



El Trimestre Económico

ISSN: 0041-3011

trimestre@fondodeculturaeconomica.com

Fondo de Cultura Económica

México

Hernández-del-Valle, Adrián

Método de la cadena de Markov-remuestreo-punto de rompimiento estructural del
crecimiento económico

El Trimestre Económico, vol. LXXVI (3), núm. 303, julio-septiembre, 2009, pp. 619-643

Fondo de Cultura Económica

Distrito Federal, México

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=31340960002>

- ▶ Cómo citar el artículo
- ▶ Número completo
- ▶ Más información del artículo
- ▶ Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

MÉTODO DE LA CADENA DE MARKOV-REMUESTREO-PUNTO DE ROMPIMIENTO ESTRUCTURAL DEL CRECIMIENTO ECONÓMICO*

*Adrián Hernández-del-Valle***

RESUMEN

Proponemos un método para la estimación de probabilidades “estructurales” de crecimiento y contracción económica, y lo aplicamos a México y los Estados Unidos. El método emplea cadenas de Markov con base en simulación y análisis de rompimientos estructurales. Según nuestro análisis, la probabilidad estructural de contracción real de la economía estadunidense en 2008 es de sólo 3%, aun en medio de toda la crisis hipotecaria. Por su parte, México se encuentra en una trampa de ingreso medio.

ABSTRACT

We propose a structural breakpoint resampling method that allows us to draw reliable conclusions from Markov chain analysis of GDP growth series; and apply it to Mexico and the U.S. According to our findings, the “structural” probability of a real GDP contraction in the U.S. in 2008 is only 3%, in spite of the Sub-prime mortgage crisis; and Mexico is in a middle-income trap.

* *Palabras clave:* simulación, remuestreo, crecimiento económico y contracción, cadenas de Markov, probabilidades estacionarias, probabilidades estructurales. *Clasificación JEL:* C15, O47, O51, O52, O53, O54. Artículo recibido el 22 de enero y aceptado el 4 de septiembre de 2008 (traducción del inglés de Roberto Reyes-Mazzoni).

** Universidad Carlos III de Madrid y SEPI-ESE-IPN (correo electrónico: ahdv@hotmail.com).

INTRODUCCIÓN

Los temores de una recesión o las expectativas de expansión son comunes en los mercados financieros. De aquí que los modelos del comportamiento del producto interno bruto (PIB) o el producto nacional bruto (PNB) —en particular las probabilidades de recesión o de expansión— son decisivos. El enfoque más común es usar algún tipo de modelo de regresión multivariada.

Por ejemplo, Dyckman y Stekler (1966) prevén probabilidades de puntos de inflexión económicos por medio del índice de producción de la Junta de la Reserva Federal para los períodos 1919-1939 y 1948-1963 como “*predictand*” (variable dependiente) en comparación con las variables “predictoras suavizadas”, como el índice de difusión de la producción industrial de la Junta de la Reserva Federal, el índice de precios de las acciones en el Standard and Poor's de Nueva York, y las series Semana de Trabajo Promedio y Nuevas Órdenes del National Bureau of Economic Research.

Stock y Watson (1989) usan la econometría de series de tiempo para mejorar los índices construidos a fines de 1937 por Wesley Mitchell, Arthur Burns y sus colegas del National Bureau of Economic Research. Esto da por resultado tres modelos de indicadores: *i*) el índice de indicadores económicos coincidentes (IEC) elaborado con la producción industrial, el ingreso personal, las manufacturas, las ventas comerciales y las horas-empleado en los establecimientos no agrícolas; *ii*) el índice de principales indicadores económicos (PIE) que usa los permisos de construcción; las órdenes pendientes de los manufactureros; los bienes duraderos; el tipo de cambio nominal ponderado por el comercio exterior entre los Estados Unidos y el Reino Unido, Alemania Occidental, Francia, Italia y Japón; el trabajo de tiempo parcial en las industrias no agrícolas; el rendimiento de la cartera de vencimiento constante de los bonos a diez años de la Tesorería de los Estados Unidos; el margen entre la tasa de interés a seis meses de los documentos de pago de las empresas y la tasa de interés a seis meses de los pagarés de la Tesorería de los Estados Unidos, y el margen entre el rendimiento a diez años de una cartera de vencimiento constante de bonos de la Tesorería de los Estados Unidos y el rendimiento a 1 año de bonos de la Tesorería de los Estados Unidos, como una medida de la pendiente de la curva del rendimiento de la deuda pública, y *iii*) el índice de recesión (IR) (una función de los índices anteriores).

Estrella y Mishkin (1998) estudian el desempeño afuera de la muestra de

uno a ocho trimestres previos de las tasas de interés, márgenes, precios de las acciones y agregados monetarios individualmente y en comparación con otros indicadores financieros y no financieros como “predictores” de las recesiones de los Estados Unidos.

En este artículo, en vez de un análisis multivariado, proponemos un enfoque basado en cadenas de Markov (CM) de tiempo finito y discreto, para modelar el comportamiento del crecimiento económico que requiere relativamente poca información y controla por los cambios estructurales —conocidos también como desplazamientos, puntos de inflexión o puntos de rompimiento—, descritos líneas abajo, que no han tenido en cuenta los modelos anteriores.

La teoría de CM tiene interesantes aplicaciones en la economía y las finanzas. Por ejemplo, Moody's, Fitch y Standard & Poor's usan matrices de transición para describir la probabilidad de que un agente pasará de un determinado grado de solvencia crediticia a otro en un determinado periodo, por ejemplo, de AAA (la mejor) a D (incumplimiento) en un año.

En la teoría del crecimiento económico las CM se han aplicado principalmente a la dinámica de la distribución (evaluación de la convergencia del ingreso *per capita* en el caso de varios países). Véase, por ejemplo, Quah (1993, 1997), Ponzio (2004), Le Gallo (2001). En este contexto, las matrices de probabilidad, \mathbb{P} , contienen las probabilidades de que un país o región pase de un determinado grupo de ingreso a otro, por ejemplo, de un grupo de ingreso bajo a otro de ingreso alto.

A pesar de su aplicabilidad y resultados intuitivos, las CM tienen dos importantes restricciones que limitan su uso en economía: *i*) Bulli (2001) indica que cuando se describe la ley del movimiento de la distribución como un proceso estocástico del tipo de Markov, trabajar en un escenario de espacio-estado discreto tiene varias ventajas, pero hacer arbitrariamente discreto a un proceso de espacio-estado continuo tiene el indeseable efecto de eliminar la “propiedad de Markov”; *ii*) el segundo tiene relación con la invarianza en el tiempo; Ponzio (2004), p. 8, indica que “cuanto más largo sea el periodo en consideración, mayor será el riesgo de rompimientos estructurales, esto es, cambios de régimen que afectan gravemente la evolución de la distribución del ingreso”. Por ejemplo, la reunificación de Alemania el 3 de octubre de 1990 divide la economía alemana en dos conjuntos totalmente diferentes. Los rompimientos estructurales son comunes en economía y el problema es que su presencia contradice el supuesto de la invarianza en el tiempo.

Un problema relacionado es que si se controla por los puntos de rompimiento estructurales, mediante, por ejemplo, la separación de los datos en subconjuntos diferentes, entonces podríamos no tener suficientes observaciones para obtener estimaciones fidedignas. Por tanto, la invarianza en el tiempo y el tamaño son clave si queremos aplicar con éxito las CM, pero parecen ser excluyentes. En este contexto, proporcionamos un método que considera estas limitaciones: la propiedad de Markov, la invarianza-tiempo y el tamaño. El método puede resumirse como sigue: *i*) encuentre los puntos de rompimiento estructural en las series, divida las series en subseries “estables”; *ii*) simulación de cada subserie para aumentar el tamaño; *iii*) construcción de CM para cada subserie simulada; y *iv*) estimación de matrices de probabilidad de transición, los tiempos promedio esperados para el retorno a estados de interés y otras cuestiones relacionadas.

Nuestro procedimiento convierte efectivamente una serie de tiempo de una dimensión pequeña en otra grande, hace correcciones para tener en cuenta los rompimientos estructurales, conserva las principales características estadísticas de las muestras de tamaño pequeño: la función de probabilidad de distribución acumulativa (FDA) y la dependencia lineal intertemporal, a la vez que obtiene invarianza en el tiempo. Aplicamos nuestro método a las series de tasas de crecimiento anual del PIB de México y de los Estados Unidos entre 1961 y el segundo trimestre de 2007.

Nuestro objetivo es responder a un conjunto de preguntas que no ha hecho la dinámica de la distribución o los modelos. Estas son: *i*) ¿cuáles son las probabilidades de crecimiento estacionario (estructural) de estos países; *ii*) ¿cuál es el tiempo promedio esperado de retorno a una contracción real de cada economía?; *iii*) nuestro análisis también nos proporcionará conocimiento de la manera en que las diferentes etapas de estas economías (medidas por sus puntos de rompimiento estructural) han afectado su crecimiento.

Por ejemplo, de conformidad con nuestro procedimiento México ha pasado por siete puntos de rompimiento estructural desde 1961. En 1996 ocurrió uno importante. El TLC con los Estados Unidos y Canadá empezó en 1994. Esto debía haber aumentado el crecimiento de México, pero al año siguiente México sufrió una grave crisis social, política y económica. El periodo del tercer trimestre de 1992 al primero de 1996 está marcado por una probabilidad de contracción real de 33%, y un tiempo promedio esperado de retorno a una contracción real, M_0 , de 3, es decir, cada tres trimestres. A fines de 1995 la economía mexicana se contrajo 25% en términos reales.

No hay ningún punto de rompimiento estructural en 1994 o 1995. El punto de rompimiento estructural se presentó en el primer trimestre de 1996: el TLCAN, un peso débil y un ingreso relativamente bajo (en comparación con los montos del PIB antes de 1995) impulsaron las tasas de crecimiento de México: en el periodo del segundo trimestre de 1996 al cuarto de 2000 se observa una probabilidad estructural de 60 % de que ocurriera un crecimiento de más de 5%, y una probabilidad de contracción real de 0.05 por ciento.

El último punto de rompimiento estructural se presentó en el cuarto trimestre de 2000. El año 2000 es importante porque marca el final de 71 años de control por un solo partido en todos los estratos de gobierno del país. En un sentido muy real, es el inicio de la democracia en México. Sin embargo, la democracia ha tenido sus costos: desde mediados del periodo del presidente Ernesto Zedillo, en 1997, el ejecutivo federal mexicano no ha obtenido la mayoría en las cámaras legislativas; por tanto, ha carecido del poder para aprobar reformas. Esto fue particularmente importante durante el gobierno del presidente Vicente Fox (2000-2006), en que la inexperiencia política y la ambición de poder de la oposición se conjuntaron para detener prácticamente la inercia del país: durante ese periodo final que dura hasta el momento en que se escriben estas líneas, la probabilidad de crecer 5% disminuyó a 9% y la probabilidad de contracción aumentó a 12%. La probabilidad de crecer en el rango [0, 3%) es de 64%; es evidente que México está en una trampa de crecimiento.

Finalmente, la motivación para este ejercicio fue proporcionada por la definición que hace el Banco Mundial de la trampa de ingreso medio. En su actualización de abril del 2007 de la situación en los países del Asia Oriental y del Pacífico (que incluye China, Indonesia, Malasia, Filipinas, Tailandia, Vietnam, Hong Kong, Corea, Singapur y Taiwán) el Banco Mundial usó el término trampa de ingreso medio para indicar el caso de países cuyas estrategias, instituciones y políticas ya no son suficiente para permitirles crecer de un *status* de ingreso medio a otro de ingreso alto.

En este contexto, también sería posible definir las trampas de ingreso medio o de ingreso bajo como países que están en cualquiera de esos dos *status* de ingreso, que también tienen una probabilidad estructural baja o nula de crecer más de 5% al año.

El artículo consiste de la sección I, que incluye una breve descripción de definiciones clave de la CM, la sección II, que presenta nuestro procedimiento y los resultados de nuestro análisis. Al final se muestra las conclusiones.

I. LAS CADENAS DE MARKOV

La teoría de las CM es muy conocida (véase referencias adicionales en, por ejemplo, Hernández-Lerma y Lasserre, 2003; Lawler, 2006, o Ross, 2007); por tanto, sólo proporcionamos una breve descripción para que el artículo contenga los elementos necesarios. Una cadena de Markov (CM) es un proceso estocástico X_t que tiene la propiedad de Markov:

$$P(X_{t-1} = j | X_0 = i_0, \dots, X_{t-1} = i_{t-1}, X_t = i) = P(X_{t-1} = j | X_t = i) = p_{ij}$$

esto es, la probabilidad p_{ij} de que el proceso esté en el estado j en el momento $t-1$ depende, exclusivamente, de dónde estaba en el momento t , $(X_t = i)$. De manera análoga, la probabilidad p_{ij}^n de la transición de n pasos puede leerse como la probabilidad de que el proceso pasará del estado i al j en n pasos.

Las CM de invarianza temporales, de tiempo homogéneo o, sencillamente, invariantes son procesos con probabilidades de transición independientes del tiempo:

$$P(X_{t-1} = j | X_t = i) = P(X_t = j | X_{t-1} = i) \text{ para todas las } t$$

Un instrumento muy útil de las CM invariantes es que son determinadas completamente por sus matrices de probabilidad de transición.

$$\begin{matrix} & p_{11} & p_{12} & \cdots & p_{1N} \\ \mathbb{P} & p_{21} & p_{22} & \cdots & p_{2N} \\ & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ & p_{N1} & p_{N2} & \cdots & p_{NN} \end{matrix}$$

en que $p_{ij} \geq 0$ para j , $\sum_j p_{ij} = 1$ para toda i .

El siguiente hecho es muy conocido si la CM es: *i*) invariante; *ii*) irreducible: todos los estados i, j se comunican; esto es, para cualquier i, j la CM puede ir de i a j , y de j a i en un número finito de pasos; de aquí que $p_{ij}^n > 0$ y $p_{ji}^m > 0$ para enteros n y m , y *iii*) todo estado puede volver a ocurrir (recurrente positivo): el tiempo de retorno promedio esperado a cada estado, M_j , es finito. Entonces la CM tiene una distribución estacionaria única que es independiente de la distribución inicial (es decir, contiene unas probabilidades limitadas de estar en cualquier estado de la CM). La distribución estacionaria

$\{\pi_j\}$ es la solución no negativa única de las ecuaciones

$$\sum_{i \in S} \pi_i p_{ij} = \pi_j \quad \text{para todas las } j, \text{ y } \sum_j \pi_j = 1 \tag{1}$$

Usando la notación de matriz, la primera ecuación en (1) puede escribirse como \mathbb{P} .

Un proceso estacionario (o estrictamente estacionario) es un proceso estocástico cuya distribución de probabilidad en un momento o posición fijos es la misma para todos los momentos o posiciones. Como resultado, parámetros como la media y la varianza, si existen, no cambian en el tiempo o con la posición. Así, en economía es posible interpretar la distribución como de largo plazo, incondicional o “estructural”.

Por las condiciones mencionadas líneas arriba de ser irreductible y de la recurrencia positiva, tenemos que la relación entre la probabilidad estacionaria del estado j y su tiempo esperado promedio de retorno es:

$$j \lim_n p_{ij}^n = \frac{1}{M_j} \quad (2)$$

para todo estado inicial i . En la siguiente sección se presenta nuestro método de la cadena de Markov-remuestreo-punto de rompimiento estructural del crecimiento económico.

II. MÉTODO DE LA CADENA DE MARKOV-REMUESTREO-PUNTO DE ROMPIEMIENTO ESTRUCTURAL

Nuestro método se puede resumir como sigue: represéntese el PIB trimestral en el momento t por Y_t y su tasa de crecimiento anual por r_t :

$$r_t = \frac{Y_t}{Y_{t-4}} - 1$$

Suponemos que $\{r_t\}$ es una serie, digamos, de tamaño T y tiene una distribución d^t . Si $\{r_t\}$ es invariante, entonces se puede representar a d^t por una matriz de probabilidad de transición \mathbb{P} . Si $\{r_t\}$ no es invariante, entonces la idea es encontrar submuestras que lo sean, y esto lo hacemos identificando los puntos de rompimiento estructural.

Los puntos de rompimiento estructural separan $\{r_t\}$ en $k = 1, \dots, m$ submuestras $\{r_{t_k}\}$ de tamaño T_k cada una con FDA, d_k^t .

Una vez que se encuentra $\{r_{t_k}\}$, se procede a: i) identificar la estructura Box-Jenkins, ARIMA(p, i, q), de la submuestra

$$r_{t_k} = \alpha_k + \mathbf{r}_{(t-p)_k} AR(\mathbf{p}_k) + \mathbf{e}_{(t-q)_k} MA(\mathbf{q}_k) \quad t_k, \quad t \sim d_k^t \quad (3)$$

en que $d_{t,k}^t$ es el FDA de los residuos; *ii)* aplicar el Monte Carlo a cada $d_{t,k}^t$ para obtener las series de remuestreo $\{r_{T_k^*}^S\}$ de tamaño $T_k^* = 20\,000$ para todas las k ; la práctica común es usar $T = 10\,000$, pero se ha duplicado el tamaño para asegurar convergencia; esta serie remuestreada representa los términos *AR*; *iii)* luego, aplicamos el Monte Carlo a la distribución residual $d_{t,k}^t$ para obtener la serie remuestreada $\{\hat{r}_{T_k^*}^S\}$ de tamaño $T_k^* = 20\,000$. Ésta representa los términos *MA*, y *iv)* finalmente, construimos la serie de la tasa de crecimiento simulada $\{r_{t,k}^*\}$ aplicando (3) a $\{r_{T_k^*}^S\}$ y $\{\hat{r}_{T_k^*}^S\}$

$$\begin{array}{ccccccccc} r_{t,k}^* & \circ_k & \overset{S}{\mathbf{r}}_{(t-p)_k} & \overset{\wedge}{\mathbf{P}}_k & (t-q)_k & \overset{\wedge}{\mathbf{Q}}_k & t \\ & & & & & & & \end{array}$$

$$\{r_{t,k}^*\} \sim d_{t,k}^*$$

El siguiente paso es construir las k CM separando $\{r_{t,k}^*\}$ en s_i , $i = 1, \dots, n$ estados no sobrepuestos.

Finalmente, se estima \mathbb{P}_k^* y π_{jk}^* para cada CM_k . Con este procedimiento obtenemos: *i)* submuestras invariantes: k series libres de puntos de rompimiento estructural; *ii)* series grandes remuestreadas: $T_k^* = 20\,000$, para todas las k ; *iii)* la propiedad de Markov; *iv)* series de crecimiento simulado que conservan las FDA de las submuestras originales: $d_{t,k}^t = d_{t,k}^{*t}$; característicamente, esto se pierde cuando se aplican sólo métodos autogeneradores; *v)* $\{r_{t,k}^*\}$ también conserva la dependencia intertemporal lineal de las $\{r_{t,k}\}$ originales; ésta por lo general se pierde cuando solamente se aplican métodos autogeneradores o Monte Carlo; estos métodos generan series de “ruido blanco”, y *vi)* los pasos anteriores aseguran que las \mathbb{P}_k^* son confiables, y aseguran la existencia y el carácter único de las π_{jk}^* .

Ahora pasamos a describir pormenorizadamente cada parte de nuestro procedimiento y lo exemplificamos con datos estadounidenses del PIB trimestral constante, base 2000, entre 1960 y 2007. La información se obtuvo de la base de datos estadísticos de la OCDE.

1. Análisis del punto de rompimiento estructural

Las pruebas para encontrar puntos de rompimiento estructural en una variable de una serie en el tiempo se realizan por lo general modelando un posible punto de rompimiento para el modelo estructural con una variable dicotómica (*dummy*) que tiene el valor 0 antes de la fractura y valor 1 después de ésta. La suma residual de los cuadrados de este modelo no restringi-

do y un modelo restringido sin punto de rompimiento se comparan usando la prueba F estándar.

Usamos la prueba Bai y Perron (1998), de ahora en adelante BP. En comparación con otras pruebas de puntos de rompimiento como CUSUM, CUSUM de cuadrados y la prueba Chow del punto de rompimiento, la BP tiene la ventaja de que identifica óptimamente el número de puntos de rompimiento y su ubicación, y usa de manera automática un algoritmo de programación dinámica.

Primero, obsérvese que ambas series $\{r_t\}$ son estacionarias (véase cuadro 1). Para encontrar los puntos de rompimiento estructural usamos *library strucchange* en el paquete de *software* estadístico *R*. En la gráfica 1 se muestra el resultado de las pruebas BP para las series mexicana y estadounidense $\{r_t\}$ entre 1961 y 2007.

CUADRO 1. *Pruebas Dickey-Fuller aumentadas (FDA)*

	<i>Estadístico t</i>	<i>Prob.</i>
<i>México</i>		
Estadística de la prueba Dickey-Fuller aumentada	3.6659	0.0054
Valores críticas de la prueba	1% 5% 10%	3.4668 2.8775 2.5753
<i>Estados Unidos</i>		
Estadística de la prueba Dickey-Fuller aumentada	3.6535	0.0057
Valores críticos de la prueba	1% 5% 10%	3.5685 2.8782 2.5757

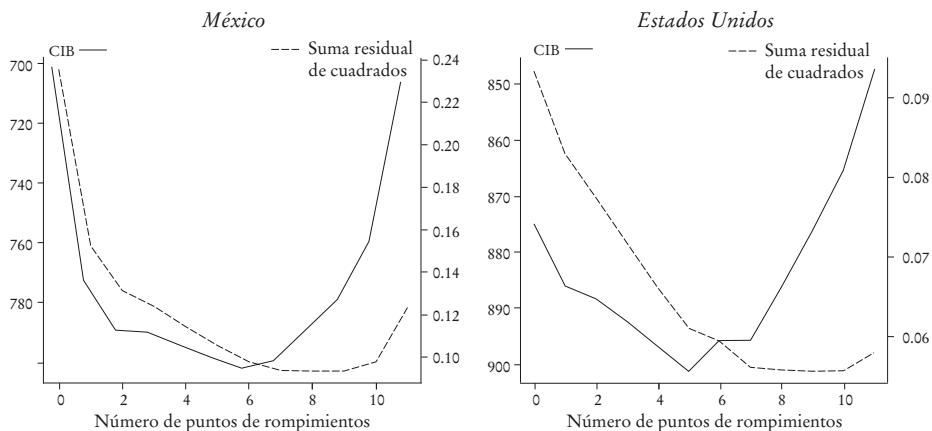
FUENTE: Estimación propia.

El criterio de información bayesiano (CIB) sugiere que hay cinco puntos de rompimiento en la serie de los Estados Unidos y seis en el caso mexicano. Analizamos un punto de rompimiento adicional para cada caso. Los puntos de rompimiento correspondientes y sus fechas se registran en cuadro 2.

La gráfica 2 presenta las series de tasas de crecimiento $\{r_t\}$ de México y los Estados Unidos, sus puntos de rompimiento estructural y los niveles medios de cada $\{r_{t_k}\}$.

El cuadro 3 muestra que las d_k^t , para todas las k , son muy diferentes: tienen distintas medias, desviaciones estándar, curtosis y sesgos, y la prueba Jarque-Bera de normalidad indica que casi toda d_k^t está distribuida normalmente. Estas características confirman la idea de múltiples puntos de rompimiento estructural.

GRÁFICA 1. *Prueba BP, México y Estados Unidos.
Tasa de crecimiento del PIB (1961-2007)*



FUENTE: Estimación propia.

CUADRO 2

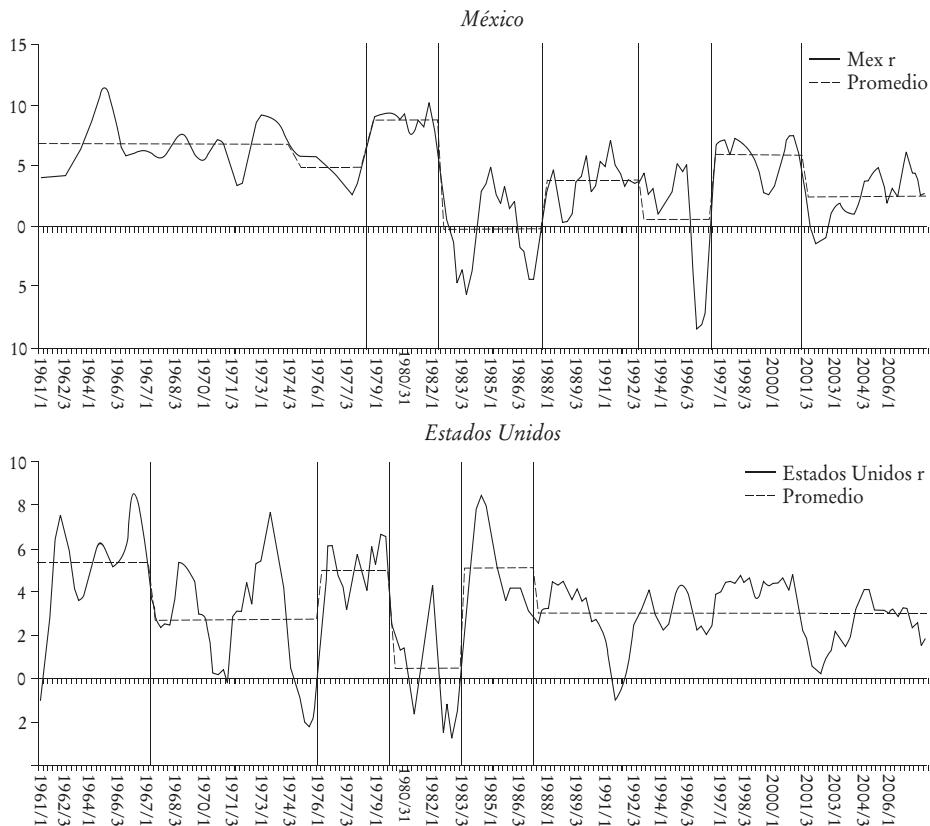
<i>México</i>			<i>Estados Unidos</i>		
	<i>Punto del dato</i>	<i>Fecha</i>		<i>Punto del dato</i>	<i>Fecha</i>
1	54	1984t2	1	24	1967t4
2	69	1978t1	2	59	1975t3
3	84	1981t4	3	74	1979t2
4	106	1987t2	4	89	1983t1
5	126	1992t2	5	104	1986t4
6	141	1996t1	6	159	2000t3
7	160	2000t4			

FUENTE: Estimación propia.

Obsérvese que un punto de rompimiento no implica forzosamente una contracción —es decir, no sólo estamos buscando recesiones nominales—, sino un cambio total de la economía. Además, la única $\{r_{tk}\}$ que no está distribuida normalmente es la que corresponde al último superperiodo de los Estados Unidos (1987t1-2007t2). Las pruebas Cramer-von Mises, la Watson y la Anderson Darling no rechazan la hipótesis nula de la distribución de valor extremo mínimo para este último subperiodo (véase cuadro 4).

Así, $d_6^{1987t1-2007t2} \sim \text{valor extremo Mín}(M = 0.0359, S = 0.0101)$? ¿Qué pudo haber producido los puntos de rompimiento? Primero, haremos hincapié en que un punto de rompimiento estructural no implica forzosamente una recesión o una contracción del PIB real. Estamos buscando hechos que ha-

GRÁFICA 2. Crecimiento y puntos de rompimiento
(Porcentaje)



FUENTE: Estimación propia.

yan cambiado el núcleo económico de México y de los Estados Unidos; esto es, que hayan modificado la estructura de sus economías. En este contexto y considerando la dependencia económica de México respecto a los Estados Unidos, empezamos la descripción con los puntos de cambio de este último país.

a) *Estados Unidos*. El primer punto de rompimiento ocurrió en el cuarto trimestre de 1967. Fue el periodo en que el presidente Lyndon B. Johnson intensificó la participación de los Estados Unidos en la Guerra de Vietnam, incrementando el número de tropas de 16 mil en 1963 a 550 mil a fines de 1968. El periodo del presidente Johnson también se caracterizó por una numerosa legislación que aumentó abruptamente el gasto del gobierno: el pro-

CUADRO 3. FDA observadas de las submuestras de México y Estados Unidos

		Méjico ^r			1974t3-1978t1			1982t1-1987t2			1987t3-1992t2			1992t3-1996t1			1996t2-2000t4			
Serie:	Muestra	1961t1-1974t3	Observaciones	54	15	15	22	20	22	20	15	15	15	19	19	19	19	19	26	
Media		0.0661		0.0475		0.0871		0.0031		0.0371		0.0054		0.0576		0.0233				
Mediana		0.0625		0.0488		0.0875		0.0012		0.0367		0.0208		0.0639		0.0229				
Máximo		0.1150		0.0654		0.1025		0.0489		0.0716		0.0522		0.0759		0.0614				
Mínimo		0.0334		0.0260		0.0732		0.0555		0.0031		0.0850		0.0263		0.0144				
Desviación estándar		0.0190		0.0120		0.0080		0.0316		0.0172		0.0472		0.0159		0.0196				
Sesgo		0.5401		0.4044		0.0974		0.1599		3.1296		1.0304		0.7872		0.2594				
Curtosis		2.9793		1.9208		2.3826		1.7014		3.1296		2.6469		2.3183		2.4759				
Jarque-Bera		2.6260		1.1367		0.2619		1.6396		0.4667		2.6321		2.3392		0.5903				
Probabilidad		0.2690		0.5664		0.8773		0.4405		0.7919		0.2551		0.3119		0.7444				
		Estados Unidos ^r			1961t1-1967t4			1968t1-1975t3			1975t4-1979t2			1979t3-1983t1			1983t2-1986t4			
Serie:	Muestra	1961t1-1967t4	Observaciones	28	31	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	82
Media		0.0487		0.0274		0.0492		0.0044		0.0044		0.0506		0.0298						
Mediana		0.0533		0.0306		0.0503		0.0118		0.0118		0.0423		0.0320						
Máximo		0.0851		0.0769		0.0669		0.0435		0.0435		0.0849		0.0485						
Mínimo		0.0104		0.0226		0.0254		0.0271		0.0271		0.0284		0.0100						
Desviación estándar		0.0222		0.0273		0.0137		0.0207		0.0207		0.0188		0.0134						
Sesgo		0.5677		0.1912		0.4482		0.0939		0.6390		3.3046		3.3046						
Curtosis		3.1727		2.0242		2.0149		2.0780		2.0071		3.3046								
Jarque-Bera		1.5386		1.4187		1.1086		0.5534		1.6369		10.6040								
Probabilidad		0.4633		0.4920		0.5745		0.7583		0.4411		0.0047								

FUENTE: Estimación propia.

CUADRO 4

Método	Valor	Valor adj.	Probabilidad
Cramer-von Mises	0.08202	0.0838	[0.1, 0.25)
Watson	0.08153	0.08333	[0.1, 0.25)
Anderson-Darling	0.57211	0.5847	[0.1, 0.25)

FUENTE: Estimación propia.

grama de la Gran Sociedad, que incluyó ayuda a la educación, combate a las enfermedades, la fundación de Medicare y de Medicaid, renovación, mejoras y conservación urbanas, desarrollo de regiones deprimidas, un combate en gran escala a la pobreza, control y prevención del crimen, y eliminación de obstáculos al derecho de votar. A juzgar por el cambio hacia abajo de 44% en la tasa promedio real de crecimiento de los Estados Unidos, la política de Johnson tuvo un efecto negativo en la economía.

El segundo punto de rompimiento se presentó en el tercer trimestre de 1975. Después de la renuncia del presidente Richard Nixon el 9 de agosto de 1974, la principal preocupación del gobierno del presidente Ford fue enfrentar la inflación que estaba aumentando. El foco de la economía empezó a cambiar a medida que el país caía en una pequeña recesión. En marzo de 1975 el Congreso aprobó y Ford firmó una ley de reducciones del impuesto sobre el ingreso como parte de la Ley de Reducción de impuestos de 1975 para fortalecer la economía. El resultado fue que la tasa de crecimiento real del PIB aumentó 78 por ciento.

El tercer punto de rompimiento estructural fue en el segundo trimestre de 1979. El periodo está caracterizado particularmente por la segunda crisis energética en los Estados Unidos. Sin embargo, durante el gobierno del presidente Carter, la economía estadunidense sufrió una inflación de dos dígitos, a la que se aunaron tasas de interés muy altas, escasez de petróleo, un desempleo alto y un lento crecimiento económico. El aumento de la productividad en los Estados Unidos había disminuido a una tasa anual promedio de 1%, en comparación con 3.2% en los años sesenta. Se tuvo además un déficit creciente en el presupuesto federal que aumentó a 66 mil millones de dólares. En general, se describe a los años setenta como un periodo de estanflación. La tasa de crecimiento promedio del PIB real disminuyó 91% a sólo 0.44%, como puede verse en el cuadro 3.

El cuarto cambio en el primer trimestre de 1983 es más notorio por el final de la estanflación en los Estados Unidos. Los problemas de inflación que empezaron durante el periodo de Johnson se aceleraron durante el go-

bierno de Carter. En este contexto, y con la presión para tranquilizar al mercado, el presidente Carter nombró a Paul Volcker presidente de la Reserva Federal. Volcker siguió una política monetaria restrictiva para disminuir la inflación, pues consideró que esa era su responsabilidad. Con la guía de Volcker, la Reserva Federal aumentó la tasa de descuento de 10% en agosto de 1979 a 12% en menos de dos meses. La tasa básica de interés bancario (*prime rate*) llegó a 21.5% en diciembre de 1980, la tasa más alta en la historia de los Estados Unidos con cualquier Presidente. Las altas tasas de interés conducirían a una gran recesión en 1982. Durante ese año, la economía estadounidense se contrajo 7% en términos reales. El crecimiento empezó durante el primer trimestre de 1983. El periodo del primer trimestre de 1983 al cuarto de 1984 muestra la mayor tasa de crecimiento anual del PIB real en la historia reciente de los Estados Unidos.

El último punto de rompimiento ocurrió en el cuarto trimestre de 1986. Varios hechos importantes caracterizaron ese año: *i*) la desintegración del trasbordador espacial Challenger el 28 de enero de 1986; *ii*) a principios de abril de 1986, después de que una bomba explotó en una discoteca de Berlín y después de declarar que había “pruebas irrefutables” de que Libia había dirigido el atentado terrorista, Reagan autorizó el uso de la fuerza contra ese país; *iii*) el 27 de octubre de 1986, Reagan firmó una ley sobre las drogas que presupuestaba 1 700 millones de dólares para financiar el combate a las drogas y especificaba una sanción mínima obligatoria por los delitos relacionados con las drogas; *iv*) Reagan firmó la Ley de Reforma y Control de la Inmigración (IRCA por sus siglas en inglés). La ley ilegalizaba la contratación o empleo de inmigrantes indocumentados cuando se conocía la condición de éstos, exigía que los patrones comprobaran la condición migratoria de sus trabajadores y le concedió amnistía a cerca de 3 millones de inmigrantes indocumentados que habían ingresado a los Estados Unidos antes del 1 de enero de 1982, y que hubieran vivido en el país continuamente; *v*) también en ese año, el escándalo de los Contras-Irán sacudió al gobierno; *vi*) por último, pero quizás más significativamente, el periodo estructural que empezó el cuarto trimestre de 1986 y que dura hasta la fecha en que se escribe este artículo está caracterizado sobre todo por el final de la Guerra Fría y el predominio de los Estados Unidos como único líder geopolítico en el mundo. En comparación con el periodo anterior, la tasa de crecimiento promedio anual del PIB se redujo 41% (a sólo 2.98%) en los Estados Unidos.

b) *México*. En el periodo anterior al segundo trimestre de 1974, la econo-

mía mexicana estaba creciendo a una tasa real anual de 6.61%, y después de esa fecha cayó 29% a sólo 4.75% al año. Este cambio parece haber sido inducido por el gasto excesivo del gobierno: en 1979 hubo un repentino incremento en los precios del petróleo; esto, junto con la posibilidad de nuevos yacimientos petroleros en la bahía de Campeche llevó a que el presidente Luis Echeverría gastara irresponsablemente. La economía mexicana padeció una inflación en aumento, devaluaciones violentas (el peso pasó de 12.50 pesos por dólar en 1954 a 20 pesos a fines de 1976) y la deuda externa del país aumentó aceleradamente de 6 mil millones de dólares en 1970 a 20 mil millones en 1976.

El segundo punto de rompimiento ocurrió en el primer trimestre de 1978. Los mayores ingresos petroleros hicieron posible que el presidente López-Portillo continuara la política fiscal expansionista de su predecesor y amigo. La expansión se financió parcialmente con más préstamos en el exterior entre 1978 y 1981, la economía creció más de 8% anual impulsada por el gasto del gobierno en energía, transporte e industrias básicas.

El tercer cambio fue en el cuarto trimestre de 1981. Las políticas macroeconómicas de los años setenta dejaron a México muy vulnerable a las condiciones externas. Éstas se tornaron rápidamente desfavorables al país en 1981 y produjeron la peor recesión desde el decenio de los treinta del siglo pasado. A mediados de 1981, todavía durante el gobierno de López-Portillo, México enfrentó la disminución en los precios del petróleo, altas tasas de interés mundiales, una creciente inflación, un peso crónicamente sobrevaluado y un deterioro en la balanza de pagos que motivaron salidas masivas de capital. Este desequilibrio, junto con la virtual desaparición de las reservas internacionales de México, obligaría al gobierno a devaluar el peso en tres ocasiones durante 1982.

A fines de 1982 el Presidente entrante, Miguel de la Madrid, adoptó una estrategia de estabilización que impuso altos costos sociales: el ingreso real disponible *per capita* disminuyó 5% cada año entre 1983 y 1988. El alto desempleo y subempleo, en particular en las regiones rurales, propiciaron la migración a la ciudad de México y a los Estados Unidos. El pésimo gobierno de los años setenta hizo que la economía real mexicana se contrajera 0.31% en promedio, cada año, entre el primer trimestre de 1982 y el segundo de 1987.

El siguiente cambio estructural se presentó en el segundo de 1987; para entonces, la inflación estaba empezando a ser controlada, se había logrado

disciplina fiscal y monetaria, se completó el ajuste de precios relativos, se realizaron reformas estructurales en el comercio exterior y en la administración del sector público, y se establecieron las precondiciones para la recuperación. Estas acciones positivas fueron inadecuadas para atraer inversión extranjera y hacer que retornaran los capitales en cantidades suficientes para una recuperación sostenida. No obstante, sí lograron que la economía pasara de la contracción promedio al crecimiento. El periodo que empieza durante el gobierno del presidente De la Madrid y continúa con el presidente Salinas de Gortari (tercer trimestre de 1987-segundo trimestre de 1992) tuvo una tasa de crecimiento del PIB real de 3.75% al año.

El quinto punto de fractura ocurrió en el segundo trimestre de 1992, cuando la economía se estancó: el periodo del tercer trimestre de 1992-primer semestre de 1996 tuvo una tasa promedio de crecimiento real de 0.54%. Ahora, la correlación entre las economías mexicana y estadunidense pasó de 46.86% durante el subperiodo estructural anterior a 73.42% en éste (29.81% en el primer trimestre de 1982-segundo trimestre de 1987), y la economía de los Estados Unidos pasó por su punto más bajo precisamente en ese periodo, como se observa en la gráfica 2; de modo que ese periodo de una tasa de crecimiento real bajo puede haber sido la primera disminución del crecimiento inducida externamente. Otra explicación o razón de este estancamiento puede ser que, según Cortés (2006), el ingreso de los hogares medios disminuyó precisamente en 1992 y no se ha recuperado desde entonces.

En el párrafo anterior explicamos brevemente los dos puntos de rompimiento. Resumiendo, el punto de fractura del primer trimestre de 1996 puede atribuirse al TLCAN, y la fractura estructural del cuarto trimestre de 2000 a la terminación de la inercia de este tratado, así como a la falta de reformas económicas a causa de las disputas políticas.

2. Remuestreo

Una vez que hemos encontrado los puntos de rompimiento estructurales debemos ampliar el tamaño de cada subserie. Como se dijo líneas arriba, para ampliar nuestras subseries a $T_k^* = 20\,000$ para todas las k , primero identificamos la estructura ARIMA(p, i, q) de las submuestras k . Las $\{r_{t_k}\}$ de México y de los Estados Unidos son estacionarias, de modo que $i = 0$. Seleccionamos los órdenes p, q usando una búsqueda automática en R que minimiza el problema:

$$\min_{w.r.t. \quad p_k, q_k} CIA(ARIMA(p_k, 0, q_k)) \quad (4)$$

CIA es el criterio de información Akaike. Esta da los resultados presentados en el cuadro 5.

CUADRO 5. *Estructuras ARMA(p, q) identificadas*

México			Estados Unidos		
<i>k</i>	Muestra	Modelo	<i>k</i>	Muestra	Modelo
1	1961t1-1974t3	ARMA(13,1)	1	1961t1-1967t4	ARMA(1,4)
2	1974t3-1978t1	ARMA(1,7)	2	1968t1-1975t3	ARMA(1,15)
3	1978t2-1981t4	ARMA(05,11)	3	1975t4-1979t2	ARMA(1,7)
4	1982t1-1987t2	ARMA(1,12)	4	1979t3-1983t1	ARMA(1,2)
5	1987t3-1992t2	ARMA(1,14)	5	1983t2-1986t4	ARMA(1,8)
6	1992t3-1996t1	ARMA(1,4)	6	1987t1-2007t2	ARMA(1,4)
7	1996t2-2000t4	ARMA(1,5)			
8	2001t1-2007t2	ARMA(1,12)			

FUENTE: Estimación propia.

Las funciones de distribución acumulativas residuales son todas prácticamente normales con coeficientes:

CUADRO 6. *FDA residuales*

<i>k</i>	Muestra	Coeficientes (,)	Jarque-Bera valor <i>p</i>
<i>México</i>			
1	1961t1-1974t3	(0.0001, 0.0044)	0.2275
2	1974t3-1978t1	(-0.0002, 0.0056)	0.6920
3	1978t2-1981t4	(0.0011, 0.0036)	0.9819
4	1982t1-1987t2	(-0.0011, 0.0112)	0.9001
5	1987t3-1992t2	(0.0004, 0.0040)	0.0137
6	1992t3-1996t1	(0.0027, 0.0219)	0.5089
7	1996t2-2000t4	(0.0006, 0.0066)	0.7649
8	2001t1-2007t2	(-0.0006, 0.0076)	0.7260
<i>Estados Unidos</i>			
1	1961t1-1967t4	(0.0019, 0.0069)	0.9948
2	1968t1-1975t3	(-3.9e05, 0.0082)	0.9333
3	1975t4-1979t2	(0.0020, 0.0111)	0.7534
4	1979t3-1983t1	(-0.0018, 0.0124)	0.2372
5	1983t2-1986t4	(0.0002, 0.0032)	0.0773
6	1987t1-2007t2	(0.0005, 0.0052)	0.4193

FUENTE: Estimación propia.

Finalmente, para las submuestras k de cada país, generamos $T_k^* = 20\,000$ números distribuidos como en el cuadro 3 (los términos AR), y el mismo número de observaciones distribuidas como se muestran en el cuadro 6 (las MA), y luego imponemos las estructuras ARMA(p, q) identificadas en el cuadro 5 en ambas series simuladas. El resultado es la serie $\{r_{t_k}^*\}$ para todas las k , en cada país con el tamaño, estructura intertemporal y distribuciones deseadas que podemos usar para estudiar sus propiedades de la cadena de Markov. Esto es, el procedimiento descrito en esta sección efectivamente nos lleva de una serie temporal de una dimensión pequeña a otra de mayor dimensión, corrige por los puntos de rompimiento estructural, conserva las características estadísticas principales de las muestras de tamaño pequeño: las FDA y la dependencia lineal intertemporal, a la vez que obtiene homogeneidad de tiempo.

3. Las CM y los resultados de nuestro procedimiento

Una vez que hemos obtenido series de gran tamaño, con homogeneidad de tiempo, construiremos ahora nuestras cadenas de Markov y responderemos a las preguntas que hicimos en la Introducción. Primero, con el fin de elaborar nuestras cadenas de Markov, discontinuamos $\{r_{t_k}^*\}$ en $i = 7$ estados no sobrepuestos s_i :

	0	si $r \leq 0\%$
	0	si $0\% < r \leq 1\%$
	1	si $1\% < r \leq 2\%$
s	2	si $2\% < r \leq 3\%$
	3	si $3\% < r \leq 4\%$
	4	si $4\% < r \leq 5\%$
	5	si $r > 5\%$

Usamos $i = 7$ porque creemos que al hacerlo así la muestra observada se divide aproximadamente en categorías iguales. Después, se dice que una observación de nuestra CM se encuentra en el estado s_{ij} si dos r_t consecutivas están en esa celda particular i, j . Por ejemplo, si $r_{t-1} = 1$ y $r_t = 5$, entonces $s_{15} = 1$. En general,

$$s_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{si } r_{t-1} = i \text{ y } r_t = j, \text{ para todas las } i, j \text{ y } t; \\ 0 & \text{de otra manera} \end{cases}$$

Ejemplificamos el procedimiento en el cuadro 7, que muestra a la matriz de cuenta, a la matriz de transición asociada (\mathbb{P}_k^*) y a la distribución estacionaria (π_k^*) de la primera submuestra de los Estados Unidos ($k = 1$).

CUADRO 7. *Matriz de cuenta, matriz de transición (\mathbb{P}_1^*) y distribución estacionaria ($\pi_{j_1}^*$) de Estados Unidos*

i, j	0	0	1	2	3	4	5	Total
0	8	21	30	47	63	78	160	407
0	13	17	56	79	125	138	305	733
1	36	34	106	186	242	238	599	1 441
2	33	76	174	295	391	433	976	2 378
3	58	116	215	388	512	554	1 363	3 206
4	79	149	246	398	568	597	1 475	3 512
5+	180	320	614	985	1 305	1 474	3 444	8 323
Total	407	733	1 441	2 378	3 206	3 512	8 323	20 000
i, j	0	0	1	2	3	4	5+	
0	2%	5%	7%	12%	15%	19%	39%	
0	2%	2%	8%	11%	17%	19%	42%	
1	2%	2%	7%	13%	17%	17%	42%	
\mathbb{P}_k^*	2	1%	3%	7%	12%	16%	18%	41%
3	2%	4%	7%	12%	16%	17%	43%	
4	2%	4%	7%	11%	16%	17%	42%	
5	2%	4%	7%	12%	16%	18%	41%	
j	0	0	1	2	3	4	5	
$\pi_{j_k}^*$	2%	4%	7%	12%	16%	18%	42%	

FUENTE: Estimaciones propias.

La matriz de cuenta sencillamente obtiene el número de veces que la CM pasó del estado i al estado j en el país en un determinado periodo; \mathbb{P}_1^* se obtiene dividiendo cada celda i, j en la matriz de cuenta entre el total de la fila correspondiente. Las celdas en \mathbb{P}_1^* indican la probabilidad de que la CM pasó del estado i al estado j en el periodo del primer trimestre de 1961 al cuarto trimestre de 1967 en los Estados Unidos. Finalmente, $\pi_{j_1}^*$ es la distribución estacionaria. Muestra las probabilidades a largo plazo o estructurales de crecimiento de la economía. Por ejemplo, la probabilidad estructural de que los Estados Unidos creciera más o igual a 3% al año en el periodo del primer trimestre de 1961 al cuarto de 1967 era $\pi_{3\%}^* = 16\% = 18\% = 42\% = 76\%$. Análogamente, la probabilidad de observar una contracción real de la economía era de sólo $\pi_{0\%}^* = 2\%$, y el momento esperado de retorno a una contracción real era $M_0 = (\pi_{0\%}^*)^{-1} = 2\%^{-1} = 50$ trimestres, o 12.5 años.

El cuadro 8 presenta las distribuciones estacionarias y el tiempo esperado de retorno a una contracción real de México y los Estados Unidos para cada k . Empezamos con una explicación para los Estados Unidos. Recuérdese que el primer punto de rompimiento estructural fue inducido por el alto

CUADRO 8. \hat{j}_k^* y $M_{<0}$ de México y Estados Unidos (primer trimestre de 1961-cuarto trimestre de 2007)

(Porcentaje)

<i>k) periodo</i>	\hat{j}_k^*/j	< 0	0	1	2	3	4	5+	$M_{<0}$
<i>México</i>									
1) 1961t1-1974t3	\hat{j}_1^*	0	0	0	2	5	12	81	6 666
2) 1974t3-1978t1	\hat{j}_2^*	0	0	1	5	19	34	42	
3) 1978t2-1981t4	\hat{j}_3^*	0	0	0	0	0	0	100	
4) 1982t1-1987t2	\hat{j}_4^*	55	16	13	8	5	2	1	2
5) 1987t3-1992t2	\hat{j}_5^*	1	2	8	18	26	24	22	198
6) 1992t3-1996t1	\hat{j}_6^*	33	7	7	7	7	7	32	3
7) 1996t2-2000t4	\hat{j}_7^*	0.05	0	2	5	13	21	60	2 000
8) 2001t1-2007t2	\hat{j}_8^*	12	13	18	20	17	11	9	8
<i>Estados Unidos</i>									
1) 1961t1-1967t4	\hat{j}_1^*	4	3	6	8	11	13	55	27
2) 1968t1-1975t3	\hat{j}_2^*	30	6	7	8	7	7	34	3
3) 1975t4-1979t2	\hat{j}_3^*	0	0	0	1	8	32	59	
4) 1979t3-1983t1	\hat{j}_4^*	42	19	17	12	7	3	1	2
5) 1983t2-1986t4	\hat{j}_5^*	0	1	4	10	17	21	46	312
6) 1987t1-2007t2	\hat{j}_6^*	3	5	13	25	32	19	3	30

FUENTE: Estimación propia.

gasto social del gobierno. El efecto en la economía fue una contracción de la probabilidad de crecer 3%: de $^{*3\%_1}$ 79% en $k = 1$ a $^{*3\%_2}$ 48% en $k = 2$, y una aceleración del tiempo esperado de retorno a una contracción real, $M_{<0}$, de cada 6.75 años a cada 0.75 años. El segundo punto de rompimiento parece haber sido inducido por una ley de reducción de impuestos que hizo que $^{*3\%_3}$ aumentara a 99% y extendió $M_{<0}$ indefinidamente.

El tercer punto de cambio está relacionado con la segunda crisis energética en los Estados Unidos, generalmente identificada con el episodio de estanflación en ese país, y tuvo una $^{*3\%_4}$ de sólo 11% (más baja que la de todos los otros períodos), y se esperaba una contracción real cada medio año. Después, el combate a la inflación que emprendió el presidente de la Reserva Federal, Volcker, tuvo un efecto positivo, pues no sólo eliminó su amenaza, sino que además logró que el núcleo de la economía cambiara a

una situación de crecimiento real alto (el cuarto cambio). El periodo $k = 5$ tuvo una $\hat{\sigma}_{3\%_5}$ de 84% y una M_0 de 78 años.

El último cambio estructural, que empezó con el derrumbe de la Unión Soviética y el surgimiento de los Estados Unidos como la única potencia mundial, observó una disminución de $\hat{\sigma}_{3\%_6}$ a 54% en los Estados Unidos y una aceleración de M_0 a cada 7.5 años. Ese periodo, que llega hasta la fecha en que este artículo se escribe, es interesante porque en 2008 todos estaban esperando una recesión en los Estados Unidos como consecuencia de la crisis de las hipotecas riesgosas, pero no se presentó. Obsérvese que la probabilidad de una contracción real en los Estados Unidos en el presente es de sólo $\hat{\sigma}_{0\%_6}$ 3%. Sin embargo, si hay una recesión en 2008, el tiempo promedio entre las recesiones de 1990-1991, de 2001 y de 2008 sería de 8 años o 32 trimestres (39 trimestres entre las primeras dos recesiones y 25 entre las dos últimas, suponiendo que empezó una recesión en el primer trimestre de 2008). Si hubiera empezado una recesión en el primer trimestre de 2007 entonces M_0 sería exactamente igual a 30 trimestres, según nuestra estimación. Esta observación también es de interés porque ni siquiera estamos usando tasas de crecimiento nominal trimestrales —la definición más común de una recesión es que ya se presentó cuando hay dos trimestres consecutivos con tasas de crecimiento nominal negativas—, sino rendimientos económicos anuales y reales.

Respecto al caso de México, los primeros dos cambios no parecen haber modificado la economía significativamente: $\hat{\sigma}_{3\%_1}$, $\hat{\sigma}_{3\%_2}$ y $\hat{\sigma}_{3\%_3}$ fueron 98, 95 y 100%, respectivamente, y M_0 siguió extremadamente alta en las tres: en $k = 2$ y 3. Las distribuciones de la tasa de crecimiento real estacionarias cambian, pero no abruptamente. No obstante, el tercer punto de rompimiento estructural, el inicio de la crisis durante el periodo de López Portillo (precios del petróleo en disminución, inflación en aumento, altas tasas de interés internacional), fue un punto de cambio extremadamente violento para la economía mexicana: $\hat{\sigma}_{3\%_4}$ cayó de 92% en el subperiodo anterior a sólo 8%, la probabilidad de una contracción real aumentó a $\hat{\sigma}_{0\%_4}$ 55% y M_0 fue de medio año.

El programa de estabilización del presidente De la Madrid combinado con las políticas económicas del presidente Salinas parecen haber producido un punto de cambio positivo en la economía, que tuvo una $\hat{\sigma}_{3\%_5}$ 72% durante $k = 5$ y una M_0 de 49.5 años.

El periodo $k = 6$ comprende la crisis de 1994-1995 en México, pero no

CUADRO 9 Distribuciones de la CM observadas
(Porcentaje)

<i>k) periodo</i>	<i>j_k/j</i>	0	0	1	2	3	4	5	<i>M₀</i>
<i>México</i>									
1) 1961t1-1974t3	<i>j₁</i>	0	0	0	0	8	9	83	
2) 1974t3-1978t1	<i>j₂</i>	0	0	0	7	21	29	43	
3) 1978t2-1981t4	<i>j₃</i>	0	0	0	0	0	0	100	
4) 1982t1-1987t2	<i>j₄</i>	52	5	14	14	10	5	0	2
5) 1987t3-1992t2	<i>j₅</i>	0	11	5	5	37	21	21	
6) 1992t3-1996t1	<i>j₆</i>	27	20	7	20	7	7	13	4
7) 1996t2-2000t4	<i>j₇</i>	0	5	0	11	5	16	63	
8) 2001t1-2007t2	<i>j₈</i>	12	12	23	15	15	19	4	9
<i>Estados Unidos</i>									
1) 1961t1-1967t4	<i>j₁</i>	0	0	4	4	9	13	70	
2) 1968t1-1975t3	<i>j₂</i>	20	17	0	13	10	17	23	5
3) 1975t4-1979t2	<i>j₃</i>	0	0	0	7	7	29	57	
4) 1979t3-1983t1	<i>j₄</i>	50	0	36	7	0	7	0	2
5) 1983t2-1986t4	<i>j₅</i>	0	0	0	7	21	29	43	
6) 1987t1-2007t2	<i>j₆</i>	4	5	12	21	28	30	0	27

FUENTE: Estimaciones propias.

CUADRO 10. Conclusiones de las dos pruebas de muestreo KS

<i>k) periodo</i>	<i>D</i>	<i>Valor p</i>	<i>Conclusión</i>
<i>México</i>			
1) 1961t1-1974t3	0.022	0.997	No rechaza H_0
2) 1974t3-1978t1	0.054	0.983	No rechaza H_0
3) 1978t2-1981t4	0.000	1	No rechaza H_0
4) 1982t1-1987t2	0.109	0.919	No rechaza H_0
5) 1987t3-1992t2	0.128	0.836	No rechaza H_0
6) 1992t3-1996t1	0.182	0.713	No rechaza H_0
7) 1996t2-2000t4	0.073	0.966	No rechaza H_0
<i>Estados Unidos</i>			
1) 1961t1-1967t4	0.039	0.956	No rechaza H_0
2) 1968t1-1975t3	0.109	0.854	No rechaza H_0
3) 1975t4-1979t2	0.038	0.817	No rechaza H_0
4) 1979t3-1983t1	0.191	0.713	No rechaza H_0
5) 1983t2-1986t4	0.044	0.989	No rechaza H_0
6) 1987t1-2007t2	0.036	0.989	No rechaza H_0

empieza con ella; en realidad $k = 6$ empezó en el segundo trimestre de 1992. Según la opinión de Cortés (2006), el ingreso promedio de los hogares disminuyó en 1992 y no se ha vuelto a recuperar. Esto puede proporcionar la explicación para el periodo de estancamiento económico que precedió a la crisis: las probabilidades de crecimiento real y de contracción real son ${}^*_{3\%_6} 46\%$ y ${}^*_{0\%_6} 33\%$, y M_0 cada 0.75 años. Como se dijo líneas arriba, otra posible explicación fue la creciente relación entre las economías mexicana y estadunidense (correlación de 73.42%) y el hecho de que los Estados Unidos pasaba por un prolongado descenso precisamente en 1991. Por supuesto, estas dos observaciones también podrían estar relacionadas, pero se requiere estudios adicionales. El subperiodo $k = 7$ fue generado por el TLCAN, el fin de la crisis y el responsable gobierno del presidente Ernesto Zedillo: ${}^*_{3\%_7} 94\%$ y M_0 500 años.

El subperiodo final, $k = 8$, está caracterizado por la incapacidad de todo el gobierno mexicano, federal y legislativo, para aprobar reformas estructurales que hagan que la economía inicie un crecimiento alto. El impulso positivo del comercio mundial parece estar agotándose lo que se refleja en una débil ${}^*_{3\%_8} 37\%$ y una M_0 de 8 o cada dos años. México está atrapado en una trampa de ingreso medio.

4. Exactitud de nuestro método

Finalmente, queremos determinar la exactitud de nuestro método, y para hacerlo aplicamos dos pruebas de muestras Kolmogorov-Smirnov (KS) para comparar nuestra \hat{p}_{j_k} con sus equivalentes observados. El cuadro 9 presenta las distribuciones observadas (p_{j_k}) para todas las k (el análogo no estacionario de las \hat{p}_{j_k} del cuadro 8).

Ahora sometemos a prueba la siguiente hipótesis nula:

$$H_0: \hat{p}_{j_k} = p_{j_k}$$

La otra hipótesis es $H_1: \hat{p}_{j_k} \neq p_{j_k}$. El cuadro 10 presenta las estadísticas de la prueba KS, D; los valores p de confiabilidad estadística de 95%, y las conclusiones de nuestras pruebas.

Con base en el cuadro 10, con 95% de confianza no rechazamos la hipótesis nula de que nuestras distribuciones estimadas de la CM proporcionan una buena representación de los datos reales, con la característica adicional de que nuestras estimaciones de las \hat{p}_{j_k} son distribuciones estacionarias con

todas las propiedades estadísticas deseadas, mientras que las $p_{j,k}$ no lo son: el tamaño es un gran problema.

CONCLUSIONES

Como se mencionó en la Introducción, presentamos un procedimiento que nos permite llegar a conclusiones fidedignas a partir de nuestro análisis CM de las series de las tasas de crecimiento del PIB. El procedimiento puede resumirse como sigue:

- i) Identificar los puntos de rompimiento estructural en $\{r_t\}$; usamos la prueba Bai-Perron;
- ii) Expandir cada subserie; para hacerlo así: a) identificar la estructura Box-Jenkins, ARIMA(p, i, q), de cada subserie; b) remuestrear de $\{r_t\}$ de las FDA para obtener $T_k^* = 20\,000$, para todos los términos k , AR; c) después, remuestrear a partir de la distribución residual para obtener los términos T_k^* MA; d) finalmente, elaborar las series $\{r_{t,k}^*\}$ de tasa de crecimiento simuladas, aplicando (3) a las dos series remuestreadas anteriores; este “procedimiento de expansión permite conservar las FDA y las estructuras de dependencia lineal intertemporales;
- iii) Construir las CM para cada subserie expandida, y
- iv) Estimar las matrices de probabilidad de transición, \mathbb{P} , las distribuciones estacionarias – los tiempos de retorno promedio esperado a los estados de interés, M_j, \dots

Nuestro procedimiento completo permite obtener series invariantes, gran tamaño y la propiedad de Markov, por lo que las \mathbb{P} son confiables y las existen y son únicas. Aplicando esta metodología a los datos de la tasa de crecimiento anual del PIB de los Estados Unidos y de México de 1961 a 2007, informamos de las distribuciones estacionarias y del tiempo promedio esperado de retorno a la contracción para cada subperiodo por el que han pasado los dos países.

En nuestra opinión, otros productos colaterales de nuestro análisis son: i) definiciones precisas de las trampas de ingreso medio y de ingreso bajo; ii) un método que proporciona una base para la evaluación de las políticas económicas, y iii) una manera de cuantificar o medir los ciclos económicos.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Bai, Jushan, y Pierre Perron (1998), "Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes", *Econometrica*, 66(1), pp. 47-78.
- Banco Mundial (2007), "East Asia & Pacific Update", abril (<http://siteresources.worldbank.org/INTEAPHALFYEARLYUPDATE/Resources/550192-1175629375615/EAP-Update-April2007-fullreport.pdf>).
- Bulli, Sandra (2001), "Distribution Dynamics and Cross-Country Convergence: A New Approach", *Scottish Journal of Political Economy*, 48(2), pp. 226-243.
- Cortés, Fernando (2006), "Desigualdad en la distribución del ingreso y pobreza. México 1992 a 2005", México, Centro de Estudios Sociológicos, El Colegio de México (<http://www.ipea.gov.br/sites/000/2/noticias/Brasilia\Nov.2006.ppt>).
- Dyckman, Thomas R., y H. O. Stekler (1966), "Probabilistic Turning Point Forecasts", *The Review of Economics and Statistics*, 48(3), pp. 288-295.
- Estrella, Arturo, y Frederic S. Mishkin (1998), "Predicting U.S. Recessions: Financial Variables as Leading Indicators", *The Review of Economics and Statistics*, 80(1), pp. 45-61.
- Hernández-Lerma, Onésimo, y Jean B. Lasserre (2003), *Markov Chains and Invariant Probabilities*, Basilea, Birkhauser.
- Lawler, Gregory F. (2006), *Introduction to Stochastic Processes*, segunda edición, Nueva York, Champan & Hall/CRC.
- Le Gallo, J. (2001), "Space-Time Analysis of GDP Disparities Among European Regions: A Markov Chains Approach", Universidad de Borgoña LATEC UMR- CNRS 5118.
- Ponzio, Salvatore (2004), "Growth and Markov Chains: An Application to Italian Provinces", Centro di Ricerca Interuniversitario sullo Stato Sociale, Reunión 2004 (<http://www.unisi.it/criss/download/meeting2004/papers/ponzio.pdf>).
- Quah, Danny (1993), "Empirical Cross-Section Dynamics in Economic Growth", *European Economic Review*, 37, pp. 426-434.
- (1997), "Empirics for Growth and Distribution: Polarization, Stratification, and Convergence Clubs", *Journal of Economic Growth*, 2(1), pp.27-59.
- Ross, Sheldon M. (2007), *Introduction to Probability Models*, novena edición, Nueva York, Academic Press.
- Stock, James H., y Mark W. Watson (1989), "New Indexes of Coincident and Leading Economic Indicators", *NBER Macroeconomics Annual*, 4, pp. 351-394.