos y tipos de interés, lo cual los hace más vulnerables ante choques externos. En general los tres argumentos presentados con anterioridad pueden ser resumidos en la estrecha dependencia que poseen estos países sobre los recursos externos, el elevado grado de volatilidad económica, la deficiente integración financiera y los pobres marcos regulatorios, lo cual se manifiesta en un sistema financiero débil y expuesto a los efectos procíclicos de los flujos de capital. En particular, para el caso colombiano, Mahadeva y Gómez (2009) estimaron que la elasticidad de la respuesta del producto real colombiano ante choques en los precios mundiales (precio de las importaciones y exportaciones) y el producto real mundial son pequeños, no obstante, la fuerte contribución de las fluctuaciones en los precios mundiales al producto real colombiano incrementa substancialmente los efectos de los impactos de estos choques externos. Más aún, dada la fuerte contribución de Estados Unidos a la demanda total externa de Colombia, las fluctuaciones de origen externo más relevantes en la volatilidad del producto colombiano obedecen a las variaciones en los volúmenes y términos de intercambio con este país. Dentro de sus hallazgos, Mahadeva y Gómez muestran además que durante el primer año, los efectos de los inlfujos de capital externo afectan menos que proporcionalmente al producto, sin embargo son fuertes y poco se suavizan en el tiempo.

6.3. Choques externos en el ciclo colombiano

Como se argumentó al principio de esta investigación, el producto de la economía responde de manera diferente ante choques exógenos dependiendo de la fase del ciclo en la cual se encuentra, de este modo el efecto marginal de un choque (innovación de tipo gaussiano) depende del estado de la economía en cada momento del tiempo. Reconocer las propiedades markovianas de los cambios de régimen implica incorporar en el conjunto de información del análisis dinámico no sólo la historia de las variables, sino también el estado actual de la

economía y la probabilidad de permanecer en él. Koop, Pesaran y Potter (1996) introducen el concepto *impulso-respuesta generalizado*, con el cual proponen un análisis más general de la dinámica de los sistemas no-lineales. En el caso particular de los modelos de *Markov-Switching*, el impulso-respuesta generalizado difiere del impulso-respuesta tradicional en que el primero incorpora no sólo la información del tipo de choque y la historia de las variables, sino que además tiene en cuenta el estado actual y futuro de la cadena de Markov.

A partir de la representación MS(M)-VAR(1) del proceso MS(M)-VAR(p), Krolzig (2006) encuentra que las funciones de impulso-respuesta para los modelos donde el componente autoregresivo no es estado-dependiente corresponden a las mismas funciones de impulso-respuesta que en los modelos VAR lineales, ya que el mecanismo de propagación de los choques es el mismo a través de los estados, de modo que toda la asimetría en los choques está determinada por la asimetría de las innovaciones en cada estado. Es importante enfatizar que, las no-linealidades en nuestro modelo están originadas por la dependencia de estado de la media y la varianza del proceso, lo anterior se debe a que los parámetros autoregresivos son los mismos en cada régimen. Una conclusión lógica de este hecho es que las respuestas del producto de cada país ante innovaciones negativas son el reflejo (pero con coeficientes negativos) de las respuestas ante las mismas innovaciones pero positivas.

Partiendo de la representación VARX(1,0) del modelo VARX(p,s) (Lütkepohl, 2005) es posible emplear la estrategia descrita por Krolzig (2006) para computar las funciones de impulso-respuesta frente a choques en las variables endógenas del modelo. Para el caso particular del modelo descrito por la ecuación (2), la representación MS(3)-VARX(1,0) del modelo MS(3)-VARX(1,2) se describe a continuación. Sea $Y_t = (\Delta y'_t, \Delta x'_t, \Delta x'_{t-1})'$, entonces la ecuación (2) puede ser expresada como:

$$Y_t = H\xi_t + \Lambda Y_{t-1} + B\Delta x_t + U_t \quad (3)$$

donde $\Lambda = \begin{bmatrix} \Lambda & B_1 & B_2 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$ es una matriz $((Kp + Ns) \times (Kp + Ns))$, $H = \begin{bmatrix} v_1 & v_2 & v_3 \\ & \mathbf{0} & \end{bmatrix}$

es una matriz $((Kp + Ns) \times M)$, $B = \begin{bmatrix} \mathbf{0} \\ 1 \\ 0 \end{bmatrix}$ es una matriz $((Kp + Ns) \times 1)$ y finalmente,

$U_t = \begin{bmatrix} u_t \\ \mathbf{0} \end{bmatrix}$ de dimensiones $((Kp + Ns) \times 1)$, con K y N el número de variables endógenas y exógenas, respectivamente.

De acuerdo con el análisis dinámico en modelos de vectores autoregresivos lineales, los impulsos respuesta ortogonales estandarizados son estado-dependientes y están dados por:

$$\frac{\partial \Delta y_{t+h}}{\partial \varepsilon_{j,t}} = J\Lambda^h D(\xi_t)\iota_j$$

donde $u_t = D(\xi_t)\varepsilon_t$ con $D(\xi_t)$ la matriz triangular inferior que resulta de la descomposición de Choleski de $\Sigma(\xi_t)$. Además, $J = [I_K, \mathbf{0}, \dots, \mathbf{0}] = \iota'_1 \otimes I_K$ es una matriz $(K \times (Kp + Ns))$ con ι_j la j -ésima columna de la matriz identidad.

Las respuestas de la tasa de crecimiento real del producto colombiano en cada régimen ante diferentes choques externos e internos son ilustradas en la Figura 16¹⁸. Es simple corroborar la asimetría de los choques tan sólo observando que la respuesta del producto real colombiano difiere dependiendo del estado en el cual se ubica la economía. Como se puede observar, la respuesta del producto colombiano ante choques en el PIB de Venezuela y Ecuador son poco significativas, incluso cuando las economías están en recesión. Este resultado no es nada sorprendente: por un lado, como ya habíamos visto, la participación de estas naciones en el comercio total de Colombia es muy pequeña; y por otro lado, como lo muestran Mahadeva y Gómez (2009) tanto la elasticidad como la contribución al producto real colombiano de choques en el PIB mundial son muy pequeñas en comparación con los demás factores externos que afectan al PIB doméstico (precios externos y cuenta de capitales).

Respuesta de la tasa de crecimiento real de Colombia a diferentes choques

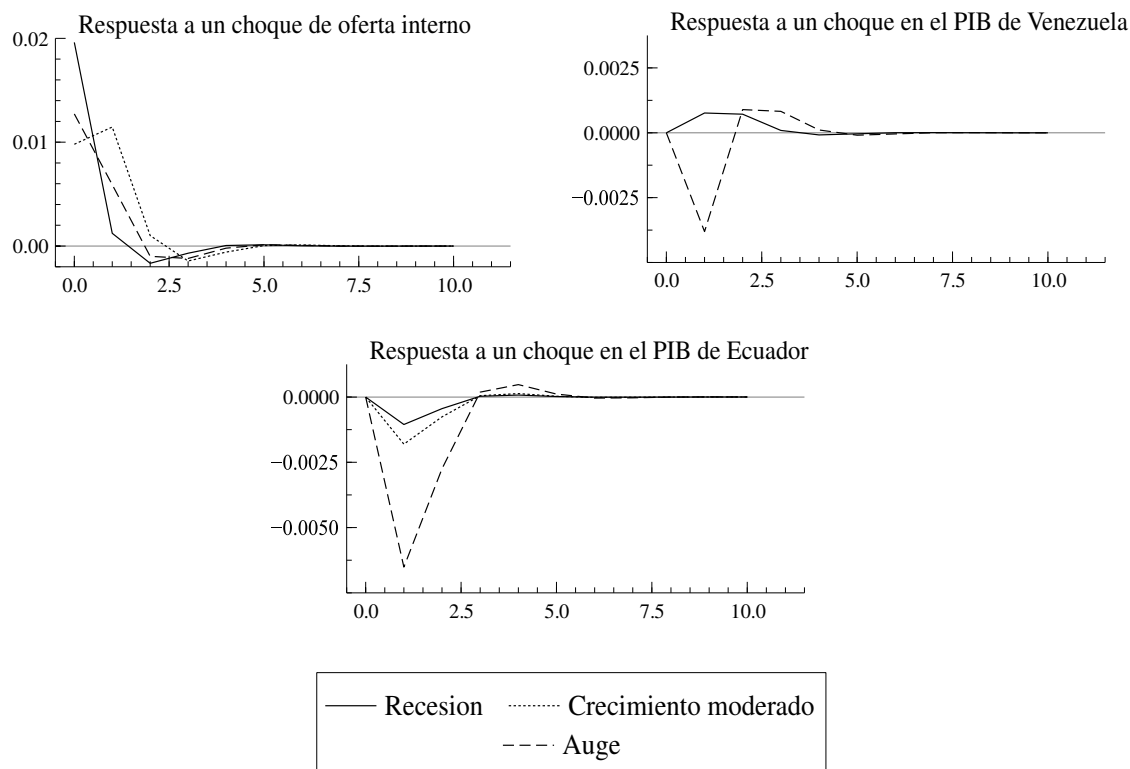


Figura 16: Impulsos-respuesta del producto colombiano

Por su parte, las fluctuaciones en la oferta interna (choques domésticos) se caracterizan por fuertes asimetrías relacionadas con la fuerza y persistencia de los choques. Dado que la volatilidad de la oferta agregada es mayor en las fases recesivas del ciclo (véase Tabla 9), los choques son más fuertes en este régimen, sin embargo como se observa en la Figura 16 su duración esperada es corta (aproximadamente 1 año) en comparación con la respuesta del producto ante el mismo choque pero en los otros dos estados. En contraste la respuesta dinámica del producto en los estados de crecimiento moderado y auge son más persistentes, siendo la respuesta en el régimen de crecimiento moderado la más inercial.

¹⁸Los choques corresponden a innovaciones positivas de tipo gaussiano de una desviación estándar.

6.4. Choques cíclicos en el ciclo colombiano

El anterior análisis se basó en las respuestas del sistema a innovaciones de tipo gaussiano. Estudiaremos ahora la dinámica del sistema considerando en esta ocasión cambios en el estado del ciclo económico. Como lo señala Krolzig (2000), una ventaja de este tipo de análisis es que innovaciones de tipo no-gaussiano (por ejemplo, cambios en las fases del ciclo) pueden ser vistas como “choques cíclicos”, es decir, la dinámica de las variables durante la transición del auge a la recesión. Mientras los impulsos-respuesta relacionados con innovaciones gaussianas están basados en los coeficientes autoregresivos (lineales e invariantes), los impulsos-respuesta relacionados con las transiciones entre estados dependen tanto de las propiedades del VAR como de las propiedades de la cadena de Markov.

Krolzig (2006) muestra que los efectos de un cambio de régimen pueden ser medidos como la reacción de Δy_{t+h} ante un cambio de régimen en t :

$$IR_{\nabla\xi}(h) = J \left(\sum_{k=0}^h \Lambda^k H F^{h-k} \right) \nabla\xi$$

A partir de la expresión anterior se puede pensar en dos tipos de cambio de régimen:

- Basados en la información de que el sistema se encuentra en el régimen m en el tiempo t ($s_t = m$), se considera que éste fue el producto de un cambio desde la distribución no-condicionada $\bar{\xi}$,

$$IR_{\nabla\xi}(h) = J \left(\sum_{k=0}^h \Lambda^k H F^{h-k} \right) (\iota_m - \bar{\xi})$$

- Cuando consideramos un cambio desde el régimen l al régimen m en el instante t la respuesta del sistema está dada por:

$$IR_{\nabla\xi}(h) = J \left(\sum_{k=0}^h \Lambda^k H F^{h-k} \right) (\iota_m - \iota_l)$$

En ambos casos, la dinámica está generada por: i) cambios en el estado actual, ii) cambios en el valor esperado condicionado de los estados futuros, y iii) la transmisión autoregresiva de los cambios de intercepto. La Figura 17 ilustra la respuesta del producto real colombiano ante las diferentes alternativas de cambio de régimen consideradas anteriormente.

Respuesta de la tasa de crecimiento real de Colombia ante un cambio de estado

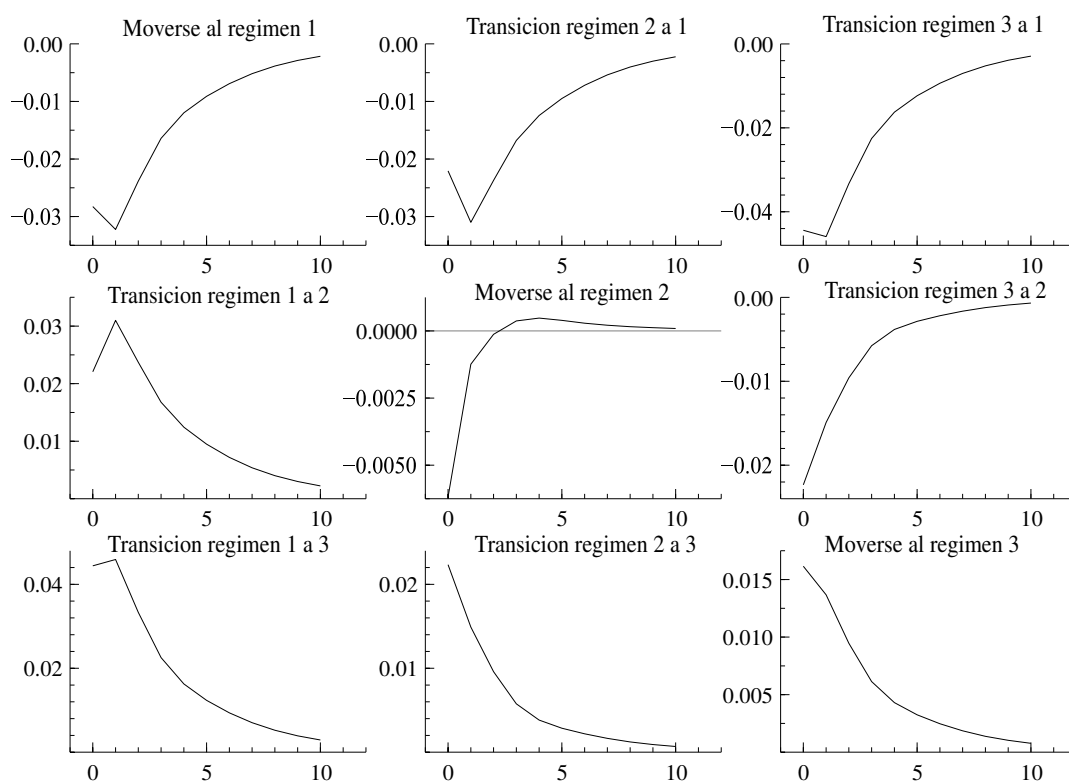


Figura 17: Respuestas del producto colombiano ante choques cíclicos

Al igual que al estudiar las respuestas del sistema ante innovaciones gaussianas, el hecho que todos los regímenes compartan los mismos coeficientes autoregresivos implica que la respuesta del producto de cada país, por ejemplo ante un cambio del estado dos al estado uno es el reflejo (pero con coeficientes negativos) de la respuesta de las variables ante un cambio del estado uno al dos. No obstante, las asimetrías del ciclo económico pueden ser observadas al analizar la dinámica del producto cuando se mueve desde las probabilidades de estado estacionario a un estado seguro. Estos impactos miden el costo en términos de producto de un “choque cíclico”: por ejemplo, el costo de entrar en una recesión representa una disminución del producto real de 3% aproximadamente; situarse sobre la fase expansiva del ciclo puede decirse que genera un costo nulo; mientras que entrar en auge le representa a la economía un incremento del producto tan sólo del 1,5%. Nótese que salir de una recesión representa fuertes ganancias para la economía en términos de producto, tanto si se pasa directamente a una situación de crecimiento moderado como si se sitúa en un auge, siendo esta última situación las más beneficiosa. Recordemos sin embargo, que ubicarse en un auge una vez la economía ha estado en recesión no es probable, $p_{13} \approx 0$ de modo que la ganancia promedio de salir de una recesión es siempre una tasa de crecimiento del 2,5%.

7. Conclusiones

En este documento se emplean dos diferentes metodologías para analizar los hechos estilizados del ciclo económico colombiano y caracterizar el ciclo común entre Colombia, Venezuela y Ecuador. En primera instancia, una metodología no-paramétrica es utilizada para identificar los puntos de quiebre (*turning points*) de las economías; en segundo lugar, diferentes modelos de *Markov-Switching* autoregresivos son ajustados a la tasa de crecimiento real del producto de cada país. Los principales resultados de esta investigación pueden ser resumidos por: i) la existencia de no-linealidad en el crecimiento real de la economía colombiana determinada por la presencia estados de crecimiento moderado y recesiones, ii) la simetría del ciclo económico colombiano expresada en términos de la inclinación y amplitud de las recesiones, iii) un ciclo económico común entre Colombia y sus principales socios comerciales entendido como un estado markoviano común de estas economías, iv) choques de demanda externa con un reducido impacto sobre el producto real de Colombia, y v) efectos cíclicos asimétricos expresados como la pérdida o ganancia en términos producto de entrar en las fases de recesión o expansión de la actividad económica colombiana, respectivamente.

El análisis del ciclo económico colombiano mostró evidencia de no-linealidades en la tasa de crecimiento real de la economía, explicada por la presencia de estados de recesión y crecimiento moderado, siendo este último régimen la fase más duradera del ciclo económico (9,5 años). De acuerdo con las probabilidades de transición los estados de crecimiento moderado y recesión son muy persistentes de modo que una vez la economía se sitúa en uno de ellos la probabilidad de permanecer en él es alta. Además, el análisis de asimetrías en el ciclo colombiano indicó la ausencia de inclinación (*steepness*) o profundidad (*deepness*) de las recesiones, lo cual implica que las fases de expansión y contracción de la actividad económica se caracterizan por una amplitud promedio igual.

La caracterización del ciclo común entre Colombia, Venezuela y Ecuador reveló fuerte evidencia estadística para corroborar la existencia de un estado markoviano común en el cual las fluctuaciones de cada economía están caracterizadas por co-movimientos similares de la actividad productiva en cada país. Finalmente, el análisis de impulso-respuesta reveló que: por un lado, los choques de demanda externos poseen un impacto muy limitado sobre la economía colombiana, esto debido en gran parte a la baja contribución del comercio bilateral con estos países al PIB colombiano; y por último, el efecto de los choques cíclicos son asimétricos, de modo que el costo de entrar en una recesión representa una disminución del PIB real colombiano del 3%, mientras que las ganancias de situarse en una fase de auge implican un incremento del producto del 1,5 %.

Referencias

- Arango, L., Arias, F., and Flórez, L. (2007). Cronologías de los ciclos de crecimiento en Colombia. *Borradores de Economía, Banco de la República*, (464).
- Arango, L. and Melo, L. (2003). Expansions and contractions in Brazil, Colombia and Mexico: A view through non-linear models. *Borradores de Economía, Banco de la República*, (186).
- Arnaudo, A. and Jacobo, A. (1997). Macroeconomic homogeneity within Mercosur: An overview. *Estudios Económicos, El Colegio de México*, 12(1):37–51.
- Artis, M., Krolzig, H., and Toro, J. (2002). The european business cycle. *Economic Working Paper Series, Centro de Estudios Andaluces*, (E2002/19).
- Artis, M. and Zhang, W. (1997). International business cycles and the ERM: Is there a european business cycle? *International Journal of Finance and Economics*, 38:1471–1487.
- Baxter, M. and Kouparitsas, M. (2004). Determinants of business cycle comovements: A robust analysis. *Working Paper, Federal Reserve Bank of Chicago*, (2004-14).
- Boschan, C. and Ebanks, W. (1978). The phase average trend: A new way of measuring economic growth. *Proceedings of the Business and Economic Statistics Sections, American Statistics Association*, pages 332–335.
- Bray, G. and Boschan, C. (1971). Cyclical analysis of times series: Selected procedures and computer programs. *Technical Paper, Columbia University Press (NBER), New York*, (20).
- Buitrago, M. and Alonso, L. (2002). *Economía y desarrollo en Colombia*, chapter La Influencia de la Crisis del Sector Financiero en el Desempeño Económico Colombiano en la Década de los Noventa, pages 291–333. Number 11. Instituto de Políticas de Desarrollo Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas, Pontificia Universidad Javeriana.
- Burns, A. and Mitchell, W. (1946). Measuring business cycles. *National Bureau of Economic Research (NBER), New York*.
- Böwer, U. and Guillemineau, C. (2006). Determinants of business cycle synchronization across euro area countries. *Working Paper Series, European Central Bank.*, (587).
- Caballero, R. (2000). Macroeconomic volatility in Latin America: A view and three case studies. *Working Paper, National Bureau of Economic Research (NBER), Cambridge*, (W7782).
- Calderón, C., Chong, A., and Stein, E. (2003). Trade intensity and business cycle synchronization: Are developing countries any different? *Working Paper, Inter-American Development Bank, Research Department*, (478).
- Chauvet, M. and Yu, C. (2006). International business cycles: G7 and OECD countries. *Economic Review*, (Q-1):43–54.

- Clements, M. and Krolzig, H.-M. (2003). Business cycle asymmetries: Characterization and testing based on Markov-switching autoregressions. *Journal of Business and Economic Statistics*, 21(1):196–211.
- Currie, L. (1982). *Políticas de Crecimiento y Desarrollo*, chapter El Desarrollo: Algunos conceptos básicos e interrelaciones, page 37. Banco de la República.
- Darvas, Z., Rose, A., and Szapáry, G. (2005). Fiscal divergence and business cycle synchronization: Iresponsibility is idiosyncratic. *Magyar Nemzeti Bank Working Paper Series*, (2005/3).
- Davies, R. (1977). Hypothesis testing when a nuisance parameter is present only under the alternative. *Biometrika*, 64:247–254.
- Engel, R. and Issler, J. (1993). Common trends and common cycles in Latin America. *Revista Brasileira de Economia*, 47:149–/176.
- Feenstra, R., Lipsey, R., Deng, H., Ma, A., and Mo, H. (2005). World trade flows: 1962-2000. *Working Paper Series, National Bureau of Economic Research (NBER)*, (11040).
- Filardo, A. (1994). Business cycle phases and their transitional dynamics. *Journal of Business and Economic Statistics*, 12(3):299–308.
- Filardo, A. and Gordon, S. (1998). Business cycle durations. *Journal of Econometrics*, 85(1):99–123.
- García-Herrero, A. and Ruiz, J. (2008). Do trade and financial linkages foster business cycle synchronization in a small economy? *Documentos de Trabajo, Banco de España.*, (0810).
- Gourinchas, P.-O., Landarretche, O., and Valdés, R. (2001). Lending booms: Latin america and the world. *Working Paper Series, National Bureau of Economic Research, Cambridge.*, (W8249).
- Hamann, F. and Riascos, A. (1988). Ciclos económicos en una economía pequeña y abierta: Una aplicación para Colombia. *Borradores de Economía, Banco de la República*, (89).
- Hamilton, J., . (1990). Analysis of time series subject to changes in regime. *Journal of Econometrics*, 45:39–70.
- Hamilton, J. (1989). A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica*, 57(2):357–384.
- Hamilton, J. (1994). *Time Series Analysis*, chapter Modeling Time Series with Changes in Regime, pages 677–703. Princeton University.
- Hamilton, J. (2005). What’s real about business cycle? *Review, Federal Reserve Bank of St. Louis*, 87(4):435–452.
- Hansen, B. (1992). The likelihood ratio test under nonstandard conditions: Testing the Markov-switching model of GNP. *Journal of Applied Econometrics*, 7(S):S61–S82.
- Harding, D. and Pagan, A. (1999). Dissecting the cycle. *Working Paper, Melbourne Institute, University of Melbourne*, (13/99).

- Hecq, A. (2002). Common cycles and common trends in Latin America. *Medium Econometrische Toepassingen*, 10:20–25.
- Imbs, J. (2004). Finance, specialization, and synchronization. *Review of Economics and Statistics*, 86(3):723–734.
- Inklaar, R., Jong-A-Pin, R., and De Haan, J. (2005). Trade and business cycle synchronization in OECD countries: A re-examination. *CESIFO Working Paper Series, Institute for Economic Research at The University of Munich, Center for Economic Studies*, (1546).
- Jaramillo, F. and Rojas, P. (2002). *Crisis Financiera y Respuestas de Política*, chapter Restricción de Crédito y Crisis Financiera en los Países Andinos, pages 66–83. Fedesarrollo - Alfaomega.
- Kim, C.-J., Morley, J., and Piger, M. (2002). A markov-switching model of business cycle: Dynamics with a post-recession bounce-back effect. *Federal Reserve Bank of St Louis, Working paper*.
- Knüppel, M. (2004). Testing for business cycle asymmetries based on autoregressions with a markov-switching intercept. *Discussion Papers Series 1, Studies of the Economic Research Centre, Deutsche Bundesbank.*, (41).
- Koop, G., Pesaran, M., and Potter, S. (2006). Impulse response in nonlinear multivariate models. *Journal of Econometrics*, 74:119–147.
- Kose, M., Prasad, E., and Terrones, M. (2003). How does globalization affect the synchronization of business cycles? *Discussion Paper Series, Institute for the Study of Labor (IZA).*, (702).
- Krolzig, H.-M. (1997). *Markov-Switching Vector Autoregressions: Modelling, Statistical Inference, and Application to Business Cycle Analysis: Lectures Notes in Economics and Mathematical Systems*, volume 454. Springer-Verlag.
- Krolzig, H.-M. (1998). Econometric modeling of Markov-switching vector autoregressions using MSVAR for Ox. *Discussion Paper, Department of Economics, University of Oxford*.
- Krolzig, H.-M. (2006). Impulse-response analysis in Markov-switching vector autoregressive models. *University of Kent, Economics Department, Keynes College*.
- Krolzig, H.-M. and Toro, J. (1997). Classical and modern business cycle measurement: The european case. *Economic Working Paper Series, Centro de Estudios Andaluces.*, (E2002/20).
- Lütkepohl, H. (2005). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, chapter Systems of Dynamic Simultaneous Equations, pages 387–413. Springer.
- Mahadeva, L. and Gómez, J. (2009). The international cycle and colombian monetary policy. *Borradores de Economía, Banco de la República*, (557).
- Massmann, M. and Mitchell, J. (2004). Reconsidering the evidence: Are eurozone business cycles converging? *Journal of Business Cycle Measurement and Analysis*, 3(1):275–307.

- Mejía-Reyes, P. (2000). Asymmetries and common cycles in Latin America: Evidence from Markov-switching models. *Economía Mexicana*, 9(1):189–225.
- Melo, A., French, M., and Langebaek, A. (1988). El ciclo de referencia de la economía colombiana. *Hacienda*, (12):42–61.
- Mills, T. and Wang, P. (2003). Estimating the permanent and transitory components of the U.K. business cycle. *Economic Issues*, 8(1):1–13.
- Misas, M. and Ramírez, M. (2005). Depressions in the colombian economic growth during the XX century: A Markov-switching regime model. *Borradores de Economía, Banco de la República*, (340).
- Mitchell, W. (1927). Business cycle: The problem and its setting. *National Bureau of Economic Research (NBER), New York*.
- Pécaut, D. (2006). *Crónica de Cuatro Décadas de Política Colombiana*, chapter Entre el Conflicto Colombiano y Otras Guerras Internas Contemporáneas, pages 517–543. Norma.
- Pok-Sank, L. (2004). A markov-switching model of GNP growth with duration dependence. *International Economic Review*, 45(1):175–204.
- Posada, C. E. (1999). Los ciclos económicos colombianos en el siglo XX. *Borradores de Economía, Banco de la República*, (126).
- Schirwitz, B. and Wälde, K. (2004). Synchronization of business cycles in G7 and EU14 countries. *European Commission, Directorate General Economic and Financial Affairs, Economic Studies and Research*.
- Sichel, D. (1993). Business cycle asymmetry. *Economic Inquiry*, 31:224–236.
- Soto, R. (2002). Switching regimes, macroeconomic policies and sustained growth. *Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile, Manuscript*.
- Tenjo, F. and López, E. (2002). Burbuja y estancamiento del crédito en Colombia. *Borradores de Economía, Banco de la República*, (215).
- Tomljanovich, M. and Ying, Y. (2005). We’re all connected: Business cycle synchronization in G-7 countries. URL: http://academics.hamilton.edu/economics/home/marc_t.pdf.
- Villar, L. and Esguerra, P. (2005). El comercio exterior colombiano en el siglo XX. *Borradores de Economía, Banco de la República*, (358).
- Zarnowitz, V. and Ozyildirim, A. (2006). Time series decomposition and the measurement of business cycles, trends and growth cycles. *Journal of Monetary Economics*, (53):1717–1739.