

## CRECIMIENTO Y LIBERALIZACIÓN ECONÓMICA: UN ANÁLISIS DE SERIES DE TIEMPO PARA MÉXICO

Fausto Hernández Trillo\*  
*Universidad de las Américas-Puebla*

*Resumen:* Este ensayo presenta una metodología para medir los efectos de la liberalización y desregulación económicas sobre el crecimiento de largo plazo mexicano. Esta metodología permite determinar si ha habido un cambio permanente en la tasa de crecimiento. Los resultados obtenidos indican que el aumento en el crecimiento de México ha sido de carácter transitorio y que ha habido un cambio de nivel mas no de tasa. Lo anterior sugiere que la tecnología y la productividad del trabajo no han variado sustancialmente y que, por tanto, el crecimiento se explica por la utilización de capacidad instalada ociosa. Sin embargo, como los cambios tecnológicos tardan en aflorar, estos resultados deben ser considerados como preliminares.

*Abstract:* This paper presents a methodology to measure the effects of economic liberalization and deregulation on the Mexican economic growth in the long-run. The methodology can determine whether there has been a permanent change in the rate of growth. The results show that the increase in the Mexican case has been transitory and that there has been a change in the level of growth rather than in the rate. This suggests that technology and labor productivity have not changed substantially, and hence that the growth is explained by the use of idle capacity. However, since it takes time for technological changes to appear, these results have to be taken as preliminary.

\* El autor agradece valiosos comentarios a Rogelio Arellano, Gonzalo Castañeda, Luis Catao, Alejandro Villagómez y los participantes de los seminarios de la UDLA-Puebla y el CIDE. Cualquier error es mi responsabilidad.

## 1. Introducción

Hablar de desaceleración económica nos conlleva a hablar de crecimiento económico. Este tema ha sido abordado de distintas maneras de acuerdo al tipo de país en estudio. En particular, es de llamar la atención que cuando la literatura habla de crecimiento económico –o desaceleración económica– de un país industrializado (como los Estados Unidos, Japón, Alemania, etc.), la mayoría de los trabajos desembocan en la teoría del crecimiento endógeno<sup>1</sup> iniciada por Domar (1946) y Kaldor (1961) y, posteriormente, continuada por Solow (1956).<sup>2</sup> Sin embargo, cuando se estudia el problema de crecimiento económico –o desaceleración económica– en un país subdesarrollado, generalmente el problema se aborda desde el punto de vista de políticas económicas, es decir, se hace un análisis de si determinada política de estabilización fue expansiva o recesiva, o de si determinada política comercial causó o no crecimiento. En raras ocasiones el análisis desemboca en la teoría endógena del crecimiento.

La razón de esto es hasta cierto punto comprensible, ya que los países industrializados tienen niveles muy bajos de distorsiones en la estructura económica. No sucede lo mismo en los países subdesarrollados en los cuales existen un buen número de distorsiones tanto a nivel macro como a nivel micro. Por ello, la mayor parte de las veces, la simple corrección de dichas distorsiones provoca crecimiento económico.

Pero, ¿qué pasa cuando las distorsiones han sido corregidas y el ajuste en el crecimiento económico se ha completado? Cuando esto ha sucedido en un país en vías de desarrollo (como de hecho fueron los casos de Japón y Corea del Sur) entonces el análisis del crecimiento económico desemboca, de nueva cuenta, en la teoría del crecimiento endógeno.

En términos muy generales, y guardando ciertas reservas, esta teoría sostiene que el crecimiento económico proviene principalmente de dos fuentes: incremento en la tasa de cambio tecnológico y mejora en la calidad del trabajo. Otros elementos finalmente recaen en alguno de éstos. Cabe recalcar aquí que dichos cambios son determinantes de *largo plazo*. En otras palabras, el enfoque tradicional se plantea cuánto se pudo haber producido con un aumento de los insumos si la tecnología hubiera sido constante entre dos periodos de tiempo. La diferencia, esto es, el residual no explicado por el aumento en los insumos, representa el desplazamiento en la función de producción, que se puede tomar como el cambio en la tecnología, mayor

<sup>1</sup> Aquí se entiende por crecimiento endógeno aquel traído como consecuencia de fuerzas puramente económicas en contraposición de los que son inducidos por políticas.

<sup>2</sup> El desarrollo posterior corresponde a Jorgenson (1967), Romer (1988, 1989) y a Lucas (1988).

eficiencia organizacional, mejora en la calidad del trabajo, mejor asignación de los recursos, etc.

A pesar de que las fuentes y los determinantes cuantitativos del crecimiento permanecen en estado controversial, los estudios empíricos (en particular, de los países industrializados) sugieren que la tasa de formación de capital y el cambio tecnológico han sido muy importantes en explicar el crecimiento de largo plazo. Es decir, inversión e innovación han jugado un papel importante en el aumento de la productividad.

Por otro lado, la evidencia empírica en cuanto a países que han ido de una estrategia de sustitución de importaciones a una de orientación-hacia-afuera sugiere, contundentemente, que dicho cambio promueve el crecimiento económico.<sup>3</sup> Sin embargo, dicha literatura no nos aporta elementos suficientes para poder determinar si tal crecimiento es sostenido o, simplemente, es un crecimiento "de-una-sola-vez".<sup>4</sup> En otras palabras, de acuerdo a la discusión anterior, el cambio de estrategia, esto es, la liberalización económica, conlleva a un *boom* en la inversión por algunos años lo que causa un *overshooting* en la tasa de crecimiento en el corto plazo, pero se vuelve nuevamente a la trayectoria de largo plazo. Nótese que el *nivel* de producto per cápita puede ser *permanentemente* más alto, pero una vez que la transición a la nueva trayectoria se ha completado, la *tasa* de crecimiento económico regresa a su nivel original dictado por la tecnología y la calidad de trabajo existentes.<sup>5</sup> Dicho de otra manera, la literatura empírica sobre crecimiento y liberalización ha confundido frecuentemente la diferencia entre *niveles* y *tasas* de crecimiento económico.

Es importante, pues, diferenciar entre niveles y tasas de crecimiento. De acuerdo a la teoría del crecimiento endógeno, un incremento permanente en la tasa de crecimiento sólo puede ser causado por un cambio en la tecnología o en la productividad del trabajo. Cabe aclarar, sin embargo, que diferentes políticas pueden inducir o motivar cambios en algunos de estos dos factores.<sup>6</sup>

Sin embargo, corroborar si hay o no un cambio permanente en la *tasa* a raíz de una liberalización económica es difícil debido a que se necesitaría información con cierto grado de sofisticación que no existe en los países

<sup>3</sup> Ver por ejemplo Krueger (1978) o, para un revisión de la literatura muy completa, se recomienda Havrylyshyn (1990).

<sup>4</sup> Ver Lucas (1988).

<sup>5</sup> Esto significa que antes de la liberalización existían una serie de distorsiones que no reflejaban la capacidad productiva de un país. Por esto, existe exceso de capacidad ociosa.

<sup>6</sup> Por ejemplo, pueden existir interacciones entre la tasa de inversión y la tasa de cambio tecnológico. Es decir, la tasa de inversión puede afectar favorablemente la tecnología. Y siendo la política fiscal un determinante importante de la inversión, entonces, ésta puede, indirectamente, promover desarrollo tecnológico.

subdesarrollados.<sup>7</sup> Además, una vez corregidas las distorsiones, el cambio permanente en una tasa de crecimiento implica cambios en la estructura microeconómica de un país,<sup>8</sup> esto lógicamente se lleva mucho tiempo en fructificar. De hecho, esto podría ser corroborado solamente para un número muy reducido de países.

En este ensayo se presenta una metodología alterna para solucionar este problema. Dicha metodología nos permite determinar si ha habido un cambio permanente en la parte secular del crecimiento del PIB a raíz de la liberalización y desregulación económicas seguidas por México recientemente. Los resultados indican que el aumento en la tasa de crecimiento económico ha sido de carácter transitorio y que solamente ha habido un cambio de *nivel* mas no de *tasa*.

Lo anterior sugiere que la tecnología y la productividad del trabajo no han variado hasta el momento y, por tanto, el crecimiento se explica por la utilización del exceso de capacidad instalada ociosa. Sin embargo, se reconoce que los cambios tecnológicos tardan en aflorar; de aquí que los resultados presentados deben ser considerados de carácter de preliminar.

Este ensayo se distribuye de la siguiente manera. La sección 2 presenta la metodología y resultados preliminares de las pruebas de cambio de proceso estocástico. En la sección 3 la intervención es modelada. Finalmente las conclusiones se discuten en la sección 4.

## 2. Metodología

Como ya se ha mencionado se busca una manera de solucionar el problema de falta de información. Para ello se usa una serie de tiempo del producto interno bruto (PIB) con el objeto de representar la serie con la metodología de Box-Jenkins. En concreto, se calibran dos modelos con la serie histórica del PIB: el primero incluyendo únicamente el período de pre-liberalización, mientras que el segundo es calibrado usando toda la serie (incluyendo los períodos post-liberalización). De esta manera, si los parámetros que describen la serie cambian sustancialmente se puede decir que hay motivos suficientes para pensar que la liberalización cambia la estructura estocástica que genera la serie.<sup>9</sup>

<sup>7</sup> Como, por ejemplo, una serie histórica de la contribución del trabajo y del capital al valor agregado de la producción de cada uno de los sectores de la economía. Obviamente, la diferencia entre el último y los dos primeros representaría un cambio sea en la tecnología o en la productividad del trabajo.

<sup>8</sup> Lucas (1988) señala que parte de esta estrategia descansa en la formación de capital humano, entre otras cosas.

<sup>9</sup> Se efectúa una prueba estadística para la comparación de parámetros. Ésta se expone en la siguiente sección en la que se describe la metodología.

De hecho si se asume que la liberalización es efectiva, uno bien puede esperar que el crecimiento económico muestre alguna evidencia de intervención. El éxito de la intervención puede ser sometido a pruebas de significancia estadística así como cuantificado siempre y cuando se disponga de la información. Los efectos de transición hacia una economía libre de distorsiones (o, cuando menos con mucho menos distorsiones) pueden también ser modelados.

Existen, sin embargo, dificultades inherentes en un análisis estadístico de este tipo ya que la información es de series de tiempo en las que las observaciones sucesivas, de pre-intervención y post-intervención, están fuertemente correlacionadas. Así, para apreciar el efecto de la intervención, uno debe separar los efectos que la tendencia, la estacionalidad y la estructura de ruido le imponen a la serie. Box y Tiao (1975) proponen un análisis de intervención en contraposición de la tradicional prueba *t*: "El uso de la prueba-*t* para probar un cambio en el nivel de la serie es válido sólo si las observaciones antes y después de la intervención varían alrededor de sus medias respectivas no sólo normalmente y con varianza constante sino con independencia".

Intuitivamente, se podría hablar de un cambio permanente en la *tasa* de crecimiento si hay un cambio favorable en la corroboración estadística de la serie. En otras palabras, si el cambio es de corto plazo, el proceso estocástico que describe a la serie no cambia significativamente.

En resumen, se desarrolla un modelo de series de tiempo univariado del tipo Box-Jenkins analizando las autocorrelaciones y las autocorrelaciones parciales para las series antes de la intervención. Este modelo es usado para calcular los pronósticos para el período post-intervención teniendo como origen la última observación del período pre-intervención. Los valores pronosticados son entonces comparados con los valores observados en la realidad probando de esta manera los efectos de la intervención.

Si existe una diferencia considerable, entonces el modelo pre-intervención es modificado haciendo uso de especificaciones *a priori* para incorporar los efectos de la intervención. El modelo modificado es entonces calibrado para toda la serie, antes y después de la intervención, obteniendo conclusiones referentes a la magnitud y a la dirección de la intervención.

### 2.1. Modelo univariado de pre-intervención

En esta sección se explica brevemente la metodología que será aplicada al caso mexicano. El primer paso es calibrar un modelo univariado de pre-intervención. Para ello se usan técnicas desarrolladas por Box-Jenkins. En términos generales su objetivo es el de reducir cualquier serie a una con comportamiento puramente aleatorio, esto es, una serie con fluctuaciones sin correlación y con una varianza constante (ruido blanco) mediante la aplicación de un filtro lineal indicado por los datos que conforman la serie histórica.

En primer lugar se verifica si la serie  $\{y_t\}$ , el PIB, es una "caminata aleatoria". Para ello usamos la convencional prueba de Dickey-Fuller;<sup>10</sup> una vez hecho esto se procede a corregir, de ser necesario, la no-estacionariedad para calibrar el modelo de la forma,

$$\varphi(B)y_t = \theta(B)\varepsilon_t$$

donde  $\varphi(B)$  y  $\theta(B)$  son polinomios,  $B$  es el operador de rezago y  $\{\varepsilon\}$  es una secuencia de ruido blanco. Se determina la validez del modelo con el estadístico Ljung-Box que es la variación para muestras pequeñas del estadístico Box-Pierce el cual sigue una distribución de probabilidad  $\chi^2$ . El valor indica la "blancura" general de los residuales.

Posteriormente, una vez que el modelo ha sido ajustado, se checa la forma general del modelo univariado sobre los datos de post-intervención. Para esto se utiliza el estadístico  $Q$  desarrollado por Box y Tiao (1976) el cual es calculado de la siguiente manera:

$$Q = \frac{\sum_{j=1}^m (Z_j - \hat{Z}_{j-1})^2}{\sigma_\varepsilon^2} ; \quad j = 1, 2, \dots, m$$

donde  $\hat{Z}_{j-1}$  es el pronóstico de  $Z_j$ . El valor  $Q$  sigue una distribución  $\chi^2$  con  $m$  grados de libertad y  $m$  es número de períodos pronosticados. Si  $Q > \chi^2(m)$ , entonces los pronósticos son significativamente diferentes de lo que se observó en la realidad. La razón de esta diferencia podría ser una influencia exógena o un cambio en el proceso estocástico que genera la serie, o un cambio en el valor de los parámetros. De no ser así se podría afirmar que la intervención no cambió el proceso estocástico que generó la serie de pre-intervención.

## 2.2. El caso mexicano

Como se sabe la política económica de México en el período 1983-1987 fue en términos generales muy volátil debido principalmente a la presencia de múltiples factores externos. Es decir, a pesar de que México emprendió reformas buscando reducir las distorsiones en su economía hacia 1983, factores externos como el terremoto de 1985 y la caída abrupta de los precios petroleros de 1986 hicieron que, por momentos, el país abandonara esos intentos de liberalización. No fue sino hasta inicios de 1987 cuando el gobierno

<sup>10</sup> Esta prueba es presentada en el anexo 1.

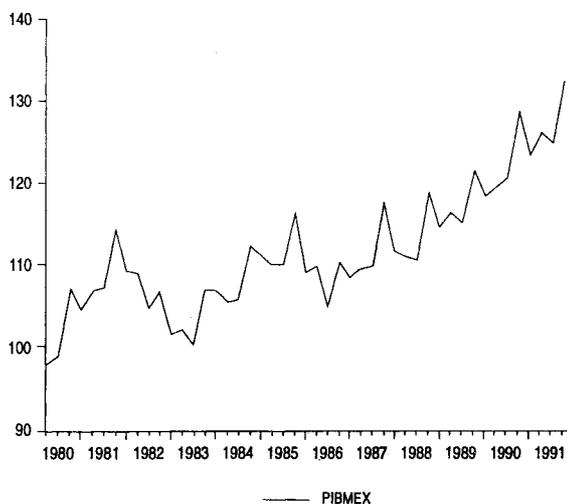
mexicano pudo emprender reformas económicas sin tener que abandonarlas después. Asimismo, con la entrada de la nueva administración en 1988, todo el proceso de liberalización y desregulación se aceleró a ritmos considerables.

Por lo anterior, en este trabajo identificaremos dos momentos de pre-intervención. El primero en el primer trimestre de 1987 y, el segundo en el cuarto trimestre de 1988.<sup>11</sup>

### 2.3. Las pruebas para México

Se modela para México la serie del PIB trimestral de 1980.1 a 1992.1.<sup>12</sup> Como bien se puede observar en la gráfica 1, la serie original es claramente no-estacionaria. Realizamos, para formalizar esta apreciación, la prueba de Dickey-Fuller, la cual nos indica que la serie sigue una caminata aleatoria (los resultados se presentan en el anexo 1). El logaritmo de la primera diferencia del PIB corrige aceptablemente la no-estacionariedad como bien se puede apreciar en la gráfica 2.

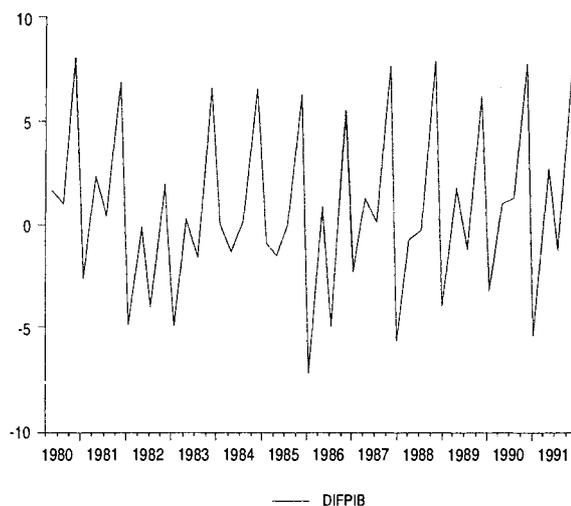
Gráfica 1



<sup>11</sup> Cabe mencionar que el no ser tan "estrictos" con estas fechas no cambia los resultados del análisis.

<sup>12</sup> Se escoge este periodo debido a que la serie trimestral no existe para antes de 1980. La serie es desestacionalizada.

Gráfica 2



Como ya se señaló en la sección anterior, se calibran dos modelos de pre-intervención con el propósito de ver si hay un cambio significativo en la tasa de crecimiento del producto originado por las políticas de liberalización y desregulación.

El análisis de las autocorrelaciones y las autocorrelaciones parciales de la serie sugiere que un acomodo con parsimonia de las autocorrelaciones se da con el siguiente modelo,

$$(1 - \phi B^4)y_t = \theta_0 + (1 + \theta_1 B^4)\varepsilon_t$$

donde  $y_t$  es la diferencia del logaritmo del PIB,  $B$  es el operador de rezago y  $\{\varepsilon\}$  es una secuencia de ruido blanco. El modelo se calibró para la serie de pre-intervención 1980.2 a 1987.1 así como para el período 1980.2 a 1988.4. La estimación de los parámetros y sus pruebas de diagnóstico se presentan en la tabla 1. En ambos casos el estadístico Ljung-Box, que nos indica que la blancura de los residuales, es significativo a un 5% de nivel. Por tanto, los dos modelos son tomados como adecuados.

Con estos modelos se obtuvieron los pronósticos. Para el primer caso el período pronosticado es 1987.2 a 1991.4. Para el segundo caso, el período va de 1989.1 a 1991.4. La tabla 2 presenta los valores observados, los pronosticados y los errores de pronóstico.

**Tabla 1**

<i>Modelo I (1980.2-1987.1):</i>		
$\theta_0 = -0.043721$	(-0.40438)	$R^2 = 0.6862$
$\theta_1 = -0.913638$	(-17.52500)	$\sigma_\epsilon = 0.0218$
$\varphi = 0.931856$	(7.54810)	$LB\chi^2(25) = 37.001$
<i>Modelo II (1980.2 1988.4):</i>		
$\theta_0 = -0.050987$	(-0.28444)	$R^2 = 0.7091$
$\theta_1 = -0.828502$	(-6.19231)	$\sigma_\epsilon = 0.02125$
$\varphi = 0.959401$	(7.98399)	$LB\chi^2(30) = 41.64$

**Tabla 2**

<i>Año</i>	<i>DIFPIB</i>	<i>Pronóstico I</i>	<i>Pronóstico II</i>	<i>Error 1</i>	<i>Error 2</i>
87.2	.01195	-.00478	-	.01674	-
87.3	.00183	-.02741	-	.02924	-
87.4	.06790	.03445	-	.03345	-
88.1	-.05071	-.03060	-	-.02017	-
88.2	-.00629	-.00743	-.00384	.00080	-.00245
88.3	-.00271	-.02852	-.01658	.02582	.01387
88.4	.06990	.02912	.04196	.04078	.02793
89.1	-.03521	-.03149	-.03745	-.00371	.00224
89.2	.01561	-.00990	-.00576	.02552	.02137
89.3	-.01038	-.02956	-.01797	.01918	.00759
89.4	.05333	.02416	.03819	.02918	.01514
90.1	-.02588	-.03233	-.03799	-.00645	.01212
90.2	.00842	-.01221	-.00759	.02064	.01602
90.3	.01002	-.03052	-.01931	.04054	.02933
90.4	.06433	.01953	.03457	.04480	.02976
91.1	-.04296	-.03310	-.03852	-.00985	-.00444
91.2	.02330	-.11435	-.00935	.03766	.03266
91.3	-.01037	-.03142	-.02059	.02106	.01228
91.4	.06072	.01522	.03101	.04550	.02962

En base a esto se procede a estimar el estadístico propuesto por Box-Tiao el cual compara los valores observados con los pronosticados para determinar si el proceso estocástico que genera la serie cambió en el período post-intervención. Este valor ha sido definido en secciones anteriores. El resultado es el siguiente:

	$Q$	Valor crítico de $\chi^2$	G de L
I	30.1416	31.43	19
II	13.16	24.99	15

Como puede apreciarse las  $Q$ s en los dos modelos son menores a la  $\chi^2$  por lo que se puede concluir que el período post-intervención puede ser descrito por el mismo proceso estocástico de la pre-intervención.

Existe una variación a este estadístico desarrollada por Akarca y Long (1983) la cual está basada en la de Box-Tiao. Aquí se calcula este estadístico para robustecer el resultado anterior. El valor es el siguiente:

$$Q_2 = \frac{\sum_{j=1}^m (z_j - \hat{z}_{j-1})^2}{m\sigma_e^2}$$

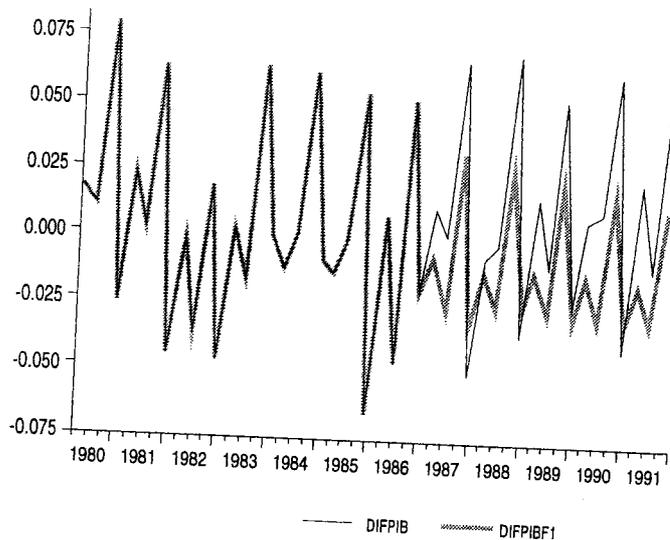
en este caso, si el modelo permanece sin cambio, los errores de pronóstico serían ruido blanco con media igual a cero y varianza  $\sigma_e^2$ . Entonces el valor de  $Q_2$  seguirá una distribución  $F$  con  $(m, n - p)$  grados de libertad. Donde  $p$  es el número de parámetros en el modelo,  $m$  el número de períodos pronosticados y  $n$  el número de observaciones usadas para calibrar el modelo. Si  $Q_2 > F(m, n - p)$  entonces podemos concluir que hubo un cambio en la serie.

Este estadístico también fue calculado arrojando los siguientes resultados:

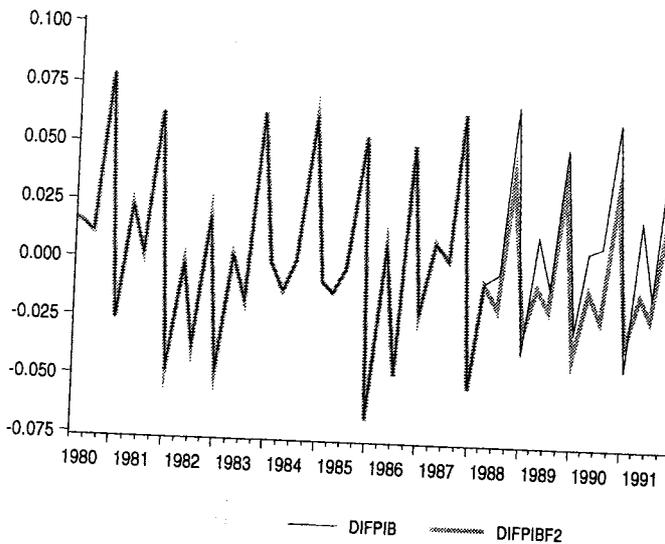
	$Q_2$	Valor crítico de $F$	G de L
I	1.6545	2.16	19
II	0.8774	2.29	14

Usando esta variación de Box-Tiao también se puede concluir que no ha habido cambios en el período de post-intervención (ver gráficas 3 y 4). Nótese que los pronósticos subestiman los valores observados por lo que se puede pensar más en cambios de *nivel* mas no de *tasa* de crecimiento del PIB.

Gráfica 3



Gráfica 4



### 3. La intervención

#### 3.1. La prueba Box-Tiao

Para modelar la intervención es necesario asumir primero que después de la liberalización económica mexicana de 1987 no han existido otros eventos de magnitud que pudieran alterar la serie de una manera considerable. Este supuesto es bastante real para el caso mexicano a partir de 1987, ya que la economía no ha tenido que enfrentar choques de consideración, además que la política ha sido consistente desde entonces. Adicionalmente se asume que la estructura del ruido del modelo univariado permanece sin cambio antes y después de la intervención.

Aquí debemos observar que la intervención en cuestión no es del tipo total e instantáneo (*i.e.* no es del tipo "pulso") ya que el crecimiento del producto no se incrementa de la noche a la mañana. Más bien, la intervención tiene efectos graduales y presumiblemente permanentes. Por esto, se debe incorporar al modelo un componente que trate de capturar este mecanismo de transición. Para ello asumiremos que el crecimiento en el producto se da inicialmente a tasas altas pero que éstas van decreciendo con el tiempo. En otras palabras, modelamos lo discutido anteriormente en el sentido de que la economía al tener un exceso de capacidad instalada ociosa crecerá rápidamente al momento de la liberalización pero, una vez que ésta es aprovechada, el crecimiento vuelve a la tasa dictada por la tecnología y productividad del trabajo existentes. Así para modelar este efecto de corto-plazo, asumimos que el crecimiento se da a una tasa decreciente. Adicionalmente, el efecto de intervención debe permitir un crecimiento en el componente secular.

De esta manera, encontramos que el siguiente modelo es apropiado si se cuenta con suficientes observaciones después de la intervención.

$$(1 - \phi B^4)y_t = \theta_0 + \frac{\omega_1(1 - B^4)}{1 - \psi B} S_t + \omega_2 S_t + (1 + \theta_1 B^4)\varepsilon_t$$

donde el segundo término es el que modela el efecto de corto-plazo recién descrito mientras que el tercer término es el que captura el efecto secular.  $S_t$  toma el valor de cero antes de la intervención y de 1 después de ésta. Se espera que  $\psi$  y  $\omega_1$  posean signo positivo, si se considera que hay crecimiento rápido en el corto plazo. El modelo, pues, describe un crecimiento a una tasa decreciente en el corto-plazo, estacionándose en  $\omega_2$ . Luego entonces, el efecto de largo plazo se convierte en  $(\theta_0 + \omega_2)$ , el cual representa un *drift* mayor que el de pre-intervención.

Este modelo fue calibrado para todo el período (1980.1-1991.4) y los resultados se presentan en la tabla 4. Como se esperaba  $\psi$ ,  $\omega_1$  y  $\omega_2$  son de signo positivo pero estadísticamente no fueron diferentes de cero. Asimismo  $\psi$  tampoco fue estadísticamente significativo. El resultado es consistente con las  $Q$ s obtenidas arriba.

Cuando omitimos el efecto de corto plazo, el modelo univariado quedaría de la siguiente manera:

$$(1 - \phi B^4)y_t = \theta_0 + \omega_2 S_t + (1 + \theta_1 B^4)\epsilon_t$$

donde  $S_t$  es 0 para el período de pre-intervención definido arriba y 1 para el período de post-intervención. El resto de las variables tienen la misma connotación de la ecuación (3).

Los resultados de este modelo univariado para la primera diferencia del logaritmo del PIB para México se presentan en la tabla 3; cabe destacar que este modelo se calibra para todo el período, *i.e.*, para antes y después de la intervención. Como se puede observar ahí, el coeficiente que modela la intervención,  $\omega_2$ , es estadísticamente insignificante. Sin embargo, se debe resaltar que el signo de esta variable dicótoma es positivo, lo que sugiere que la tendencia se eleva a raíz de la intervención. Esto es, existe un cambio en el nivel en el corto plazo.

Tabla 3

<i>Modelo I (dummy 1= 1987.2-1991.4):</i>		
$\theta_0 = -0.126980$	(-0.15234)	$R^2 = 0.7940$
$\omega = 0.011641$	(1.25384)	$\sigma = 0.017587$
$\theta_1 = -0.875200$	(-4.98885)	
$\phi = 0.987175$	(12.46516)	
<i>Modelo II (dummy 1= 1988.3-1991.4):</i>		
$\theta_0 = -0.092489$	(-0.17289)	$R^2 = 0.7851$
$\omega = 0.008577$	(0.89284)	$\sigma = 0.017963$
$\theta_1 = -0.873560$	(-4.88540)	
$\phi = 0.984282$	(-12.11810)	

La conclusión preliminar que se puede extraer de este análisis es el que modelamos la intervención, es que, a pesar de que ha existido un cambio en el nivel del crecimiento no ha habido un cambio en la tasa, por lo menos hasta

ahora. Cabe aclarar, sin embargo, que la posible explicación de la falta de significancia estadística de los parámetros en cuestión se puede deber muy probablemente a que el proceso de conversión hacia un nuevo proceso estocástico no ha sido completado. No obstante, sí se puede afirmar preliminarmente que no ha habido un cambio en la parte secular del proceso, por lo que la parte real de la economía, por el momento, no ha cambiado.

Tabla 4

<i>Coficiente</i>	<i>Error estándar</i>
$\phi = 0.847500$	0.1157014
$\theta_0 = -0.002428$	0.0047771
$\theta = -0.602896$	0.2314192
$\psi = 0.143696$	0.4689671
$\omega = 0.009661$	0.0113907
$\omega_2 = -0.013084$	0.0286951

### 3.2. *Un modelo causal*

Una manera de robustecer aún más los resultados anteriores es desarrollando un modelo causal. Para ello es necesario primero identificar una variable explicatoria que sea relevante en la explicación del crecimiento económico.

Una variable que a priori luce como buena candidata es el índice de volumen de la producción industrial (*VPI*) ya que ésta no sólo puede ser útil en explicar la tendencia sino que incorpora los elementos de estacionalidad.

Antes de desarrollar el modelo causal, es importante establecer la existencia de causalidad entre el PIB y el *VPI*. Una de las maneras más tradicionales sería la de realizar la prueba de causalidad Granger, sin embargo, esta prueba solamente nos otorga una relación de corto plazo. Por esto, es necesario establecer una causalidad en el largo plazo entre las dos variables. La prueba que nos permite establecerla es la de cointegración desarrollada por Engle y Granger (1987). En el anexo 2 presentamos la prueba de cointegración para estas dos variables. Como bien se puede apreciar ahí, estas dos variables efectivamente se encuentran cointegradas.<sup>13</sup>

<sup>13</sup> Cabe mencionar que aunque tenemos el número suficiente de observaciones, todavía tenemos la limitación de que es para sólo diez años. Sin embargo, esto nos brinda un buen indicador.

Con este resultado, encontramos que el modelo causal entre el PIB y el *VPI* antes de la intervención puede ser representado como:

$$y_t = \gamma_1 + \beta_1 VPI_t + R_t \quad (1)$$

donde  $R_t$  es una estructura de ruido apropiada.

Después de que la intervención ha sido completada (después del tiempo  $T$ ), la relación se puede representar como:

$$y_t = \gamma_1 + \gamma_2 + \beta_2 VPI_t + R_t \quad (2)$$

donde se espera que  $\beta_2 > \beta_1$  debido a que se espera que la tasa de crecimiento del *VPI* sea mayor después de la intervención. Bajo estas circunstancias se plantea el siguiente modelo causal:

$$y_t = \theta_0 + \omega_2 S_t + \beta_1 V_t + \beta_2 W_t + R_t$$

donde  $S_t \begin{cases} = 1 & \text{para } t \geq T \\ = 0 & \text{de otra manera.} \end{cases}$

$V_t \begin{cases} = VPI_t & \text{para } t < T \\ = 0 & \text{de otra manera.} \end{cases}$

$W_t \begin{cases} = VPI_t & \text{para } t \geq T \\ = 0 & \text{de otra manera.} \end{cases}$

$VPI$  = Volumen de la producción industrial.

$R$  = Estructura de ruido.

La estructura de ruido se identifica calibrando la ecuación (1) de arriba a la información de toda la serie y estudiando sus residuales. Éstos indicaron la siguiente forma simple:

$$R_t = (1 + \theta_1 B + \theta_4 B^4) \epsilon_t .$$

Por consiguiente el modelo causal queda de la siguiente manera:

$$y_t = \theta_0 + \omega_2 S_t + \beta_1 V_t + \beta_2 W_t + (1 + \theta_1 B + \theta_4 B^4) \epsilon_t .$$

Los resultados se presentan en la tabla 5. Como se esperaba  $\beta_2 > \beta_1$ . Sin embargo, ninguno de los dos coeficientes son estadísticamente significativos

por lo que también se puede concluir que la intervención no ha sido efectiva, por lo menos hasta 1991.4.

Tabla 5

<i>Coficiente</i>	<i>Error estándar</i>	
$\theta_0 = -0.0760923$	0.1166895	
$\omega_2 = -0.5202570$	0.1641199	
$\beta_1 = 0.0007683$	0.0011254	$R^2 = 0.48$
$\beta_2 = 0.0011849$	0.0010147	$DW = 1.99$
$\theta_1 = -0.2251470$	0.1682228	
$\theta_4 = 0.7842233$	0.1674656	

### 3.3. La extensión de Perron

El modelo anterior nos permite checar si en realidad hay un desplazamiento en la tendencia. Sin embargo, no nos dice si hay un cambio en la pendiente de la misma. Para ello es necesario modelar nuevamente. Aquí usaremos la metodología sugerida por Perron (1989) la cual se enmarca, en términos muy generales, dentro del contexto de Box-Tiao.

Perron (1989) generaliza la hipótesis nula de presencia de raíz unitaria en las realizaciones de un proceso de series de tiempo y permite un cambio en la estructura. Uno de los modelos que él considera es el de permitir un cambio exógeno tanto en el nivel de la serie como en su tasa de cambio. La hipótesis nula es parametrizada de la siguiente manera:

$$y_t = \mu_1 + y_{t-1} + dD(TB)_t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + e_t ;$$

donde

$$D(TB)_t = 1 \quad \text{si } t = T_B + 1, 0 \text{ d.o.m.};$$

$$DU_t = 1 \quad \text{si } t > T_B, 0 \text{ d.o.m.},$$

donde  $\{y_t\}$  es la serie y  $\{e_t\} \sim i.i.d (0, \sigma^2)$ .

En lugar de considerar como hipótesis alternativa la de que  $y_t$  es una serie estacionaria alrededor de una tendencia determinista, él propone la siguiente:

$$y_t = \mu_1 + \beta_1 t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t + e_t$$

donde

$$DT_t = t \text{ si } t > T_B \text{ y } 0 \text{ d.o.m.}$$

Aquí  $T_B$  se refiere al tiempo del cambio. Observe que se permite la posibilidad de que exista un cambio abrupto en el nivel de la series  $y$ , además, una trayectoria de crecimiento diferente. Posteriormente él prueba<sup>14</sup> que las dos hipótesis pueden ser compactadas y representadas mediante la siguiente ecuación:

$$y_t = \mu + \theta DU_t + \beta t + \gamma DT_t + dD(TB)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

donde el valor de  $k$  se determina probando la significancia estadística de los coeficientes  $c_i$ . Perron usó un procedimiento flexible escogiendo un valor  $k, k^*$ , si el estadístico  $t$  del coeficiente  $c$  era mayor que 1.60 en valor absoluto.

Esta prueba se ejecuta para la serie del PIB de México. El tiempo de ocurrencia del cambio es como se definió arriba, *i.e.*, se prueba para dos tiempos, a saber: 1987.2 y 1988.1. Los resultados empíricos se muestran en la tabla 6. Como bien se puede apreciar, la única variable dicótoma que resulta ser estadísticamente significativa es la que nos indica el cambio en la tasa de crecimiento (pendiente de la curva).

Este resultado parece contradecir nuestros resultados del análisis de intervención. En realidad es cierto que las tasas de crecimiento a partir de 1989 han sido mayores –de aquí que haya salido significativo–, sin embargo, esta prueba no nos indica sobre si hubo un cambio o no en el proceso estocástico que genera la serie. Habría que preguntarse si este cambio en la tasa es temporal o permanente. La prueba de Perron tiene, precisamente, esta limitación. Sin embargo, hay indicios a partir de 1992 (no se contaba con los datos al momento de estas pruebas) que esta tasa ha disminuído considerablemente sugiriéndonos que el proceso estocástico no cambió y que por lo tanto este aumento en la tasa no es sostenible en el largo plazo dadas nuestra tecnología y productividad del trabajo existentes, y que la economía está volviendo a su tasa “natural” de crecimiento.

Esta prueba de Perron sería de más utilidad si se tuviera un mayor número de observaciones después del cambio. No obstante ello, consideramos de importancia el incluirla en este ensayo de manera preliminar.

<sup>14</sup> Para la prueba formal ver Perron (1989).

Tabla 6

Coefficiente	B1 (k = 4)	B2 (k = 4)
$\mu$	3.861756 (0.776163)	3.876908 (0.705782)
$\theta$	0.011286 (0.014677)	-0.009958 (0.013433)
$\beta$	0.001951 (0.000697)	0.002027 (0.000512)
$\gamma$	0.004065 (0.001575)	0.005036 (0.001634)
$d$	-0.003936 (0.022051)	-0.017449 (0.020923)
$\alpha$	0.166691 (0.165877)	0.163178 (0.152090)

Notas: La cifra entre paréntesis indica el error estándar.  
 B1 indica el cambio en 1987.2.  
 B2 indica el cambio en 1988.1.

#### 4. Conclusiones

Este ensayo ha intentado mostrar que, por el momento, la liberalización y las desregulación económicas no han cambiado el proceso estocástico que genera la serie del PIB, por lo que se puede concluir que ha habido cambios en los niveles de crecimiento pero que la tasa de crecimiento *natural* que marca nuestra tecnología y nuestra productividad no ha cambiado, dado que estos dos elementos no han variado sustancialmente. El acelerado crecimiento de 1989 y 1990 se explica entonces por la utilización de la capacidad instalada ociosa, la cual fue posible aprovechar gracias a las reformas económicas. Los resultados sugieren que el cambio en las tasas de crecimiento fueron sólo de carácter temporal.

Para ponerlo en otras palabras, hasta el momento se han alcanzado las ganancias *estáticas del comercio internacional* ya que las *dinámicas* sólo se pueden obtener por aumento en la productividad o en la tecnología a través del tiempo y debido a otros factores, mas no necesariamente a la liberalización. No obstante la liberalización y desregulación económicas crean el ambiente económico necesario para que esto suceda.

Cabe destacar, sin embargo, que estos resultados hay que tomarlos con cierta cautela debido a que cualquier acción que se tome en la dirección de cambios tecnológicos y de productividad tarda varios años en florecer.

Habr , pues, que esperar unos a os para observar el cambio en el proceso estoc stico.

**Anexo 1**

*Prueba Dickey-Fuller*

Para esta prueba se calcula el siguiente estad stico *F*:

$$F = \frac{(N - k) (ESS_R - ESS_{UR})}{q(ESS_{UR})}$$

el cual no sigue una distribuci n *F* est ndar sino que sigue una distribuci n calculada por Dickey-Fuller (1981). Entonces se compara este estad stico con la tabla proporcionada por ellos. En la ecuaci n anterior, *N* es el n mero de observaciones; *q* es el n mero de par metros en la ecuaci n restringida; *k* es el n mero de par metros en la ecuaci n sin restricciones; *ESS<sub>R</sub>* y *ESS<sub>UR</sub>* son la suma de los errores al cuadrado para las dos ecuaciones: restringida y sin restricciones respectivamente. Estas dos ecuaciones son las siguientes:

$$y_t - y_{t-1} = \alpha + \beta t + (\rho - 1)y_{t-1} + \lambda \Delta y_{t-1}$$

$$y_t - y_{t-1} = \alpha + \lambda \Delta y_{t-1}$$

donde la primera ecuaci n es sin restricciones mientras que la segunda es la restringida.

Los resultados para la serie del PIB en M xico fueron los siguientes:

$$F = 2329.3248 / 1154.296 = 2.01796$$

la cual fue calculada con la tabla que a continuaci n se presenta:

<i>y</i>	$\alpha$	$\beta$	$(\rho - 1)$	$\lambda$	<i>EES</i>
Sin restricci�n	32.558 (16.667)	0.1611 (0.080)	-0.3201 (0.165)	-0.3340 (0.1382)	577.15
Restringida	1.0378 (0.5782)			-0.4944 (0.1382)	633.96

Nota: La cifra entre par ntesis es el error est ndar. El n mero de observaciones es de 45 (per odo 1980.2 - 1991.4).

Como se observa el valor del estadístico  $F$  calculado arriba es inferior al valor crítico de la tabla obtenida por Dickey-Fuller (6.75). Por lo que se falla en rechazar la hipótesis de caminata aleatoria.

## Anexo 2

### *La prueba de cointegración*

Siguiendo el criterio de Dickey-Fuller, primero se ejecuta la siguiente regresión:

$$\Delta X_t = c + a_1 X_t + a_2 \Delta X_{t-1} \quad (\text{A.2.1})$$

donde si  $a_1$  es negativa y el  $t$ -estadístico es estadísticamente significativo, la serie es integrada de grado cero por lo que no puede existir la cointegración. De no ser así, se checa que las series sean integradas de orden 1 mediante la siguiente regresión

$$\Delta^2 X_t = c + a_1 \Delta X_{t-1} + a_2 \Delta^2 X_{t-1} \quad (\text{A.2.2})$$

donde  $\Delta^2 X_t = \Delta X_t - \Delta X_{t-1}$  si  $a_1$  es negativo y el  $t$ -estadístico es estadísticamente significativo la serie es integrada de orden uno con lo cual se cumple la condición necesaria de cointegración de acuerdo al criterio de Engle-Granger. Así, se ejecuta la regresión de cointegración de las dos variables en cuestión: el PIB y el  $VPI$

$$PIB = b_0 + b_1 VPI + \varepsilon \quad (\text{A.2.3})$$

si el estadístico Durbin-Watson es mayor que 0.32, entonces existe la cointegración entre estas dos series. Esto es, los residuales son estacionarios.

Los resultados fueron los siguientes:

1) Para la ecuación (A.2.1) los coeficientes  $a_1$  fueron los siguientes:

a) para la serie del  $VPI$ :  $a_1 = -0.0498748$  (-0.9389578);

b) para la serie del PIB:  $a_1 = -0.0005761$  (-0.7768389),

donde el número entre paréntesis es el estadístico  $t$ . Aquí se concluye que las dos series no son integradas de grado cero.

2) Para la ecuación (A.2.2) los coeficientes  $a_1$  fueron los siguientes:

a) para la serie del  $VPI$ :  $a_1 = -0.6401846$  (-3.5373976);

b) para la serie del PIB:  $a_1 = -1.4295863$  (-5.2963716),

donde se concluye que las dos series son integradas de grado uno por lo que se puede ejecutar la ecuación de cointegración (A.2.3) con los siguientes resultados:

$$\begin{aligned} \text{PIB} &= 21.9865 + 0.824864 \text{ VPI} \\ &\quad (3.42727) \quad (13.996) \\ R^2 &= 0.813 \quad D.W.= 1.479 \end{aligned}$$

donde el número entre paréntesis es el estadístico  $t$ . Como se observa en esta ecuación el estadístico Durbin-Watson es considerablemente mayor a 0.32 por lo que se puede concluir que las variables están cointegradas.

### Referencias

- Akarca, A., y T. Long (1983). "The 1979 Oil Price Shock and Inflation in 5 Industrial Countries: An Intervention Analysis", en O. D. Anderson, *Time Series Analysis*, North Holland.
- Bhattacharyya, M. N., y A. P. Layton (1979). "Effectiveness of Seat Belt Legislation on the Queensland Road Toll -An Intervention Analysis", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 74, No. 367.
- Box, G. E. P., y G. C. Tiao (1975). "Intervention Analysis with Applications to Economic and Environmental Problems", *Journal of American Statistical Association*.
- \_\_\_\_\_. (1976). "Comparison of Forecast and Actualities", *Applied Statistics*, vol. 25.
- Domar, E. (1946). "Capital Expantion, Rate of Growth and Employment", *Econometrica*.
- Havrylyshyn, O. (1990). "Trade Policy and Productivity Gains in Developing Countries: A Survey", *The World Bank Research Observer*, enero.
- Kaldor, N. (1961). "Capital Accumulation and Economic Growth" en F.A. Lutz y E. S. Hague (comps.), *The Theory of Capital*, Nueva York, Saint Martin Press.
- Krueger, A. (1978). *Liberalization Attempts and Consequences*, Cambridge, Massachusets, Ballinger.
- Jorgenson, D. (1988). "Productivity and Postwar U.S. Economic Growth", *Journal of Economic Perspectives*,
- Lucas R. (1988). "On the Mechanics of Development", *Journal of Monetary Economics*.
- Perron, P. (1989). "The Great Crash, the Oil Price Shock and The Unit Root Hypothesis", *Econometrica*, vol. 57, No. 6.
- Romer, P. (1989). "Capital Accumulation in The Theory of Long-Run Growth" en R. Barro, *Issues on Real Business Cycles*.
- \_\_\_\_\_. (1988). "Crazy Explanations for the Productivity Slowdown", *NBER Macroeconomics Annual*.
- Solow, R. (1956). "A Contribution to the Theory of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*.

