



UNIVERSIDAD AUTÓNOMA DEL  
ESTADO DE MÉXICO



---

FACULTAD DE ECONOMÍA

“ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN DEL PIB DEL  
ESTADO DE MÉXICO Y EL DISTRITO FEDERAL, 1940-2011”

TESIS

QUE PARA OBTENER EL TÍTULO DE:

LICENCIADO EN ECONOMÍA

PRESENTA:

JONATHAN ÁLVAREZ ALCÁNTARA

ASESOR:

DR. EN E. PABLO MEJÍA REYES

REVISORES:

DRA. EN M.E.A. REYNA VERGARA GONZÁLEZ.

DRA. EN E. MARLEN REYES HERNÁNDEZ.

TOLUCA, ESTADO DE MÉXICO, ENERO 2015

## **INTRODUCCIÓN**

### **Capítulo 1 CONSIDERACIONES TEÓRICAS.**

1.1 Modelo de crecimiento de Solow-Swan.....	10
1.1.1 Estructura del modelo.....	11
1.1.2 Dinámica transicional .....	17
1.1.3 Análisis de convergencia.....	21
1.2 Modelo de convergencia de Bernard y Durlauf.....	23

### **Capítulo 2. MARCO HISTÓRICO.**

2.1 Descripción y crecimiento del PIB .....	27
2.2 Modelo de sustitución de importaciones 1940-1981 .....	33
2.3 Periodo de apertura comercial y economía de mercado .....	38
Conclusiones.....	43

### **Capítulo 3. RAICES UNITARIAS Y METODOLOGÍA DE COINTEGRACIÓN.**

3.1 Serie de tiempo .....	44
3.2 Raíces unitarias y no estacionariedad.....	45
3.3 Pruebas de raíces unitarias .....	50
3.3.1 Pruebas convencionales DF y PP .....	50
3.3.2 Pruebas en presencia de cambios estructurales.....	56
3.4 Modelos de cointegración sin cambio estructural.....	64
3.5 Modelo de cointegración con cambio estructural.....	65
3.5 Convergencia estocástica de Bernard y Durlauf.....	68

### **Capítulo 4 RESULTADOS.**

4.1 Los datos.....	70
4.2 Detección del orden de integración del PIB del Estado de México y el Distrito Federal .....	74

4.3 Análisis de cointegración .....	78
4.3.1 Prueba de Engle y Granger .....	78
4.3.2 Prueba de Gregory-Hansen.....	80

**CONCLUSIONES**

**BIBLIOGRAFÍA**

**ANEXOS**

## Introducción

En esta tesis se analiza la relación entre el crecimiento del PIB<sup>1</sup> del Estado de México y del Distrito Federal. Para presentar una perspectiva adecuada del problema que se estudia se enfatiza la fuerte interacción entre regiones o estados vecinos. En este sentido, el crecimiento de las vías y los medios de comunicación han permitido aprovechar la cercanía de ciudades contiguas, lo que ha incrementado la movilidad demográfica, fomentado el comercio y la inversión entre ambas regiones y ayudado al mejoramiento de la infraestructura productiva. En general, ha habido una intensa interacción histórica entre el Distrito Federal y el Estado de México: flujos demográficos y laborales, industrialización, comercio, inversión e integración productiva.

La interacción se vincula a las trayectorias del crecimiento económico, los cambios en la posición competitiva del núcleo y la periferia y la consolidación o debilitamiento industrial.<sup>2</sup> La transición del campo a la industria hacía que cada vez menos personas se dedicaran a actividades primarias y buscaran oportunidades en las nuevas empresas de las ciudades, proceso que continúa al día de hoy: población que radica en una entidad, pero que diariamente se desplaza a trabajar a otra, lo cual se ha visto favorecido por las vías y medios de comunicación.

Este estudio es importante por el rápido crecimiento que han presentado estas entidades respecto a otras regiones en el país. La participación que posee el Distrito Federal en el total nacional es, por mucho, superior a la que mantiene el Estado de México, hecho que le permite a la capital ser el eje principal de la economía mexicana, mientras que el Estado de México se ha disputado los siguientes puestos con Nuevo León, Jalisco y Veracruz. No obstante, las entidades de interés contribuyen con más del 28% del PIB nacional.

---

<sup>1</sup> Producto Interno Bruto

<sup>2</sup> Antes de existir las ciudades nucleares, los cambios de población se daban de las comunidades rurales a las pocas ciudades existentes.

En particular, los cambios en la política económica nacional durante el modelo de sustitución de importaciones (1940-1970), tales como el fomento y la inversión pública dirigida al sector industrial para atraer nuevos capitales y proteger las empresas nuevas en el Estado de México durante los gobiernos de Wenceslao Labra (1937-1941) e Isidro Fabela (1942-1945), tuvieron efectos contrarios para ambas entidades. Propiciaron una relocalización de la industria del Distrito Federal hacia municipios del Estado de México conurbados, lo que originó también una desplazamiento diario de la mano de obra, acrecentando con ello su interdependencia. Este mismo desplazamiento tuvo un impacto en el consumo de las familias al lograr que éste se ejerciera en un espacio diferente del que provenía el ingreso. Por otro lado, se produjo un nuevo matiz a la zona metropolitana de la Ciudad de México, pues a pesar de su bajo dinamismo, el núcleo logró posicionarse en términos competitivos y la zona periférica obtuvo una posición más favorable.

La integración productiva también se ha favorecido bastante de la modernización de las vías de comunicación. Existen empresas que tienen su fuente de materias primas en el Estado de México, pero todo el proceso de transformación lo realizan en el Distrito Federal, al tiempo que otras empresas sólo distribuyen sus productos en ambas entidades. También existen las que tienen su centro de distribución en el Estado de México, pero mantienen estratégicamente ubicada su oficina corporativa en la capital del país por ser el mayor centro de comercialización de México.

El crecimiento del sector industrial del Distrito Federal, exacerbado por la incorporación de municipios vecinos del Estado de México a su zona conurbada, derivó en altas tasas de crecimiento poblacional. Como lo manifiesta Garza y Schteingart (1984), el desplazamiento de la fuerza de trabajo entre ambas entidades, segmentando dos periodos de análisis, de 1940 a 1960 y de 1960 a 1980 en un escenario de crecimiento urbano acelerado, con los niveles de industria, de comercio y de servicios correspondientes la fuerza de trabajo se desplaza hacia donde el capital se acumule.

En tanto que la industria fue siendo desplazada hacia el Estado de México y al verse presionada por la expansión de las actividades comerciales y de servicios, la mancha urbana se reubicó a las inmediaciones del Distrito Federal. Tan sólo entre los periodos de 1950-1960 y 1960-1970 la tasa de crecimiento de la población para el Estado de México pasó de 12.1 a 17.8 puntos porcentuales; mientras que, el Distrito Federal presentó un crecimiento negativo entre los mismos periodos, al pasar de 4.8 a 3.7 puntos porcentuales (Garza y Schteingart, 1984).

La interacción entre diferentes estados en México se ha analizado desde diferentes perspectivas. Trabajos como los de Esquivel (1999) y Cermeño (2001) analizan el caso de la convergencia  $\beta$  y de convergencia  $\sigma$ , para las entidades o regiones de México. Esquivel (1999) usa un método de corte transversal y concluye que existe convergencia absoluta en los estados mexicanos para el periodo de 1940 a 1960, pero para 1960-1995 no hay evidencia alguna de convergencia. Cermeño (2001), por otro lado, usa un modelo dinámico de datos de panel sin regresores exógenos para encontrar que la dinámica del producto de los estados es congruente con la hipótesis de convergencia condicional, es decir, que el equilibrio de cada estado es diferente, por lo que no necesariamente los estados más atrasados alcanzan a los estados líderes, durante el periodo 1970-1995.

Otros estudio relacionado es el de Germán-Soto (2005), quien analiza la convergencia estocástica entre las 32 entidades federativas mediante un análisis de corte transversal para series del producto de 1940 a 2001; es uno de los primeros trabajos que utiliza un periodo de tiempo tan amplio; sus resultados muestran evidencia de que existen tendencias comunes entre las economías estatales. Sin embargo, en el estudio no se toma en cuenta el efecto de quiebres estructurales, por lo que Carrion y Germán-Soto (2009), a su vez, hacen un análisis de convergencia, pero desde un punto de vista de panel no estacionario y tomando en cuenta los efectos de cambios estructurales. Mejía y Lucatero (2011), por su parte, realizan un análisis de la dinámica de largo plazo del PIB de los estados de México mediante pruebas de raíz unitaria con cambio estructural (de

Zivot-Andrews (ZA) y Lumsdaine-Papell (LP), para determinar si las series son estacionarias ante la presencia de uno y dos cambios estructurales, y en base a esto comprobar si las políticas económicas encaminadas a promover el crecimiento económico pueden tener efectos permanentes. De esta forma muestran que las estrategias de crecimiento han tenido diferentes efectos en el comportamiento de los estados y ponen la base para futuras investigaciones que traten sobre sus causas específicas.

Como se puede observar los estudios esbozados anteriormente se refieren a un análisis general para las 32 entidades federativas, en donde se incluyen por supuesto el Estado de México y el Distrito Federal. Sin embargo, no se encontró evidencia de un análisis econométrico que se centrara en la interacción específica de estas dos entidades, ni tampoco de alguno que considerara la hipótesis de convergencia estocástica entre ellas.

Por tanto, la pregunta de esta investigación es: ¿Existe convergencia estocástica entre el Producto Interno Bruto del Estado de México y el Distrito Federal para el periodo comprendido entre 1940 y 2011? Para comprobar la hipótesis de que las series del PIB de ambas entidades convergen durante el periodo de estudio, debido a la fuerte interacción socio-económica existente entre ellas.

En este sentido, el objetivo de esta tesis será determinar primero si las series del PIB del Estado de México y el Distrito Federal son estacionarias en presencia y ocurrencia de cambios estructurales para después comprobar si las series del PIB de ambas entidades están cointegradas bajo las mismas condiciones. El fin último de esto es determinar si existe convergencia entre ambas series mediante la estimación de un modelo de cointegración con cambio estructural.

Esta tesis se estructura de la siguiente manera. En el primer capítulo se desarrolla el marco teórico en el cual está basada esta investigación. Se estudia el modelo de crecimiento neoclásico, se deriva la función de producción y se detallan las condiciones que deben cumplirse. Se analizan los cambios en la función de producción ante variaciones de la tasa de ahorro y el crecimiento de la población.

Se examina la dinámica de transición al estado estacionario y la convergencia condicional. Finalmente, se presenta la hipótesis de convergencia condicional de Bernard y Durlauf (1995) que será la base específica del trabajo.

El segundo capítulo se analiza la relación de interdependencia histórica entre el Estado de México y el Distrito Federal durante el periodo de estudio, que va de 1940 a 2011. Se divide en dos principales etapas. La primera, relacionada con el modelo de industrialización por sustitución de importaciones, estuvo marcada principalmente por el proceso de arranque y maduración de la industrialización, en tanto que la segunda se identifica con la apertura y liberalización de la economía.

El tercer capítulo está dedicado a la metodología que se utilizará para probar la hipótesis. Se explica en detalle el concepto de series no estacionarias y se exponen los aspectos centrales de las pruebas de raíces unitarias que ayudan a identificarlas. La segunda parte del capítulo analiza los efectos que produce en la serie un choque estructural y se presentan los procedimientos para la determinación de raíces unitarias ante la presencia de uno o dos cambios estructurales. La última parte del capítulo estudia el modelo de cointegración tomando en cuenta dichos cambios estructurales.

El último capítulo resume los resultados de las pruebas que se detallan en el capítulo anterior, de acuerdo a la teoría de convergencia condicional. Los puntos de quiebre que se identifican se contextualizan considerando el marco histórico descrito en el capítulo 2, con ello se argumentan los resultados y se concluye.

## Capítulo 1. Consideraciones Teóricas

La teoría del crecimiento económico es una de las ramas más importantes de la economía además de ser una de la más antigua. Autores clásicos, como Adam Smith, David Ricardo o Thomas Malthus, introdujeron conceptos fundamentales como los rendimientos decrecientes y su relación con la acumulación de capital físico o humano, la relación entre el progreso tecnológico y la especialización del trabajo (Sala-i-Martin, 2000). Esta tesis se basa en el enfoque desarrollado por los economistas neoclásicos en el modelo desarrollado por Solow y Swan (1956). Para ello, el objetivo en específico de este capítulo consiste en mostrar los factores que permitan explicar la convergencia de largo plazo en las tasas de crecimiento de la producción de diversas unidades económicas (países, estados o regiones). En este sentido, se revisará como el supuesto de los rendimientos decrecientes predice la convergencia entre las economías y se enfatizará la hipótesis de convergencia estocástica de Bernard y Durlauf (1995) para probar su presencia en un ambiente completamente estocástico. Este punto es de importancia central ya que respalda el procedimiento utilizado en los capítulos consecuentes.

El capítulo se estructura de la siguiente manera. El primer apartado establece los supuestos del modelo y define la función de producción neoclásica, así como las condiciones que debe de cumplir. El segundo apartado, dedicado al desarrollo del modelo neoclásico de Solow-Swan, se divide, a su vez, en dos secciones: la primera esboza el modelo, el crecimiento de la producción por trabajador y los cambios en ésta ante movimientos de la tasa de ahorro y la tasa de crecimiento de la población; la segunda sección analiza la dinámica de transición de la producción hacia su estado estacionario. El tercer apartado se destina al análisis de convergencia absoluta y la teoría de convergencia condicional aportada por los economistas neoclásicos. Finalmente, en el cuarto apartado se estudia la hipótesis de convergencia condicional de Bernard y Durlauf (1995), que es lo que se buscará comprobar en la presente tesis.

## 1.1. Modelo de crecimiento de Solow-Swan.

La función de producción del modelo de Solow-Swan (1956) es consistente con los supuestos del modelo neoclásico. Los factores que explican el crecimiento son el trabajo y el capital; la tecnología, como se verá más adelante, se supone exógena y es la que determina el crecimiento en el largo plazo. Se estudia un modelo simple, sin intervención del gobierno y en una economía cerrada. A pesar de su simplicidad se han hecho ampliaciones de este modelo, entre los que se encuentra el análisis de convergencia.

La función más utilizada en los modelos de crecimiento es la función de producción neoclásica del tipo Cobb-Douglas, la cual se define como:

$$Y = F(K, L) = K^\alpha L^{1-\alpha} \quad (1.1)$$

donde  $K$  representa al capital,  $L$  al trabajo e  $Y$  constituye una combinación de dichos factores tales que permitan obtener un cierto nivel de producción<sup>3</sup>. Esta función satisface las siguientes propiedades:

- 1) La función de producción presenta rendimientos constantes a escala, lo que significa que es homogénea de grado uno<sup>4</sup>.
- 2) La productividad marginal de todos los factores de producción es positiva, pero decreciente, lo que significa que las primeras derivadas parciales de la función de producción con respecto al factor en cuestión son positivas, pero las segundas derivadas son negativas.
- 3) Debe satisfacer las condiciones de Inada, es decir, que el producto marginal del capital o del trabajo en la función de producción tienda a infinito cuando el nivel de capital o trabajo se acerque a cero, y que el producto marginal del capital o del trabajo se acerque a cero cuando el nivel de capital o de trabajo tienda a infinito,

$$\lim_{K \rightarrow \infty} \frac{\partial F}{\partial K} = 0 \qquad \lim_{K \rightarrow 0} \frac{\partial F}{\partial K} = \infty$$

---

<sup>3</sup> Se considera al factor tecnología como exógena en esta función.

<sup>4</sup> Una función homogénea de grado uno es aquella en la que  $f(tx) = tf(x)$  (Varian, 1992).

$$\lim_{L \rightarrow \infty} \frac{\partial F}{\partial L} = 0 \qquad \lim_{L \rightarrow 0} \frac{\partial F}{\partial L} = \infty$$

### 1.1.1. Estructura del modelo.

La producción está dada por  $Y$ , y se genera con la combinación de dos factores de producción, capital y trabajo. Parte de esa producción  $Y$  es consumida ( $C$ ) y parte es ahorrada e invertida ( $I$ ) (Jones, 2000). Por lo tanto, se puede establecer que:

$$Y = F(K, L) = C + I \qquad (1.1)$$

Ahora bien, las familias ahorran una fracción  $s$  y consumen una parte  $(1 - s)$  de su ingreso, por lo que el consumo agregado está dado por

$$C = (1 - s)Y$$

Como se supone una economía cerrada y sin gasto público,  $S = I$ . Dado que el ahorro  $s$  es  $sY$ ; entonces se puede establecer que  $sY = I$ . La inversión es el rango en que se incrementa el stock de capital  $\frac{dK}{dt} = \dot{K}$ , aunque también se invierte para reemplazar las maquinas que se deterioran en el proceso productivo (depreciación); es decir, que la inversión está dada por

$$I = \dot{K} + \delta K \qquad (1.2)$$

donde  $\dot{K}$  es el cambio en la existencia de capital y  $\delta K$  es la fracción constante de depreciación del stock de capital existente. Si se sustituye la inversión bruta (1.2) en la función de producción (1.1) y se despeja el incremento del capital  $\dot{K}$  se obtiene:

$$\dot{K} = sF(K, L) - \delta K \qquad (1.3)$$

Esta ecuación describe como se acumula el capital y significa que el cambio en el stock de capital es igual a la inversión bruta menos la cantidad de depreciación que ocurre en el proceso productivo.

La tasa de crecimiento que se analizará a continuación es la tasa de crecimiento *per cápita* no el crecimiento del PIB en general<sup>5</sup>, lo que nos permitirá reescribir la ecuación de acumulación de capital en términos de capital por trabajador. Siguiendo a Sala-i-Martin (2000), se supondrá que la población de la economía es equivalente a la cantidad de trabajadores  $L$ . De esta forma no sólo representa el factor trabajo sino también a la población total. Luego entonces, se dividen ambos lados de (1.3) para obtener

$$\frac{\dot{K}}{L} = s \frac{F(K, L)}{L} - \delta \frac{K}{L} \quad (1.4)$$

Se utilizarán letras minúsculas para denotar el equivalente de la letra mayúscula en términos *per cápita*, de esta forma  $k$  es el stock de capital *per cápita*,  $k = K/L$ , e  $y$  es la producción *per cápita*,  $y = Y/L$ . Un supuesto adicional es que la población crece a una tasa exógena y constante que se denota como  $n$  y que está dada por  $\dot{L}/L = n$ . Utilizando este último supuesto, se puede calcular la tasa de crecimiento en el tiempo del capital por persona denotado como  $\frac{dK}{dt} = \dot{k}$ :

$$\frac{dk}{dt} = \dot{k} = \frac{\dot{K}L - \dot{L}K}{L^2} = \frac{\dot{K}}{L} - \frac{\dot{L}K}{L^2} = \frac{\dot{K}}{L} - nk \quad (1.5)$$

Sustituyendo (1.4) en (1.5) se obtiene

$$\dot{k} = sy - \delta k - nk$$

O

$$\dot{k} = sy - (n + \delta)k \quad (1.6)$$

Si se utiliza la función Cobb-Douglas, esta condición se reescribe como

$$\dot{k} = sk^\alpha - (n + \delta)k \quad (1.6')$$

---

<sup>5</sup> La razón para estudiar el PIB en términos *per cápita* es porque no se considera que una entidad es rica porque produce más: más bien se considera que una entidad es rica si sus habitantes, en promedio, producen más. (Sala-i-Martin, 2000).

Significa que el stock de capital por persona aumenta cuando la inversión por trabajador lo haga. Cuando se incrementa la tasa de ahorro, la inversión agregada aumenta y por tanto también el stock de capital. La depreciación por trabajador  $\delta k$ , por su parte, ocasiona una reducción del stock de capital, en tanto que la contracción de  $k$  también está inversamente relacionada con el crecimiento de la población,  $nk$ .<sup>6</sup>

La ecuación del modelo de Solow-Swan indica el incremento del stock de capital, dados los factores de producción capital y trabajo. El diagrama de Solow muestra la evolución de la producción por trabajador en el tiempo y ayuda a comparar economías con diferentes tasas de inversión. Está compuesto por dos curvas, la primera es la cantidad de inversión por persona,  $sy = sk^\alpha$ , que tiene la misma forma que la función de producción pero desplazada hacia abajo por la constante  $s$  (porque ésta es menor a uno) y que se llamará curva de ahorro. La segunda curva es la línea  $(n + \delta)k$ , o curva de depreciación y representa la cantidad de nueva inversión por persona necesaria para mantener constante la cantidad de capital por trabajador (Jones, 2000).

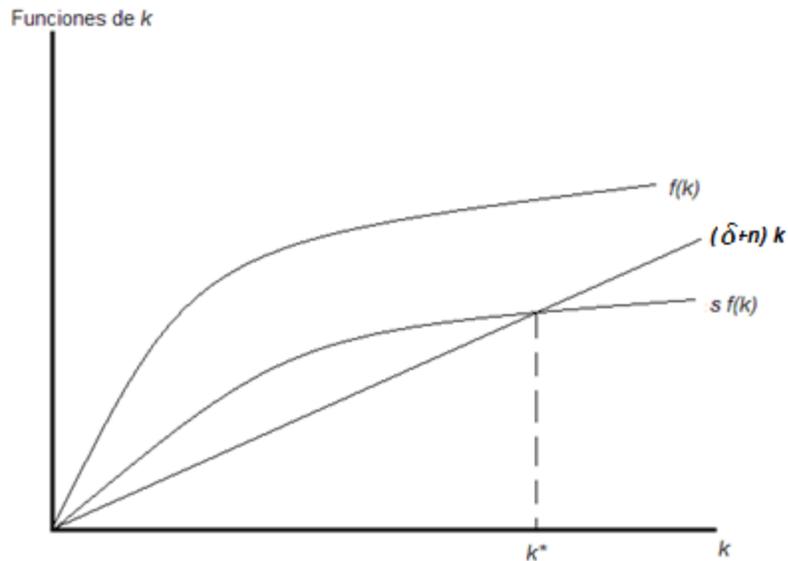
En la gráfica 1.1 se puede apreciar que la curva de ahorro crece a tasas decrecientes a medida que  $k$  aumenta, como la función de depreciación es una línea recta con pendiente constante que crece desde el origen. Existe un valor de  $k$  en el que ambas curvas se intersectarán. Después de este punto la pendiente de  $sy$  seguirá cayendo mientras que  $(n + \delta)k$  sigue siendo una línea recta y las curvas no se volverán a cruzar, es decir, las curvas de ahorro y depreciación deben cruzarse una vez y sólo una vez. El punto de cruce entre las curvas de ahorro y depreciación, se denomina estado estacionario y el nivel de capital per cápita correspondiente se denota por  $k^*$ . En este punto el capital no aumenta más.

---

<sup>6</sup> Esto debido a que en cada periodo, hay  $nL$  nuevos trabajadores que no estaban en el último periodo, si no hubo una nueva inversión o depreciación, el capital por trabajador disminuirá por el aumento de la fuerza laboral. La cantidad en que disminuirá es exactamente  $nk$  (Jones, 2000).

## Gráfica 1.1

### Diagrama de Solow



Fuente: Jones (2000)

La razón por la que el stock de capital no crece es porque la economía ahorra e invierte una fracción constante,  $s$ , de la cantidad producida. Esta inversión se utiliza para aumentar el stock de capital y para reemplazar el capital depreciado. Cuando la economía tiene un stock de capital  $k^*$ , la cantidad producida,  $f(k^*)$ , es tal que si se ahorra la fracción  $s$ , se obtiene una cantidad de inversión que es justamente la necesaria para reemplazar el capital depreciado. Es decir, una vez reemplazado el capital depreciado, no quedan recursos para incrementar el stock de capital, por lo que éste permanece en el mismo nivel  $k^*$  (Sala-i-Martin, 2000).

El estado estacionario es estable en el sentido de que si el stock de capital es inferior a  $k^*$ , entonces el capital se acumula para converger a  $k^*$ , y si el capital inicial es superior entonces disminuye, hasta nuevamente alcanzar el valor de estado estacionario.

Entonces, la fórmula para  $k^*$ , con una función Cobb-Douglas, se determina usando la condición  $\dot{k} = 0$  en (1.6'), de donde se obtiene que

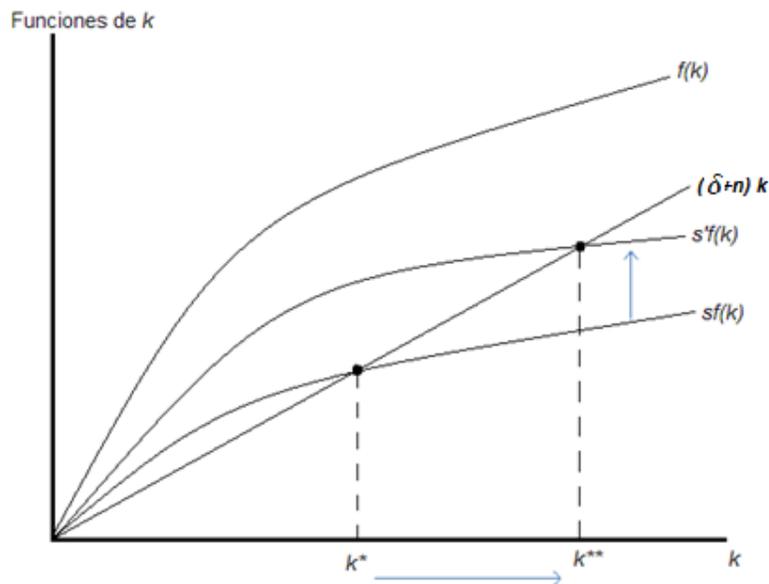
$$k^* = \left( \frac{s}{n+d} \right)^{\frac{1}{1-\alpha}} \quad (1.7)$$

Si se sustituye este valor en la función de producción se encuentra la cantidad en estado estacionario de producción por trabajador:

$$y^* = \left( \frac{s}{n+d} \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}}$$

De la ecuación (1.7) se puede observar que el stock de capital aumenta cuando así lo hace el ahorro, y decrece cuando la tasa de depreciación o la tasa de crecimiento de la población aumentan. El gráfico 1.2 muestra el cambio en el estado estacionario ante un cambio en la tasa de ahorro.

**Gráfica 1.2**  
**Un incremento en la tasa de ahorro**



Fuente: Sala-i-Martin (2000)

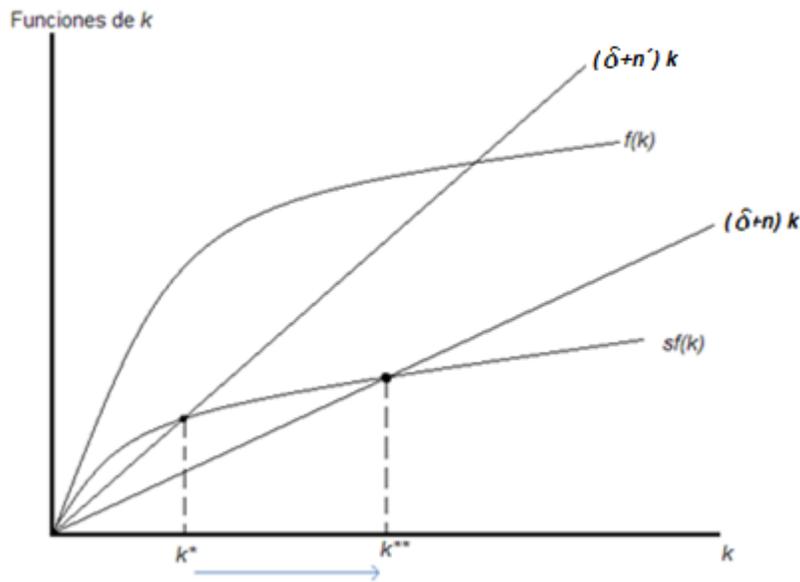
Con  $s' > s$ , un aumento en la tasa de ahorro desplaza en forma ascendente la curva  $sy$  hasta  $s'y$ , en donde la inversión o ahorro por trabajador excede la cantidad necesaria para mantener constante el capital por trabajador y por consiguiente la economía debe aumentar su capital hasta el nuevo estado estacionario  $k^{**}$ . Este valor más alto de capital por trabajador estará relacionado

con una producción *per cápita* más alta y, por lo tanto, con una economía más rica que antes.

Por otro lado, cuando la tasa de crecimiento de la población  $n$  o la tasa de depreciación  $\delta$  aumentan, la línea  $(n' + \delta')k$  o  $(n + \delta)k$  rotan hacia arriba y se alcanza otro estado estacionario. En este caso las curvas se cortan en un punto menor por lo que la economía tiene menos capital por trabajador que cuando comenzó y entonces se vuelve más pobre: la producción *per cápita* es inferior después del aumento del crecimiento de la población o de la tasa de depreciación (Véase gráfica 1.3).

**Gráfica 1.3**

**Un incremento en el crecimiento de la población.**



Fuente: Sala-i-Martin (2000)

### 1.1.2. Dinámica transicional.

En los modelos anteriores las economías crecen, pero no por un tiempo indefinido. Una economía que comienza con una existencia de capital por trabajador inferior a su valor en estado estacionario experimentará crecimiento en  $k$  y en  $y$ , a lo largo

de la ruta de transición al estado estable. Sin embargo, con el tiempo, el crecimiento disminuye según la economía se acerca a su estado estable y llega el momento en que el crecimiento en términos *per cápita* se detiene por completo (Jones, 2000). Para demostrar esto se dividen ambos términos de la función de acumulación de capital (1.6') entre  $k$ :

$$\frac{\dot{k}}{k} = sk^{\alpha-1} - (n + \delta) \quad (1.8)$$

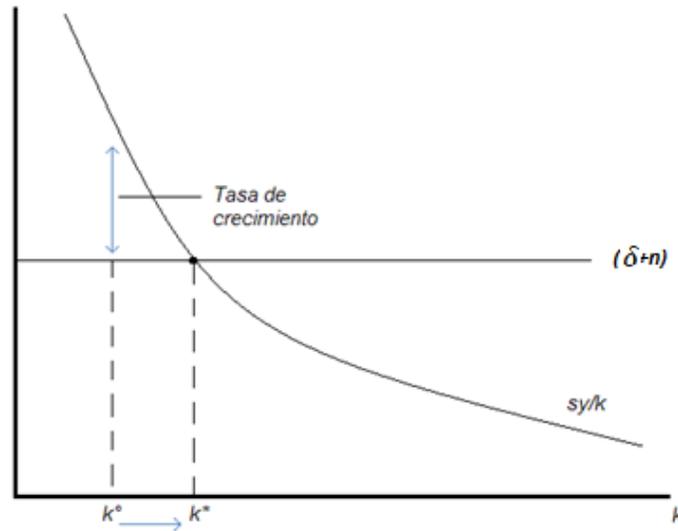
La dinámica de transición se presenta en la gráfica 1.4. Se debe tener en cuenta que el término  $sk^{\alpha-1} = \frac{s}{\alpha-1-\alpha}$ , donde,  $\alpha < 1$ , dado que

- 1) Cuanto más alto sea el nivel de capital por trabajador menor será el producto promedio del capital,  $y/k$ , debido a los rendimientos decrecientes; por lo tanto, la curva tiene pendiente descendiente.
- 2) Tiende a infinito cuando  $k$  tiende a cero.
- 3) Tiende a cero cuando  $k$  tiende a infinito.

La gráfica 1.4 se usa para estudiar el comportamiento de la tasa de crecimiento de  $k$  en el tiempo. La tasa de crecimiento de capital está dada por la diferencia entre la curva de ahorro ( $sy/k$ ) y la curva de depreciación ( $d + n$ ). Dicha tasa es positiva para valores de  $k$  inferiores a  $k^*$ , y negativas para valores superiores a  $k^*$ . Además, la tasa es mayor cuanto más alejada esté la economía de su estado estacionario. En la gráfica 1.4 la tasa de crecimiento de capital en un principio es grande, pero va disminuyendo a medida que se acerca al estado estacionario; cuando finalmente se alcanza este punto el crecimiento se detiene.

## Gráfica 1.4

### Dinámica de transición

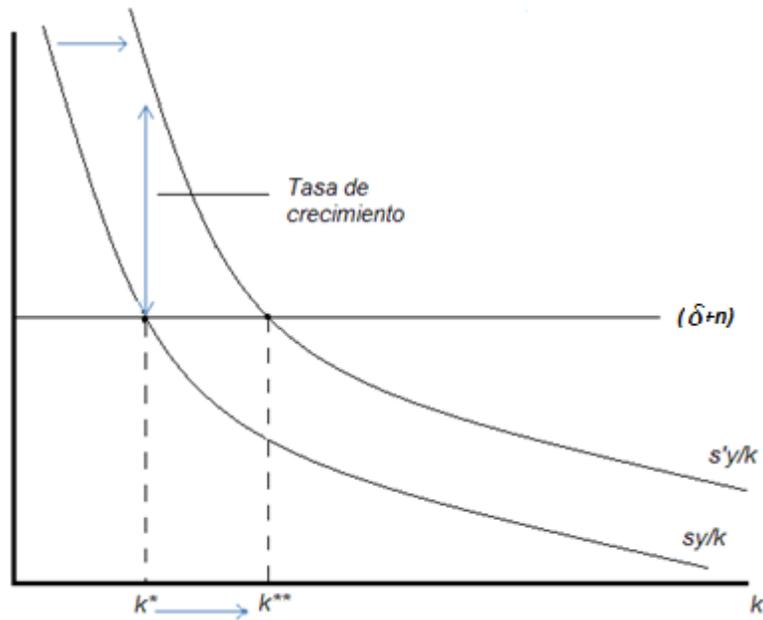


Fuente: Jones (2000)

También se analizan las alternativas de un incremento en la tasa de ahorro y de una disminución de la tasa de crecimiento de la población. En la gráfica 1.5 se observa que un incremento del ahorro desplaza la curva hacia arriba y a la derecha, mientras que el stock de capital empieza a desplazarse a la derecha; eventualmente la economía alcanza un nuevo estado estacionario en el nivel  $k^{**}$ . Sin embargo, no se puede tener un crecimiento en el largo plazo incrementando cada vez más la tasa de ahorro debido a que es una fracción del ingreso de las familias y una vez que se ahorre todo lo que se genera no se puede crecer más.

## Gráfica 1.5

### Incremento de la tasa de ahorro

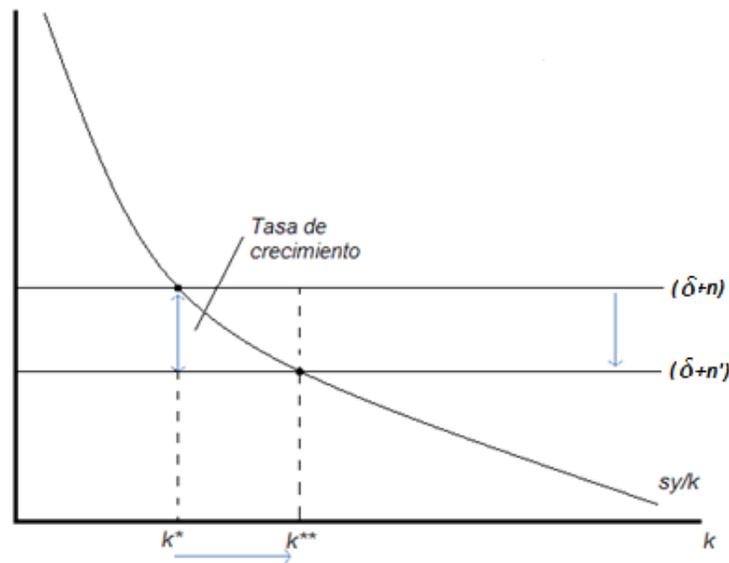


Fuente: Jones (2000)

El efecto de una reducción de la tasa de crecimiento de la población se representa en la gráfica 1.6, donde se puede apreciar que esta política hace que la curva de depreciación se desplace hacia abajo y que el capital crezca de nuevo pasando de  $k^*$  a  $k^{**}$ , la economía consigue un nuevo estado estacionario con una producción *per cápita* mayor. No obstante, este tipo de efecto tampoco puede continuar indefinidamente.

Gráfica 1.6

Reducción del crecimiento de la población.



Fuente: Sala-i-Martin (2000)

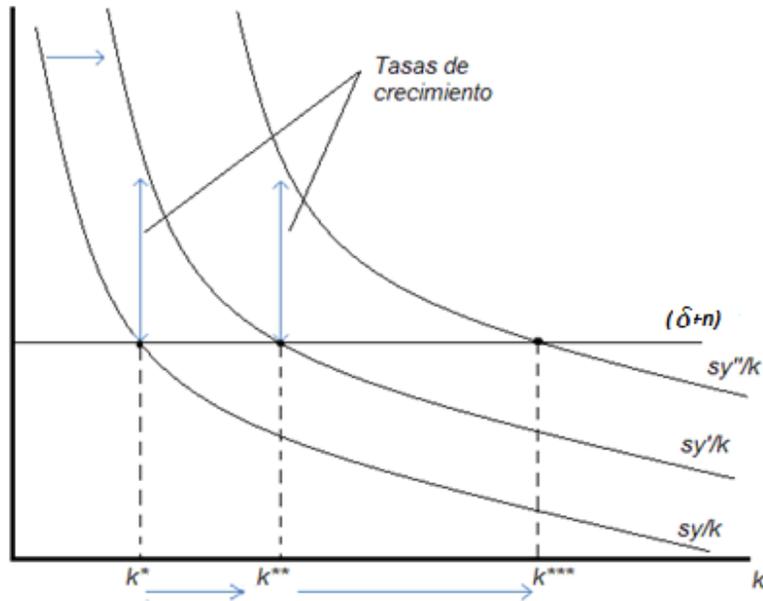
Finalmente, según el modelo de Solow-Swan, para generar crecimiento sostenido en el ingreso *per cápita* se tiene que introducir el progreso tecnológico al modelo, con la variable de tecnología  $A$ . La función de producción se reescribe como:

$$Y = F(K, AL) = K^\alpha (AL)^{1-\alpha} \quad (1.9)$$

El efecto que produce se ejemplifica en la gráfica 1.7. Ante un cambio tecnológico el capital aumenta, y a medida que éste lo hace, su producto marginal disminuye, por lo que la tasa de crecimiento se reduce. A largo plazo si no hay un nuevo aumento de tecnología, la economía converge a un estado estacionario con un stock de capital superior pero con crecimiento nulo. La diferencia es que los progresos en la tecnología se pueden repetir indefinidamente: si el parámetro  $A$  vuelve a crecer la curva de ahorro vuelve a desplazarse a la derecha y la economía vuelve a crecer. Por lo tanto, el crecimiento en el modelo neoclásico continúa a largo plazo sólo si existe progreso tecnológico continuo.

Gráfica 1.7

Modelo de Solow-Swan con progreso tecnológico.



Fuente: Sala-i-Martin (2000)

### 1.1.3. Análisis de convergencia

El supuesto de rendimientos decrecientes del capital del modelo neoclásico conduce a predecir la convergencia en diferentes economías. Sin embargo, los rendimientos constantes de capital predicen no convergencia. La hipótesis de convergencia es un fenómeno que se observa cuando la tasa de crecimiento del capital está inversamente relacionada con su nivel inicial y puesto que la tasa de crecimiento de la renta es proporcional a la tasa de crecimiento de capital *per cápita*, se espera también una relación negativa entre la renta inicial y su tasa de crecimiento. En un conjunto de economías, si la correlación observada entre la renta de cada una y su tasa de crecimiento es negativa éstas tenderán a converger en el tiempo. El modelo de Solow-Swan sólo predice dicha relación negativa en el caso de que la única diferencia entre los países resida en sus stocks iniciales de capital.

De acuerdo con Sala-i-Martin (2000), se proponen dos tipos de convergencia, convergencia  $\sigma$  y convergencia  $\beta$ . Se dice que existe convergencia  $\beta$  si las economías pobres crecen más que las ricas, es decir, si existe una relación inversa entre la tasa de crecimiento de la renta y su nivel inicial. A menudo se confunden dichos conceptos, aunque en realidad la convergencia  $\beta$  es una condición necesaria pero no suficiente para la existencia de convergencia  $\sigma$ .

La evidencia empírica apuntaba a la no existencia de convergencia absoluta. Los economistas neoclásicos negaron que el modelo neoclásico predijera convergencia y, por tanto, que la evidencia empírica presentada fuera en contra del modelo neoclásico. Argumentaron que el modelo neoclásico predice que la tasa de crecimiento de una economía está inversamente relacionada con la distancia que la separa de su propio estado estacionario solamente en el caso de que todas las economías se acerquen al mismo estado estacionario. Dicho de otro modo, necesitarían tener las mismas tasas de ahorro, tecnología, depreciación y crecimiento de la población para encontrar convergencia absoluta en el sentido de que las economías pobres crecerán más que las ricas.

Desarrollaron entonces el concepto de convergencia condicional para analizar el modelo neoclásico, para esto consideraba la necesidad de encontrar una correlación parcial negativa entre crecimiento y nivel de renta, condicional al estado estacionario. Una forma de condicionar los datos para que las economías se acerquen al mismo estado estacionario es estudiar economías parecidas, que estén pobladas con individuos con preferencias similares, donde las empresas se enfrenten a funciones de producción parecidas y con instituciones parecidas; si se dan dichas condiciones se podría encontrar convergencia absoluta entre estas economías.

Una segunda opción es utilizar regresiones múltiples. Se dice que existe convergencia  $\beta$  condicional, si la correlación parcial entre crecimiento y renta inicial es negativa. En otras palabras, si se afecta una regresión con datos de sección cruzada del crecimiento sobre la renta inicial, manteniendo constante un cierto número de variables adicionales y se encuentra que el coeficiente de la

renta inicial es negativo, entonces se dice que las economías en nuestro conjunto de datos presentan convergencia  $\beta$  condicional. (Sala-i-Martin, 2000)

## 1.2. Modelo de convergencia de Bernard y Durlauf

Como se expuso anteriormente el modelo de Solow (1956) hace fuertes predicciones sobre el comportamiento de las economías en el tiempo, en particular la implicación de convergencia entre países. Varios teoremas han probado que el estado estacionario del ingreso *per cápita* es independiente del nivel inicial de ingreso. Consecuentemente, cuando se observan diferencias entre las tasas de crecimiento, se puede deducir que esas economías tienen características diferentes en la función de producción. Los resultados empíricos del modelo neoclásico y las nuevas perspectivas de crecimiento han creado todo un tratado para comprobar formalmente la hipótesis de convergencia. Existen dos categorías de pruebas de convergencia.

Primero, las de correlación de sección cruzada entre el ingreso *per cápita* inicial y sus tasas de crecimiento para un grupo de economías donde una correlación negativa se interpreta como evidencia en favor de la convergencia<sup>7</sup> (Bernard y Durlauf, 1995). El segundo grupo analiza el comportamiento de largo plazo de las diferencias en el ingreso *per cápita* entre países; para estas pruebas la convergencia significa que esas diferencias son transitorias, es decir, las diferencias entre cualquier par de economías convergen a cero a medida que el horizonte de tiempo aumenta. Una fuerte implicación para este tipo de pruebas es que las diferencias de las series entre dos países no pueden contener raíces unitarias o tendencias y además necesitan estar cointegradas.

Bernard y Durlauf (1995) prueban la hipótesis de convergencia usando series de tiempo en un panorama explícitamente estocástico. Ellos formulan la relación entre cointegración, factores de producción comunes y convergencia, que permite distinguir entre orígenes comunes de crecimiento y convergencia. También

---

<sup>7</sup> Países con un ingreso *per cápita* inicial menor crecen más rápidamente que aquellas con un nivel inicial de ingreso *per cápita* mayor.

proponen dos definiciones de convergencia que capturan algunas implicaciones del modelo de crecimiento neoclásico. Éstas definiciones caracterizan la convergencia entre un par de economías  $i$  y  $j$ . La primera definición considera el comportamiento de las diferencias de la producción entre dos economías en un intervalo de tiempo.

**Definición 1: Convergencia como punto de encuentro.** *Los países  $i$  y  $j$  convergen entre los periodos de tiempo  $t$  y  $t + T$  si la disparidad de la producción per cápita en  $t$  desaparece. Si  $y_{i,t} > y_{j,t}$ ,*

$$E(y_{i,t+T} - y_{j,t+T} | I_t) < y_{i,t} - y_{j,t} \quad (1.9)$$

donde  $I_t$  representa toda la información disponible al tiempo  $t$ .

La segunda definición responde a como las diferencias de la producción en las proyecciones de largo plazo tienden a cero a medida que el horizonte de tiempo tiende a infinito, pero esta definición es violada si el efecto de un choque en las diferencias de la producción persiste indefinidamente.

**Definición 2: Convergencia como igualdad de los pronósticos de largo plazo en un periodo de tiempo determinado.** *Los países  $i$  y  $j$  convergen si los pronósticos de largo plazo de la producción per cápita para ambos países es igual para un periodo de tiempo  $t$  determinado. Formalmente,*

$$\lim_{k \rightarrow \infty} E(y_{i,t+k} - y_{j,t+k} | I_t) = 0$$

Si  $y_{i,t+k} - y_{j,t+k}$  es un proceso estacionario con media cero entonces la definición de convergencia estará satisfecha. Esta definición tiene pruebas análogas para determinar la existencia de raíz unitaria o cointegración; dicho de otro modo, para que las economías  $i$  y  $j$  converjan bajo esta definición sus producciones deberán estar cointegradas con el vector de cointegración  $[1,-1]$ . Si los países no convergen en este sentido, podrían estar mostrando los mismos choques permanentes pero con diferentes pesos en el largo plazo. Es útil cuando se quiere

probar que hay un cierto número de tendencias estocásticas, afectando la serie que difieren en magnitud entre los países.

Ambas definiciones son útiles pues cada una representa implicaciones del modelo neoclásico de crecimiento. Para establecer la relación entre el modelo de crecimiento neoclásico y las definiciones de convergencia anteriores, Bernard y Durlauf (1995) sostienen que cualquier par de economías que se ajustan a las características de la función de producción neoclásica y que poseen tasas de ahorro, tasas de crecimiento de la población y funciones de producción idénticas, mostrarán convergencia.

Estas definiciones de Bernard y Durlauf (1995) estudian la convergencia usando directamente las propiedades de las series de tiempo dentro de un escenario completamente dinámico y estocástico. Un problema a enfrentar es la presencia de un componente transicional en la producción agregada de las economías. Las pruebas de series de tiempo suponen que la información es generada por una medida invariante y cada muestra es interpretable como momentos en el proceso estocástico subyacente. Si las economías de nuestra muestra inician con condiciones diferentes y están en el proceso de convergencia hacia su estado estacionario, entonces la información podría estar generada por una ley de movimiento transicional más que por un proceso estocástico y, como consecuencia, las pruebas de raíz unitaria podrían erróneamente aceptar la hipótesis nula de no convergencia (Bernard y Durlauf, 1995).

## Capítulo 2 Marco Histórico

El comportamiento del PIB nacional presenta periodos de auge y recesión influenciados tanto por factores externos como por políticas económicas. Debido a su naturaleza integradora, es lógico pensar que el comportamiento de cada PIB estatal esté íntimamente ligado y sigan una tendencia similar.

El objetivo del capítulo es identificar aquellos factores y políticas que ayuden a explicar el comportamiento del PIB para, en base a ello, interpretar la existencia o ausencia de convergencia estocástica entre el Estado de México y el Distrito Federal. En este sentido, se estudiará el crecimiento histórico de ambas entidades en busca de evidencia sobre la hipótesis de convergencia. Concretamente se analizará el comportamiento del Producto Interno Bruto per cápita del Estado de México y del Distrito Federal, considerando el periodo de 1940 a 2011 y pasando por las etapas de industrialización, concentración y tercerización que ocurren casi simultáneamente en ambas entidades. Para ello se limitan los datos a economías con población que presenten preferencias similares y que las empresas se enfrenten a una función de producción parecidas (acotar la investigación a economías regionales es una forma de lograrlo).

Se analizarán ambas economías paralelamente para poder identificar la concordancia en las etapas de desarrollo mediante gráficas de tasas de crecimiento del PIB y la utilización del filtro Hodrick-Prescott cuyo objetivo es estimar la tendencia lineal para facilitar el análisis al descomponer la serie observada en dos componentes: la tendencia y el ciclo.

Gracias a lo anterior se puede delimitar dos etapas principales, la primera, caracterizada por una política de sustitución de importaciones y la segunda, por una estrategia de desarrollo basada en una economía abierta y de mercado. Por lo que, el primer apartado describe el comportamiento y crecimiento del PIB del Estado de México y el Distrito Federal, mientras que el segundo y tercer apartados corresponden al estudio del PIB durante el modelo de sustitución de importaciones y de apertura comercial, respectivamente. Ambos apartados se dividen, a su vez,

en dos secciones, la primera enfocada a las políticas que se aplicaron a nivel nacional o en particular en para cada entidad; la segunda, dedicada a analizar los efectos de éstas políticas dentro de las economías regionales. Finalmente, en un tercer apartado, se esboza un panorama general y se enmarcan las conclusiones del capítulo.

## **2.1. Descripción y crecimiento del PIB.**

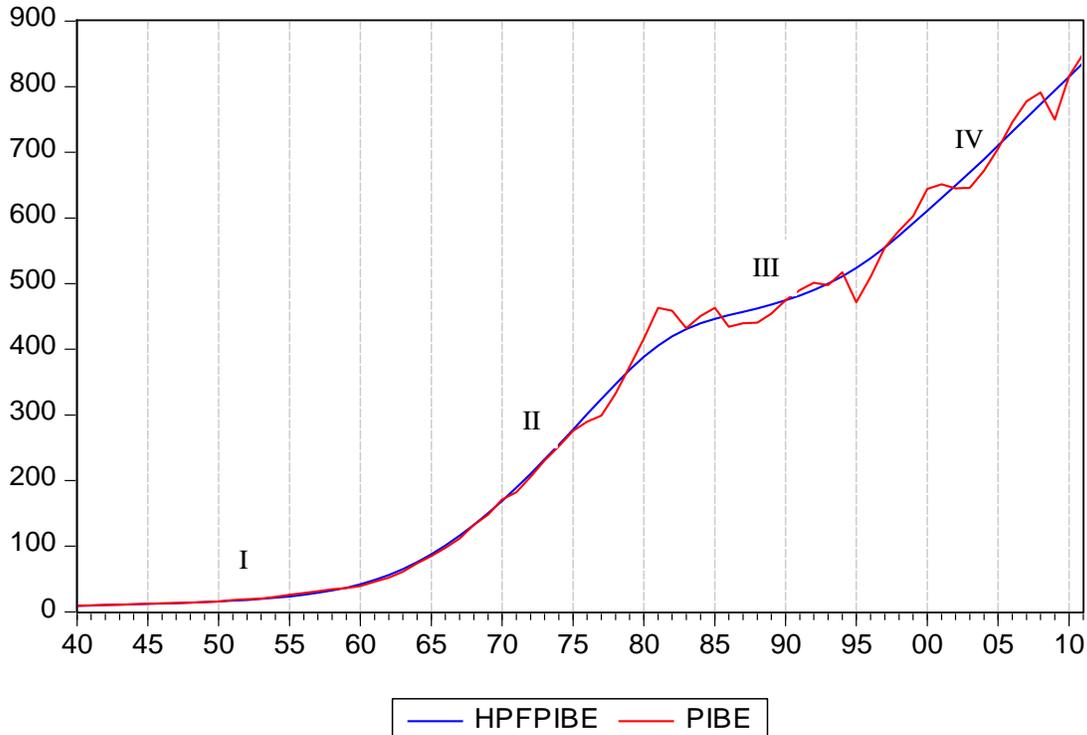
Para un primer examen se puede observar la Gráfica 2.1 correspondiente al PIB del Estado de México. Existen cuatro periodos; el primero en el que existe un crecimiento constante desde el inicio de la década de los cuarenta hasta mediados de los sesenta, lo cual corresponde al periodo de arranque de la industrialización donde se exentaban del pago de impuestos, se expropiaban terrenos y se atrajeron nuevas industrias como la automotriz (Rozga y Ruiz, 2008); el segundo de 1964 a 1981, caracterizado por el fortalecimiento de las industrias ya existentes y el intento por revertir la concentración industrial en la Zona Metropolitana de la Ciudad de México mediante corredores industriales; el tercero, que va desde 1982 hasta 1995, en donde se presenta inestabilidad debido a las crisis económicas que se atravesaban a nivel nacional (la de 1982, precisamente, freno el crecimiento y la construcción de parques industriales) y el último periodo de 1995 a 2011 con cierta estabilidad y la crisis financiera del 2009.<sup>8</sup>

---

<sup>8</sup> Ante esto, Herrera y Macedo (1992) proponen para el Estado de México tres sub-periodos de análisis realizado en base a Censos Industriales publicados por INEGI: de 1940 a 1960, el inicio de la industrialización moderna; de 1960 a 1975, la industrialización media, y de 1975 hasta 1990, la industrialización avanzada o madura.

**Gráfica 2.1**

**Producto Interno Bruto del Estado de México: 1940-2011 (Miles de pesos a precios de 2008)**



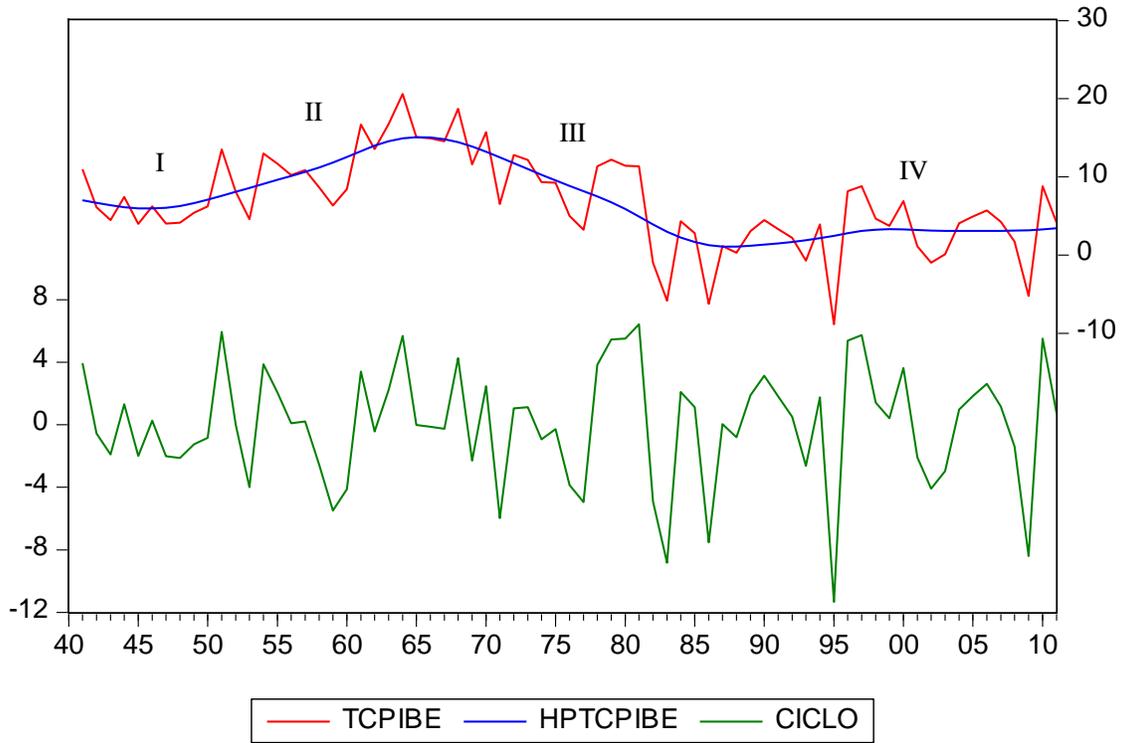
Fuente: Elaboración propia con datos obtenidos de Sistema de Cuentas Nacionales de México, INEGI.

En la Gráfica 2.2 se muestra la tasa de crecimiento del PIB y su tendencia para el Estado de México. De este modo es más fácil observar que entre 1940 y 1964 la tasa de crecimiento promedio era de 9.25 puntos porcentuales y después comenzó a descender, con sólo un ligero repunte en 1968 pero, que seguía, sin compararse con las tasas anteriores. El mismo comportamiento continuó hasta que en 1982 se registró una tasa negativa de 0.97%, el periodo de inestabilidad prevaleció hasta 1996 con un crecimiento de 8.19%, cuando inicia un periodo de relativa estabilidad.

Del mismo modo, la gráfica 2.3 muestra al Producto Interno Bruto del Distrito Federal en el periodo de 1940 a 2011 junto con su tendencia que fue obtenida mediante el filtro Hodrick-Prescott. La gráfica 2.4, expone las tasas de crecimiento y la tendencia que se obtuvo con el filtro Hodrick-Prescott.

**Gráfica 2.2**

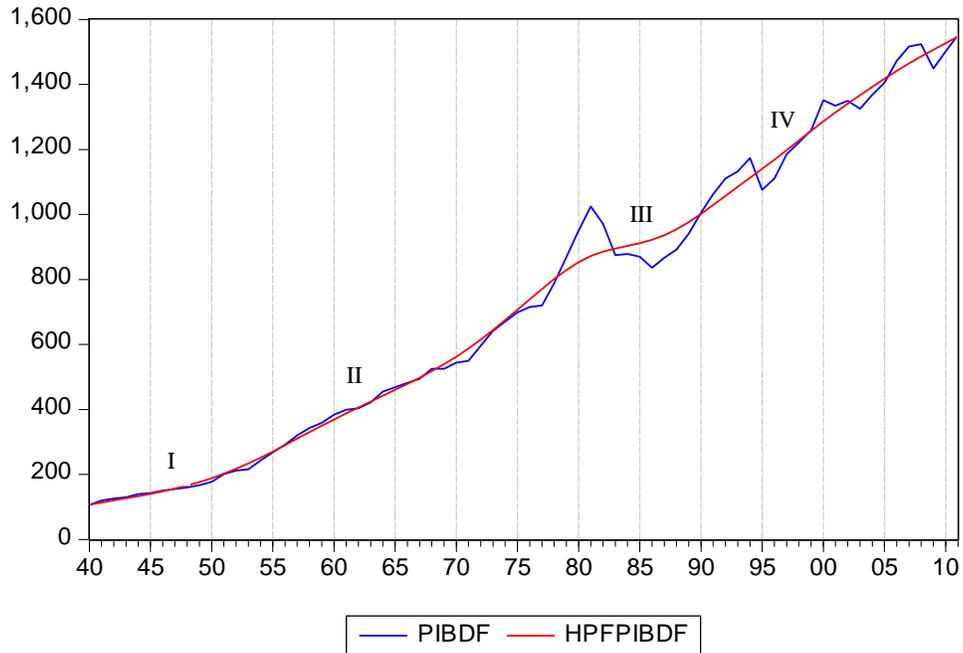
**Tasas de crecimiento porcentual del PIB del Estado de México 1940-2011**



Fuente: Elaboración propia con datos obtenidos de Sistema de Cuentas Nacionales de México, INEGI.

**Gráfica 2.3**

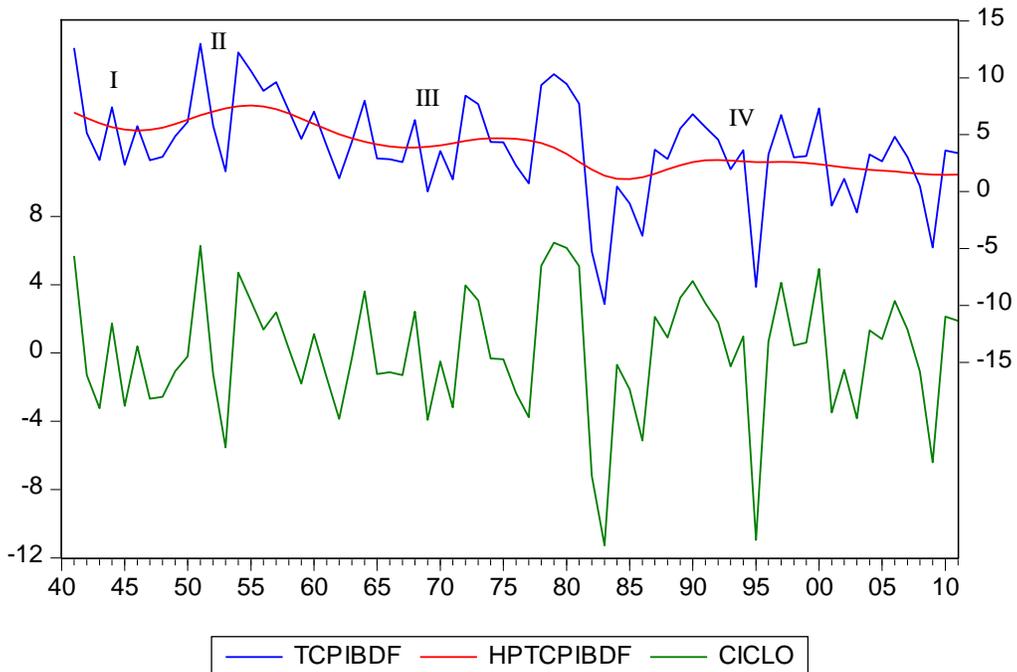
**PIB del D.F. 1940-2011 (Miles de pesos a precios de 2008)**



Fuente: Elaboración propia con datos obtenidos de Sistema de Cuentas Nacionales de México, INEGI.

**Gráfica 2.4**

**Tasas de crecimiento porcentual del PIB del Distrito Federal 1940-2011**



Fuente: Elaboración propia con datos obtenidos de Sistema de Cuentas Nacionales de México, INEGI.

En las gráficas anteriores, se puede observar, en un primer plano, periodos con diferentes ritmos de crecimiento. Por ejemplo, el primero que va de 1940 a 1950 se caracteriza por el uso intensivo de las plantas industriales, la mayoría de ellas pequeñas y medianas con exigencias tecnológicas mínimas; el segundo de 1951 a 1979 representa el proceso de concentración de actividades económicas y atracción de población; el tercero de 1980 a 1990, en donde se cambió del modelo de sustitución de importaciones a uno de apertura comercial y privatización de empresas; y el último que va desde 1991 hasta 2011 en donde la ciudad de México enfrenta problemas tanto de crecimiento demográfico como de concentración de la industria. Algunos de los puntos descritos anteriormente, coinciden con la periodicidad de cuatro etapas que propone Garza (2008).<sup>9</sup>

De cualquier forma, se puede vislumbrar dos grandes sub-periodos principales para ambas entidades. El primero que va desde 1940 hasta 1981 caracterizado por el modelo proteccionista de sustitución de importaciones, que tuvo como efecto en la entidad mexiquense crecimiento acelerado por el “boom” de la industria en la región. El segundo que va de 1982 a 2011 influenciado principalmente por una política de economía de mercado con periodos de inestabilidad económica.

Como se puede observar en la Tabla 2.1. El crecimiento del PIB en el Estado de México durante la primera etapa es incluso mayor que el crecimiento a nivel nacional. Hecho que corrobora el buen momento por el que estaba pasando la entidad mexiquense impulsado por el desarrollo de la industria. Por otro lado, el Distrito Federal no presenta el mismo dinamismo, más bien, durante el primer periodo tiene altibajos en las tasas de crecimiento.

Durante el periodo de apertura comercial ambas entidades muestran un comportamiento más discreto e incluso negativo durante 1982-1987, resultado del ingreso de la economía nacional a un mercado globalizado. El Estado de México,

---

<sup>9</sup> La primera de 1960 a 1980 correspondiente al milagro mexicano; la segunda de 1980 a 1988, la llamada década perdida; la tercera de 1988 a 1993, de recuperación relativa y la última que es un lapso de recuperación-recesión entre 1993 y 2003. Se toma en cuenta también la etapa inicial de 1940 a 1960 que, aunque estuvo marcada por un sector industrial fortalecido, representa además el inicio del proceso de concentración, y por tanto, no se puede dejar de lado.

como es evidente, tiene un impacto menor que el Distrito Federal debido a su estructura industrializada. Entre ambos sub-periodos 1976-1981 y 1982-1987 pasó de 9.09 a -0.79 puntos porcentuales, mientras que el crecimiento durante la misma periodización para el Distrito Federal pasó de 6.65 a -2.65 puntos porcentuales.

**Tabla 2.1**  
**Participación porcentual por entidad en el total nacional**

Periodos	Participación porcentual		Tasas de Crecimiento		
	Edo. de México	Distrito federal	México	Edo. de México	Distrito Federal
1940- 1981	4.94%	26.92%	6.47%	10.18%	5.73%
1940-1945	2.43%	28.65%	6.75%	6.60%	6.06%
1946-1951	2.45%	27.52%	6.20%	6.61%	5.93%
1952-1957	2.81%	29.41%	6.21%	9.75%	8.15%
1958-1963	3.59%	31.16%	5.46%	11.75%	4.73%
1964-1969	5.74%	26.63%	6.99%	15.92%	3.77%
1970-1975	8.21%	23.26%	6.31%	10.98%	4.91%
1976-1981	9.32%	21.84%	7.41%	9.09%	6.65%
1982-2011	9.29%	19.05%	2.12%	2.14%	1.49%
1982-1987	9.59%	18.97%	-0.09%	-0.79%	-2.65%
1988-1993	9.22%	19.77%	2.68%	2.11%	4.57%
1994-1999	9.05%	19.69%	3.16%	3.41%	1.90%
2000-2005	9.13%	18.75%	2.68%	2.70%	1.89%
2006-2011	9.47%	18.06%	2.15%	3.25%	1.73%

Fuente: Elaboración propia con datos obtenidos de Sistema de Cuentas Nacionales de México, INEGI.

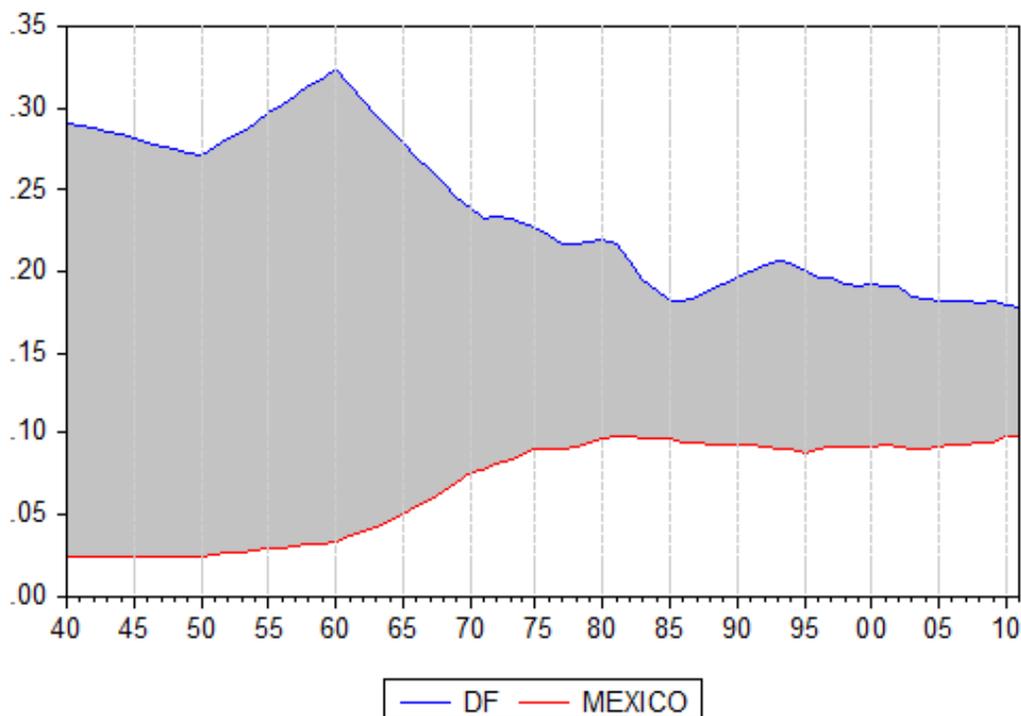
La participación de cada entidad en el total nacional tiene un comportamiento similar. La brecha entre cada una va disminuyendo a lo largo del periodo de estudio como se puede observar en la gráfica 2.5.

El proceso de transición entre el sector industrial y el terciario en el Distrito Federal tuvo un gran impacto en su aportación al agregado nacional. Durante el primer periodo tuvo una participación significativa pero, a medida que la industria va migrando y estableciéndose en el Estado de México (Anexo 4), ésta va disminuyendo; al mismo tiempo que la entidad mexiquense se ve beneficiada con dicho fenómeno. Impulsado principalmente por las políticas actuales. Desde inicios

de los años ochenta se ve una estabilización en los porcentajes de participación, por supuesto, situándose el Distrito Federal con un porcentaje mayor.

**Gráfica 2.5**

**Participación porcentual en PIB Nacional 1940-2011**



Fuente: Elaboración propia con datos obtenidos de Sistema de Cuentas Nacionales de México, INEGI.

## **2.2. Modelo de sustitución de importaciones 1940-1981**

Si bien la industrialización moderna comenzó en el Porfiriato, el verdadero desarrollo inició en la década de los cuarenta, influenciado en mayor parte por la política de sustitución de importaciones que adoptó México. Este modelo descansó, en un principio, en la satisfacción de la demanda interna de consumo que anteriormente se abastecía en el mercado internacional, de forma que a partir de ahí surgió una industria nacional de bienes de consumo, lo cual contribuyó a para dinamizar el crecimiento de la economía.

En el contexto nacional fue determinante la posición que tomó la política económica. Mediante el gasto público se consolidó un nuevo patrón de desarrollo, su estructura favoreció a las actividades económicas y a la expansión de las comunicaciones y transportes.

Hacia finales del decenio de 1940 el Estado había llegado a la convicción de que, para alcanzar el desarrollo, debía participar activamente en la inversión y en la producción. La inversión pública aumentó sistemáticamente y se canalizó hacia el desarrollo urbano e industrial. Para promover las actividades manufactureras se otorgaron incentivos adicionales, como exenciones tributarias. Al mismo tiempo, la campaña de industrialización se acompañó de un aumento de la protección comercial (Moreno-Brid y Ros, 2004).

El desempeño macroeconómico fue notable durante 1940 y 1970. Sin embargo, dejó de lado problemas que iban creciendo cada vez más. El primero fue la poca atención que se le prestaba al sector primario. El segundo fue que, ni el sector privado ni el público se preocuparon por fortalecer el potencial exportador de la economía. Por último, las reformas tributarias fracasaron y las finanzas públicas dependieron cada vez más de la deuda externa. Aunado a lo anterior la crisis en los precios del petróleo y la caída de la demanda externa acrecentaron las restricciones sobre el crecimiento. El descubrimiento de grandes reservas de petróleo dio un giro a todo el escenario por el que pasaba la economía nacional, lo que le devolvió una rápida y vigorosa reactivación (Moreno-Brid y Ros, 2004).

La primera etapa del modelo de sustitución de importaciones tuvo diferentes efectos en cada entidad. Para el Distrito Federal el proceso de arranque de la industrialización terminó en 1950 mientras que para el Estado de México este proceso fue un poco más largo (de 1940 a 1965). Este desfase fue ocasionado principalmente porque en la Ciudad de México ya existían algunas pequeñas y medianas industrias instaladas, en tanto que el Estado de México tuvo que implementar políticas para atraer a la inversión privada y poder generar fuentes de empleo.

El apogeo del modelo de sustitución de importaciones en 1960, logró hacer crecer al PIB del Distrito Federal 3.80% hasta 1977, impulsado en primer lugar por el sector industrial y en segundo por el sector servicios. Analizando el número de empresas implantadas en 1970 y 1975 se desprende que la pequeña y mediana empresa se localiza en la parte central de la urbe mientras que la gran industria tiende a establecerse en la periferia norte; la distribución también representa cambios importantes respecto a 1960. Destaca en primer lugar la disminución de la participación en la producción industrial del D.F. respecto al total del área urbana. Obviamente todos estos decrecimientos en las participaciones son absorbidos por el Estado de México. Todo esto evidencia la concentración de la pequeña y mediana empresa en el D.F. y la industria pesada en el Estado de México (Garza, 1982).

La implementación de políticas que favorecieran el sector industrial también tuvo su propia versión en el Estado de México desde los gobiernos de Wenceslao Labra e Isidro Fabela. Como ejemplo se tienen los programas de transformación industrial que fomentaban la inversión de capital nacional y extranjero en el estado mediante la promulgación de la Ley de Protección de las Industrias Nuevas y Necesarias en 1954 para atraer nuevos capitales, crear fuentes de producción y oportunidades de trabajo (Rozga y Madrigal 2011).

En esta época la agricultura, paso por tiempos difíciles. Por un lado se expropiaron ejidos para establecer fábricas, hecho que repercutió en la superficie cosechada y por el otro lado en el comportamiento desfavorable del maíz, que era el principal cultivo de la región.<sup>10</sup> Las pocas áreas destinadas a la agricultura, fueron dando paso a las industrias y la inversión privada; fue así como el crecimiento económico atrajo fuerza de trabajo desde el campo hacia la ciudad lo que provocó tasas de crecimiento de 5.28% en promedio en esta década.

Este fenómeno fue deteriorando las condiciones del sector primario a favor del empuje que estaba teniendo la industria, se observan un creciente subempleo y

---

<sup>10</sup> Cifras para el periodo 1946-1947 indican una reducción de 32% en la producción de maíz, (Sánchez Colín 1994:388; y CODAGEM, 1979:77).

procesos productivos obsoletos que se relacionan con la drástica disminución de la productividad agrícola estatal (Rozga y Madrigal, 2011). Entre 1950 y 1960 los escenarios eran muy diferentes, se observa un proceso concentrador de la actividad industrial, sobre todo en los municipios conurbados con el DF y algunos del valle de Toluca; situación que ayudo a que presentara tasas de crecimiento promedio de 9.26%. Debido a esto, se crea infraestructura destinada a estimular el desarrollo industrial a gran escala en la entidad.

Para 1940 la participación de la ciudad de México en la industria nacional se elevó al 35.3% aumentando, por tanto, su importancia industrial (Garza, 1982). Esto se llevó a cabo gracias a la utilización intensiva de la infraestructura instalada que producía básicamente bienes de consumo duradero y de capital, aunque también predominaban las pequeñas y medianas empresas. En esta región, era más evidente el fenómeno de secundarización que ocurriría también en el Estado de México.

La expansión del Distrito Federal hacia municipios del Estado de México y la creación del corredor industrial Toluca-Lerma, motivó a que durante 1960 y 1975 se crearan zonas industriales, en gran medida, para revertir el proceso de concentración en la zona conurbada al Distrito Federal. Fueron cinco las zonas industriales: El oro-Atlacomulco-Ixtlahuaca, La marquesa – Tlanguistenco - Lerma, Ocoyoacac - Lerma-Toluca, Villa Victoria – Zinacantepec - Almoloya de Juárez y Zumpango - Huehuetoca. Rozga y Madrigal (2011) consideran este periodo como el de mayor dinamismo en el establecimiento de infraestructura industrial en el territorio mexiquense. La suma de estas condiciones, permitió que, para entonces la participación mexiquense en la industria nacional creciera en todos los rubros; esto se confirma si se observa que durante el mismo periodo el PIB creció a un ritmo de 14.45%.

Como se mencionó anteriormente, las políticas adoptadas desde 1940 favorecieron la constitución de una estructura industrial más diversificada logrando una tasa de crecimiento entre 1940 y 1950 de 5.91%. Y aunque la inversión en vías de comunicación favoreció principalmente a los municipios aledaños al

Distrito Federal, debido a la concentración industrial en Tlalnepantla, Naucalpan, Cuautitlán y Tultitlán, la expansión de plantas industriales también afectó otros sectores de la economía como el primario. Para 1950, estas vías de comunicación facilitaron el proceso de metropolización del Distrito Federal, lográndose la conformación de una estructura tipo centro-periferia entre estos dos.

Esto se tradujo en un rápido crecimiento demográfico pero no así en el crecimiento del PIB que fue de sólo 8.06% entre 1951-1960. El crecimiento de la población de la Ciudad de México, se mantuvo muy elevado en los años cincuenta alcanzando un crecimiento de 5.6% en promedio anual, cifra superior a la tasa nacional total de 3.1%, lo que condujo al Distrito Federal a prohibir la construcción de vivienda formal masiva que provocó la expansión de la mancha urbana fuera de sus límites y surgieron las primeras “ciudades dormitorio” donde viven trabajadores que se transportan cotidianamente al centro a costos y distancias cada vez mayores (Almanza, 2004).

Estas estrategias tuvieron éxito en el Estado de México pues se registró un crecimiento de PIB de 5.22% entre 1946 y 1950 comparados con 4.51% del Distrito Federal para el mismo periodo, de hecho, como se puede apreciar en la tabla 2.2 las tasas de crecimiento que presenta el Estado de México son superiores también en los dos siguientes quinquenios con diferencias considerables.

El Distrito Federal por haberse consolidado como el centro industrial y de negocios más importante del país tenía como característica concentrar a las empresas más grandes y sus centros corporativos (que evidentemente también involucraban mejor tecnología). Garza (1982) explica la elevada concentración de la industria en la capital del país con el número de establecimientos, que en 1940 era de 4, 920 en la ciudad de México y que representaban el 8.7% de los del total nacional.

La ciudad de México, había quedado consolidada como una capital industrial con tasas de crecimiento de hasta 7.99% en 1964. Sin embargo esta estructura cambió para la década de los setenta y sobre todo para los ochenta, al detenerse

el proceso de concentración industrial y encausarse la actividad hacia el sector terciario. El giro que se observó, se derivó de una serie de cambios macroestructurales que afectaron a la economía nacional y contribuyeron a reubicar el papel de la capital en este marco (Álvarez, 1998).

Para 1970 ya es una diferencia abrumadora la que existe entre los porcentajes que aportan el sector secundario y terciario al total del D.F., lo mismo se repite en los siguientes dos quinquenios. Por último, no es de sorprenderse que el sector extractivo quede ya muy rezagado, sobre todo porque los datos pertenecen a una región netamente industrial y urbanizada.

### **2.3. Periodo de apertura comercial y economía de mercado.**

La crisis de la deuda iniciada en 1982, frenó drásticamente el crecimiento de la industria nacional y de manera particular la construcción de parques industriales; por supuesto, algunas entidades industrializadas resintieron más que otras. Esta baja se atribuye en parte al efecto directo que sufrieron las finanzas públicas y el presupuesto destinado para estos programas, aunado a la salida de capital, la depreciación del peso y el ambiente especulativo que minaba los demás sectores de actividad (Rozga y Ruiz, 2008). Solo entre 1982 y 1987 el crecimiento promedio fue de -1.86%. El endeudamiento y la decisión de mantener fijo el tipo de cambio, generó enormes fugas de capital provocando la devaluación del peso de cerca del 100%, además de la nacionalización de la banca en 1982.

La liberalización de la balanza de pagos y el Tratado de Libre Comercio (TLC) de América del Norte integraron estrechamente a la economía mexicana y la estadounidense tanto a comercio como flujos de capital. La participación extranjera ha aumentado mediante inversiones directas, fusiones y adquisiciones. Se privatizaron los bancos y las empresas públicas. En resumen, se llevó a cabo un proceso de reformas de amplio alcance a fin de aumentar la función económica del sector privado y dar mayor margen a la acción de las fuerzas del mercado, y de acelerar la inserción en la economía mundial (Moreno-Brid y Ros, 2004).

Los efectos de la liberalización comercial en la productividad y el crecimiento. La productividad de la mano de obra ha estado estancada desde comienzos de la década de los ochenta, Por otro lado los beneficios del ingreso de importaciones revelan también el rápido desplazamiento de los productores locales provocado por la mayor exposición a la competencia externa. En este caso, ha tenido por consecuencia un deterioro de la producción y de la productividad. Finalmente entre 1996 y 2000 se reanudó el crecimiento del PIB a tasas relativamente elevadas. Con el tiempo, la apreciación del peso desaceleró el auge de las exportaciones y la recesión económica en Estados Unidos en 2001 puso fin al breve periodo de crecimiento impulsado por las exportaciones. Desde ese año se inició un periodo de estancamiento (Moreno-Brid y Ros, 2004).

Los cambios que sufría el país además de la crisis de 1982, marcaron el rumbo de desarrollo que llevaba el Estado de México. Para los ochenta, el agotamiento paulatino del modelo de sustitución de importaciones apoyado en el proteccionismo, orillo al gobierno a re direccionar radicalmente la política comercial. La apertura al intercambio comercial con el ingreso de México al GATT, propicio la industrialización en los estados del norte y zonas fronterizas; lo que fue despojando gradualmente a las tres zonas metropolitanas más importantes del país (México, Guadalajara y Monterrey) del monopolio de desarrollo económico del país (González y Hernández, 2008).

También estuvo influenciado por la política de apertura comercial al ingresar en 1986 al GATT. Se impulsó un proceso de desconcentración hacia las ciudades del norte del país y hacia la periferia de la urbe, lo que propició una reorientación hacia el mercado externo y un debilitamiento del mercado interno, provocando rezagos y desequilibrios socioeconómicos en el caso del Distrito Federal. Este modelo, deterioró sus bases productivas ya que no se generaron oportunamente los cimientos alternativos para un crecimiento sostenido que le permitiera adaptarse a las nuevas condiciones que impone la nueva forma de inserción subordinada del país en el mercado mundial; el acceso a mercados externos

aumento la demanda de insumos importados y la desintegración de cadenas productivas (Almanza, 2004).

En esta etapa conocida como “la década perdida” (entre 1980 y 1988), como se había mencionado, se hizo más evidente la presencia del sector terciario. El valor del índice de especialización de la industria, paso de ser positivo en 1975 con 0.0328 a ser negativo en 1985, al registrar una puntuación de -0.0245; en tanto que en el sector de los servicios en ambos años ascendió a 0.1199 y 0.1722 respectivamente (Álvarez, 1998).

La falta de medidas que pudieran contrarrestar el efecto de la apertura comercial también afectó al Estado de México, que se encontraba inmerso en un proceso de atracción de capital industrial. Como se puede ver en las gráficas anteriores la apertura comercial tuvo un impacto más grande en el Estado de México que en el Distrito Federal, incluso desde 1986 y hasta 1995 presenta tasas de crecimiento más altas, las dos curvas de tendencia se cruzan es este periodo (como se muestra en la tabla 2.1) las tasas de crecimiento para el Estado de México de 0.55% y -0.02% contra tasas de 3.01% y 1.49% para el Distrito Federal.

Con miras a la firma del TLC en 1992, se analizaban los posibles efectos para el Estado de México, sobre todo porque, para la economía local el principal socio comercial era Estados Unidos. Puesto que, en 1990 el 61.7% de las ventas de la entidad al extranjero, fueron hacia este país y también fueron los mayores proveedores con el 46.6% de las compras; destacan las adquisiciones de maquinaria, material eléctrico, aparatos de grabación y productos de la industria química (Herrera y Macedo, 1992). Se esperaba entonces que estas industrias, tuvieran un mercado más amplio con las desgravaciones arancelarias; así como hacer las importaciones más accesibles. También se vislumbraban algunos riesgos, como por ejemplo, la competencia que tendrían que enfrentar los productores estatales con industrias que en ocasiones, estaban más desarrolladas y se podría ver reflejado en una disminución de las ventas y posterior cierre de empresas.

Para analizar los verdaderos efectos que trajo la firma del TLC, Hernández (2004), toma como periodo de análisis 1993-2001 concluyendo, entre otras cosas, que las exportaciones se cuadruplicaron pasando de 3,569 a 12,455 millones de dólares. La participación en las exportaciones de las empresas más importantes de México, por parte de aquellas ubicadas en el Estado de México en 1993, ascendieron a 0.86%; y para 2001 ésta llegó a 2.69%, lo cual indica un gran dinamismo exportador. También el capital extranjero se incrementó pues de las 28 empresas exportadoras en 1993; en 2001 24 tenían 50% o más de capital social extranjero. Pero también disminuyeron las empresas que exportaban, empezando en 1993, con 35 empresas y para 2001 solo quedaban 6.

Garza (2008), recomienda analizar los quinquenios 1993-1998 y 1998-2003; pues presentan peculiaridades estructurales interesantes para comprender la apertura comercial que se originó con la entrada en vigor del tratado de libre comercio en 1994. En el primero la tasa de crecimiento del PIB, fue de 1.70%; la participación de las manufacturas del Distrito Federal con respecto al total nacional decreció en este periodo -5.21% y la participación de los servicios en -4.52%, resultado de la crisis económica que azotó al país en 1995. Claramente en la gráfica 2.3, se ve la caída de -8.36, esta caída fue mayor que la nacional de -6.16% lo que quiere decir que los impactos fueron mayores, la principal explicación es la contracción de los servicios que está directamente relacionado con la alta densidad demográfica y la caída de la demanda derivada de la crisis.

Las conclusiones de Hernández (2004) mencionadas anteriormente, explican porque se tuvo un crecimiento promedio de 3.10% en este periodo, aunque es importante destacar que, en 1994 ocurrió una nueva crisis económica acompañada de una fuerte devaluación y problemas inflacionarios; lo que se puede observar en la Gráfica 2.2 como una gran caída en 1995, pasado esto se tuvieron tasas de crecimiento del PIB cuando menos positivas.

No se debe olvidar que la base productiva del Distrito Federal, eran el comercio y los servicios. En 1995 este sector, se frenó, de 1993 a 1996 se redujo en -0.15% y fue resultado de las mismas características del sistema económico que impiden el

establecimiento de empresas tecnificadas de alta productividad. Por eso, al entrar en vigor el TLC en 1994 las pequeñas y medianas empresas de baja productividad, se vieron obligadas a competir con empresas comerciales y de servicios modernas. En el segundo quinquenio la tasa de crecimiento promedio del PIB, es más alta con 1.92%. Finalmente la estructura productiva, muestra una contracción significativa del sector secundario nacional a 25.8% y en la ciudad de México a 24.7% la menor cifra en todo el periodo analizado, resultado del declive manufacturero (Garza, 2008).

El último periodo es el comprendido entre 2003 y 2011, descrito como una etapa de relativa estabilidad. Un crecimiento no tan pronunciado pero con tasas promedio de 1.61%, hasta la caída en 2009 originada por la crisis financiera de Estados Unidos y que tuvo repercusiones en todo el país; el Distrito Federal, presentó una caída de -4.91%, mientras que el PIB nacional cayó -5.32%. El Estado de México sólo presentó una tasa de crecimiento promedio de 2.76%; luego de una caída abrupta en 2009 de 5.4% poco más grande que la nacional de 5.32%.

Desde 1983 la política del Estado de México ante el panorama actual, fue dar facilidades a las empresas que estaban en las áreas aledañas al Distrito Federal para que se reubicaran en alguna de sus zonas industriales. Sin embargo, el único que tuvo buena aceptación fue el corredor Toluca-Lerma. En el mismo orden de ideas, González y Hernández (2008), consideran a esto una dualidad fragmentación-concentración, es decir, un conjunto reducido de grandes empresas y gran diversidad de establecimientos pequeños y medianos, que se presentaba desde los sesentas y se acrecentó en 1980. Argumentan también que otro impulso a la concentración de los servicios, se acentuó a partir de la creación de nuevos intermediarios financieros en 1985 y de la privatización de la banca, cuya dinámica supuso la articulación de bancos que acrecentaron este tipo de actividades. Este nuevo cambio de estructura en donde, gradualmente, la industria manufacturera va perdiendo terreno ante actividades terciarias como el comercio y los servicios (sin olvidar las crisis presentadas) ayudan a explicar el bajo crecimiento

presentado desde 1982 y a hasta antes de 1995. Dicho de otro modo, después de las caídas de -5.83% y -6.24% en 1983 y 1986 respectivamente, el periodo de recuperación entre 1988 y 1993 no fue tan prometedor; la tasa promedio fue de

## **Conclusiones.**

En cuanto al crecimiento, se tiene pues evidencia de altas tasas por parte de la producción del Estado de México contra tasas de crecimiento de la producción del Distrito Federal. Tomando en cuenta que el Estado de México, cuenta con un nivel de producción menor que el Distrito Federal se tiene un punto a favor de la hipótesis de convergencia. No obstante, en el análisis gráfico hasta antes de 1980, no parece haber una convergencia de las series. Pero después de este año, se puede observar que las series, además de mantener el mismo comportamiento, las tasas de crecimiento y las diferencias son cada vez menores entre ellos.

Para el Estado de México, se pudo esclarecer algunos puntos de quiebre en 1964, 1981 y 1995; correspondientes a la etapa de maduración del proceso de industrialización, a los problemas macroeconómicos y a la crisis financiera respectivamente. Para el Distrito Federal en 1979 y 1988; el primero, representa el agotamiento del modelo de sustitución de importaciones y el segundo las crisis económicas que aquejaban al país. La crisis de 1994, no mostro un cambio tan significativo en la tendencia de la serie solo una abrupta caída y una rápida estabilización.

En conclusión, tanto el modelo de sustitución de importaciones como el modelo neoliberal que se aplicaron en México, tuvieron repercusiones sobre las economías regionales. Sin embargo, la dirección y temporalidad que estas políticas tomaron, fueron diferentes para cada uno, y es que eso dependió en gran medida, de los manejos de las regiones. No hay que olvidar que la cercanía geográfica acrecentó la vinculación económica y la movilidad demográfica; variable indispensable para el desarrollo del Distrito Federal.

## Capítulo 3. Raíces Unitarias y metodología de cointegración

En el capítulo 1 se explica la teoría de la convergencia estocástica de Bernard y Durlauf (1995), su definición formal, las dos clases de prueba (de sección cruzada y de series de tiempo) utilizadas para verificar su hipótesis y la aplicación de Silvestre-i-Carrión y German-Soto (2007).

En esta investigación se utilizará el análisis de series de tiempo de la forma Dickey Fuller Aumentada (DFA) para tal propósito. Los siguientes apartados sustentarán las definiciones 1 y 2 del capítulo 1; para que éstas no sean violadas es necesario que las series de tiempo sean estacionarias. Para esto, se utilizarán las pruebas de Perron (1989) y Zivot - Andrews (1992), para tomar en cuenta la presencia de cambios estructurales. Finalmente, para comprobar la hipótesis de convergencia estocástica se utilizará también la prueba de cointegración de Gregory y Hansen (1996).

### 3.1. Serie de tiempo.

Las series de tiempo son una familia de valores que están ordenados precisamente en función del tiempo (comúnmente representado como  $t$ ), es una realización de una variable aleatoria. Las variables aleatorias estarán denotadas por  $y$  y, por tanto un proceso estocástico estará denotado como  $\{y_t\}$ , en donde cada elemento  $y_1, y_2, \dots, y_t$  es una variable aleatoria. Para facilitar la comprensión en este estudio se acota la distinción entre series de tiempo y procesos estocásticos y se asume que ambos significan lo mismo aunque su diferencia debería ser clarificada por el contexto. Se puede describir a la media  $\mu_t$  de  $\{y_t\}$  como la serie de medias  $\mu$  de cada  $y_t$  en particular; del mismo modo, la varianza de un proceso estocástico está denotada por  $\sigma_t^2$ , y la covarianza entre  $y_t$  y  $y_{t+k}$  esta dada por  $\sigma_{t,t+k}$ .

Dado que en la realidad se tiene una observación por periodo, se requiere del concepto de estacionariedad. Para fines de esta investigación la estacionariedad

en sentido débil<sup>11</sup>, que en adelante se referirá a ella sólo como estacionariedad, será suficiente. Sus características generales son: su media y su varianza son constantes en el tiempo y el valor de la covarianza entre dos observaciones de diferentes periodos depende solamente de la distancia o rezago entre estos dos periodos y/o del tiempo en el que se haya calculado la covarianza. Formalmente,

$$\text{Media: } E(y_t) = \mu$$

$$\text{Varianza: } \text{var}(y_t) = E(y_t - \mu)^2 = \sigma^2$$

$$\text{Covarianza: } \gamma_k = E[(y_t - \mu)(y_{t-k} - \mu)]$$

donde la covarianza  $\gamma_k$  es la covarianza de dos variables separadas por  $k$  periodos. Si se espera que la serie sea estacionaria, la media, varianza y covarianza de  $y_{t+n}$  deben ser las mismas que las de  $y_t$ . Es decir, deben ser invariantes respecto al tiempo. Tal serie de tiempo tenderá a regresar a su media cuando se ha desviado de ella. Por tanto, tiende a fluctuar alrededor de la media y las fluctuaciones alrededor de ésta tendrán una amplitud constante (Gujarati, 2003). Tiene, además, una memoria limitada por lo que los efectos de un choque son sólo transitorios y van desapareciendo con el tiempo. Si no es estacionaria en este sentido se denomina serie de tiempo no estacionaria.

### 3.2. Raíces unitarias y no estacionariedad.

Se considera que un proceso estocástico es estacionario cuando tanto su media como su varianza y covarianza (autocovarianza) permanecen invariantes a través del tiempo; por el contrario se considera que es no estacionaria cuando alguna o más de las condiciones anteriores no se cumplen, es decir, que su media, varianza y/o autocovarianza son una función creciente en el tiempo. Para explicar mejor esto se usará un proceso conocido como caminata aleatoria con variaciones, el cual se define como

$$y_t = \mu + y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \mu \neq 0 \quad (2.1)$$

---

<sup>11</sup> Se dice que una serie de tiempo es estrictamente estacionaria si las distribuciones de probabilidad compuesta y condicional del proceso son invariantes con respecto al tiempo (Charemza y Deadman, 2003).

donde  $\mu$  es una constante y  $\varepsilon_t$  sigue un proceso ruido blanco porque está distribuido de manera independiente e idéntica y sigue una distribución normal con media cero y varianza constante es decir,  $\varepsilon_t \sim iidN(0, \sigma^2)$ . Según este proceso, el valor de  $y_t$  estará influenciado por el valor de  $\mu$ ; en este caso si  $\mu$  es un número positivo la serie tendrá cierta tendencia a crecer y por el contrario si  $\mu$  es negativo la serie también tendrá una tendencia negativa. Este modelo no es estacionario debido a que tanto su media como su varianza cambian con el tiempo.

Siguiendo a Enders (1995), se toman valores esperados de (2.1) y se obtiene  $E_{y_t} = E_{y_{t-s}} = y_0$ .<sup>12</sup> Dadas las primeras  $t$  realizaciones del proceso  $\varepsilon_t$ , la media condicional de  $y_{t+1}$  se tiene que

$$E_t y_{t+1} = E_t(y_t + \varepsilon_{t+1}) = y_t$$

De forma similar la media condicional de  $y_{t+s}$  (para cualquier  $s > 0$ ) es

$$E_t y_{t+s} = y_t + E_t \sum_{i=1}^s \varepsilon_{t+i} = y_t$$

La varianza es dependiente del tiempo. Dado  $y_0$ , la varianza se desarrolla como sigue:

$$var(y_t) = var(\varepsilon_t + \varepsilon_{t-1} + \dots + \varepsilon_1) = t\sigma^2$$

y

$$var(y_{t-s}) = var(\varepsilon_{t-s} + \varepsilon_{t-s-1} + \dots + \varepsilon_1) = (t-s)\sigma^2$$

Ya que la varianza no es constante ( $var(y_t) \neq var(y_{t-s})$ ), el proceso de caminata aleatoria no es estacionario. Es más, ya que  $t \rightarrow \infty$  la varianza de  $y_t$  también tiende a infinito. Luego entonces, una caminata aleatoria se mueve hacia arriba y

---

<sup>12</sup> Dado que el valor de  $y$  en  $y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$  es igual a ella misma más su valor en el último periodo. Si  $y_0$  es una condición inicial, se puede verificar que la solución general a la ecuación de las diferencias de primer orden representado por el modelo de caminata aleatoria es  $y_t = y_0 + \sum_{i=1}^t \varepsilon_i$ . Tomando valores esperados obtenemos  $E_{y_t} = E_{y_{t-s}} = y_0$ .

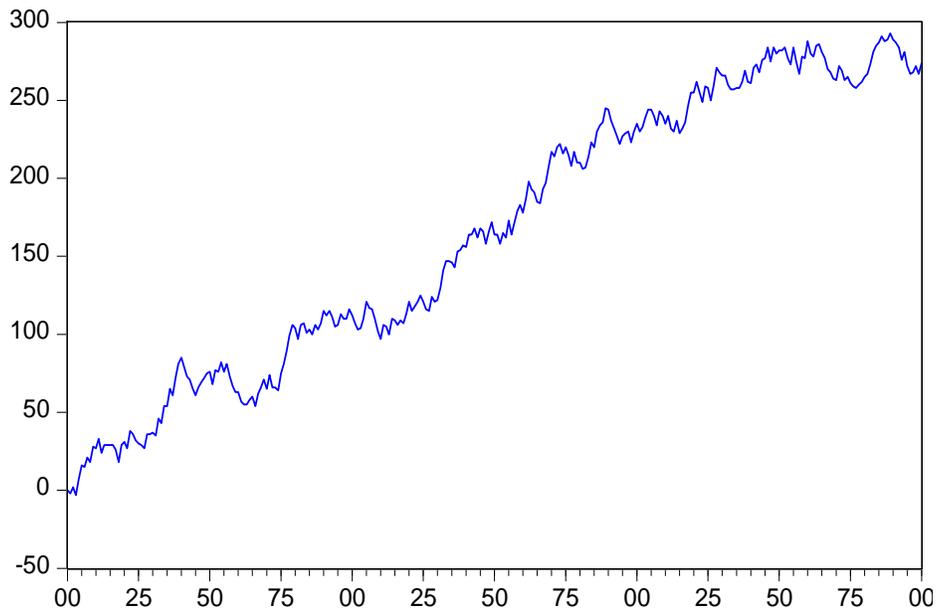
hacia abajo sin mostrar patrón alguno a converger hacia alguna tendencia lineal. Esto es importante para calcular la covarianza de  $y_t$  e  $y_{t-s}$ . Ya que la media es constante, se desarrolla la covarianza  $\gamma_{t-s}$  como:

$$\begin{aligned} E[(y_t - y_0)(y_{t-s} - y_0)] &= E[(\varepsilon_t + \varepsilon_{t-1} + \dots + \varepsilon_1)(\varepsilon_{t-s} + \varepsilon_{t-s-1} + \dots + \varepsilon_1)] \\ &= E[(\varepsilon_{t-s})^2 + (\varepsilon_{t-s-1})^2 + \dots + (\varepsilon_1)^2] \\ &= (t - s)\sigma^2 \end{aligned}$$

La gráfica 3.1 muestra la simulación de una caminata aleatoria con variaciones generada con 300 números aleatorios usando la ecuación (2.1) y suponiendo a  $y_0 = 0$ .

Una característica de las series de tiempo económicas es que presentan una propensión a moverse en una sola dirección (la mayoría de las veces positiva), lo que se conoce como tendencia. Además, como parte de un proceso estocástico dicha tendencia suele moverse hacia arriba o hacia abajo como resultado de los efectos de choques aleatorios (Charemza y Deadman, 2003). También hay crecimientos constantes en la varianza y/o covarianza. Este tipo de series de tiempo presentan una tendencia estocástica.

**Gráfica 3.1 Caminata aleatoria con variaciones**



Fuente: Elaboración propia

En contraste, otro tipo de tendencia en procesos estocásticos no estacionarios se presenta cuando la media del proceso está en función del tiempo, es decir

$$y_t = \mu_t + \varepsilon_t$$

donde

$$\mu_t = \alpha + \beta \cdot t$$

luego entonces

$$y_t = \alpha + \beta \cdot t + \varepsilon_t. \quad (2.2)$$

Y en este caso se dice que el proceso tiene una tendencia determinista. Cuando se genera una tendencia determinística las desviaciones de la media son ocasionadas por los choques aleatorios que desaparecerán rápidamente, por lo que no contribuirán al desarrollo de largo plazo de la serie, el cual está

completamente determinado por  $\beta \cdot t$ . Para el caso de la tendencia estocástica<sup>13</sup> es diferente: el componente aleatorio afecta directamente a la tendencia de largo plazo de la serie.

Ahora bien, un proceso no estacionario se puede transformar en una serie estacionaria usando las primeras diferencias, lo que lo convertiría en un proceso integrado de orden 1,  $I(1)$ . En general, se dice que una serie no estacionaria que es transformada a una serie estacionaria diferenciándola  $d$  veces es integrada de orden  $d$ , es decir  $I(d)$ , donde  $d$  es el orden de integración.

Se puede inducir estacionariedad en un proceso que sigue una caminata aleatoria con variaciones, pues,

$$\Delta y_t = y_t - y_{t-1} = \delta + \varepsilon_t$$

en este caso  $\Delta y_t$  es estacionaria debido a que la aplicación del operador  $\Delta$  a una variable con raíz unitaria la transforma en una nueva variable estacionaria en varianza. Por lo tanto, siempre es recomendable conocer el orden de integración de las series, es decir comprobar que sea estacionaria.

A manera de resumen, las características de una serie de tiempo no estacionaria son:

- Tiene un comportamiento divagante porque no se mantiene sobre una media constante en el tiempo. Por lo tanto, los choques estocásticos tienen efectos que no desaparecen con el tiempo, es decir, posee una memoria infinita.
- La varianza depende del tiempo y tiende a infinito cuando éste tiende a infinito.
- La covarianza entre  $y_t$  y  $y_{t-k}$  no es constante a través del tiempo.

---

<sup>13</sup> No se debe confundir un proceso de caminata aleatoria con una tendencia estocástica; una caminata aleatoria es en realidad un caso especial de tendencia estocástica (Charemza y Deadman, 2003: pág. 90)

### 3.3. Pruebas de raíces unitarias

Aunque existen diversos métodos para comprobar que las series sean estacionarias, este trabajo se enfocará sólo a las pruebas de raíz unitaria.

En esta sección se revisarán dos de los métodos más utilizados. Primero una ampliación de la prueba DF: la prueba de Dickey-Fuller Aumentada (DFA), una de las más utilizadas, que resulta ser más eficiente porque incorpora una estructura de rezagos para aproximar la autocorrelación en el término de error. En segundo lugar, la prueba de PP, que también hace uso de la prueba DFA para derivar sus propias hipótesis nulas a comprobar.

#### 3.3.1. Pruebas convencionales: DFA y PP

Lo que hacen las pruebas convencionales es determinar el valor y la significancia estadística del coeficiente de  $y_{t-1}$  en:

$$y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad -1 \leq \rho \leq 1 \quad (2.3)$$

Si  $-1 \leq \rho \leq 1$   $y_t$  es estacionaria, si  $\rho = 1$  el modelo se convierte en una caminata aleatoria sin variaciones. Usualmente, sin embargo, no se usa (2.3) sino la siguiente ecuación:

$$\begin{aligned} y_t - y_{t-1} &= \rho y_{t-1} - y_{t-1} + \varepsilon_t \\ y_t - y_{t-1} &= y_{t-1}(\rho - 1) + \varepsilon_t, \quad 0 \\ \Delta y_t &= \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (2.4)$$

donde se prueba la hipótesis nula de  $\gamma = 0$ , ó lo que es igual  $\rho = 1$ ; es decir que el proceso tiene raíz unitaria, lo que significa que la serie en cuestión es no estacionaria. Es fácil ver la intuición de esta idea pues si  $\gamma = 0$ ,  $\Delta y_t$  sería igual al término de error  $\varepsilon_t$  el cual es estacionario. Lo anterior constata la afirmación de que las primeras diferencias de una caminata aleatoria son estacionarias.

Para comprobar la significancia estadística de  $\gamma$  no se puede usar la prueba  $t$ , ya que la  $t$ -estadística del coeficiente de  $y_{t-1}$  no sigue una distribución normal asintótica. Para resolver esto Dickey y Fuller (1979) probaron que la  $t$  sigue al estadístico  $\tau$  (tau) y elaboraron, a base de simulaciones Monte Carlo, valores críticos apropiados. El usar este estadístico se denomina como la prueba Dickey-Fuller (DF).

La prueba Dickey-Fuller Aumentada (DFA) es un tanto más elaborada que como se describió anteriormente. En particular es necesario analizar la serie para saber a qué proceso de raíz unitaria pertenece, con variaciones o sin variaciones o con tendencias deterministas o estocásticas. Para eso plantean tres distintas hipótesis nulas, representadas a continuación:

$$y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.3)$$

$$y_t = \mu + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.5)$$

$$y_t = \mu + \beta_2 t + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.6)$$

Para los tres casos, la hipótesis nula de raíz unitaria es  $H_0: \rho = 1$ .<sup>14</sup> El modelo se puede re parametrizar restando  $y_{t-1}$  de ambos lados. Por ejemplo para el modelo (2.3) el desarrollo sería la ecuación (2.4)

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.4)$$

Por lo tanto, la hipótesis nula se cambiaría por  $H_0: \gamma = 0$  donde  $\gamma = \rho - 1$ . Los modelos (2.3), (2.5) y (2.6) se reemplazarían por

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.4)$$

$$\Delta y_t = \beta_1 + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.7)$$

$$\Delta y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.8)$$

---

<sup>14</sup> Si  $\rho = 1$  se tiene lo que se conoce como un problema de raíz unitaria; es decir, se enfrenta una situación de no estacionariedad. Sin embargo, si  $|\rho| \leq 1$ , es decir, si el valor absoluto de  $\rho$  es menor que 1, entonces se puede demostrar que la serie de tiempo  $y_t$  es estacionaria (Gujarati, 2003).

La diferencia entre estos modelos se asocia a los diferentes componentes deterministas que entran en cada uno. La primera ecuación asume que la serie sigue una caminata aleatoria; (2.7) supone una caminata aleatoria con variaciones y (2.8) una caminata aleatoria con variaciones y una tendencia estocástica. Como ya se ha mencionado la hipótesis nula es que  $\gamma = 0$ , y la hipótesis alterna es que  $\gamma$  es menor que cero, es decir que la serie es estacionaria.

El estadístico de prueba para constatar la hipótesis nula depende de esos componentes deterministas; de hecho la etapa fundamental de la prueba DF es probar los estadísticos  $t$  asociados a los coeficientes de  $y_{t-1}$  contra los valores críticos de Dickey-Fuller. Para cada caso el estadístico  $t$  deberá exceder los valores críticos para que la hipótesis nula de raíz unitaria sea rechazada. Por otra parte, si la  $t$  calculada no excede el valor crítico no se rechaza la hipótesis nula, en cuyo caso la serie de tiempo es no estacionaria. Es extremadamente importante observar que existen diferentes valores críticos para cada tipo de especificación de la prueba DF. Se podría usar la  $t$ -estadística sin embargo la distribución asintótica de dicho estadístico bajo la raíz unitaria no es la  $t$ -estadística estándar, y por lo tanto esos valores críticos no sería válidos. Por eso se utilizarán los valores críticos de MacKinnon (Gujarati, 2003).

También se debe poner especial atención en no incurrir en errores de especificación. Es más, si por ejemplo la especificación (2.7) es correcta, pero se estima (2.08) se estará cometiendo un error de estimación (Gujarati, 2003). Una vez que ya se determinó cuál de los tres modelos es el adecuado mediante un largo proceso de prueba y error, se calcula el estadístico  $\tau$  y se contrasta con las tablas de DF. Si el valor  $|\tau|$  excede los valores críticos, se rechaza la hipótesis nula aceptando que la serie es estacionaria, por el contrario si el valor absoluto de  $\tau$  no excede los valores críticos no se rechaza la hipótesis nula, y por lo tanto la serie es no estacionaria.

Una debilidad importante de la prueba DF es que suponen que  $\varepsilon_t$  no presenta autocorrelación; si  $\varepsilon_t$  esta autocorrelacionada (es decir, no es un ruido blanco) entonces las estimaciones de (2.4) mediante MCO no son eficientes. La solución

paramétrica que defienden Dickey y Fuller (1981) es insertar una estructura de rezagos como variables explicativas adicionales para aproximar la autocorrelación (Charemza y Deadman, 2003). Esta nueva versión es conocida como prueba Dickey-Fuller Aumentada DFA, y es reconocida como un método más eficiente y también es uno de los más usados en la práctica. Esencialmente, la idea es que la prueba DF usa procesos  $AR(1)$ , y DFA usa procesos con más de un rezago, como

$$y_t = \sum_{i=1}^k \phi_i y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2.9)$$

donde  $\varepsilon_t \sim iidN(0, \sigma^2)$ . Reparametrizando la ecuación anterior se llega a

$$\Delta y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \cdot \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.10)$$

Donde

$$\gamma = \sum_{i=1}^k \phi_i - 1$$

$$\gamma_i = - \sum_{i=1}^k \phi_i$$

Al igual que en el método DF se consideran 3 variaciones

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \cdot \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.11)$$

$$\Delta y_t = \beta_1 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \cdot \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.12)$$

$$\Delta y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \cdot \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.10)$$

En la prueba DFA se sigue probando  $\gamma = 0$ , y además esta prueba sigue la misma distribución asintótica que el estadístico DF, por lo que se pueden utilizar los mismos valores críticos (Gujarati, 2003).

Esta prueba es sensible al número de rezagos usados.<sup>15</sup> Un método simple para determinar el número apropiado de rezagos es aplicar un enfoque “de lo general a lo específico”, comenzando con un número razonable de  $k$  para después ir disminuyéndolos progresivamente en base a su significancia estadística. De este modo se pueden ir eliminando rezagos innecesarios que no afectan la propiedad de falta de autocorrelación en los residuos y es posible terminar con un número apropiado.

Otro método también empleado es el que se basa en criterios de información, el cual sugiere escoger un  $k$  que minimice las funciones abajo descritas y que al mismo tiempo conjugue parsimonia y reducción de la suma de los cuadrados de los residuos. La función objetivo para el criterio de información de Akaike (CIA) es

$$CIA = \log \left( \frac{\sum \widehat{\varepsilon}_i^2}{T} \right) + \frac{2k}{T}$$

Y para el criterio de información de Schwarz es

$$CIS = \log \left( \frac{\sum \widehat{\varepsilon}_i^2}{T} \right) + k \frac{\log T}{T}$$

Por otro lado, una solución alternativa al problema de autocorrelación es la ofrecida por Phillips y Perron (1988), quienes proponen una transformación no paramétrica para corregir la presencia de autocorrelación en el término de error. De acuerdo con ellos se consideran las siguientes regresiones:

$$y_t = \hat{\mu} + \hat{\alpha}y_{t-1} + \hat{\varepsilon}_t \quad (2.13)$$

---

<sup>15</sup> Es importante no permitir demasiados rezagos, pues resultaría en una reducción del poder de la prueba al momento de rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria; pero si no se utilizan suficientes rezagos no se recogerá plenamente la autocorrelación de los residuales, impidiendo que se comporten como un ruido blanco.

$$y_t = \tilde{\mu} + \tilde{\beta} \left( t - \frac{1}{2}T \right) + \tilde{\alpha}y_{t-1} + \tilde{\varepsilon}_t \quad (2.14)$$

donde  $\hat{\mu}$ ,  $\hat{\alpha}$ ,  $\tilde{\mu}$ ,  $\tilde{\beta}$  y  $\tilde{\alpha}$  son los coeficientes convencionales de la regresión de mínimos cuadrados ordinarios. En el anexo 1 se definen también las regresiones para los estadísticos  $t$ .

Se debe considerar que los coeficientes de las regresiones y sus  $t$ -estadísticos se derivan bajo la hipótesis nula de que los datos son generados por

$$y_t = \alpha y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.15)$$

donde  $\alpha = 1$  y  $\varepsilon_t$  es tal que  $E(u_t) = 0$  para toda  $t$ .

En la prueba Phillips-Perron se amplían los resultados a los casos en que los errores son débilmente dependientes y distribuidos heterogéneamente. La idea es utilizar los residuos estimados  $\varepsilon_t$  en la regresión de DF para corregir el estadístico  $t$  asociado a los parámetros (Suriñach, *et.al.* 1995).

El problema de estimar ecuaciones como (2.13) y (2.14) es que las distribuciones de los coeficientes y su  $t$ -estadístico asociado dependen de los parámetros de perturbación, lo que presenta un obstáculo en la inferencia del caso general. Por eso se realizan las transformaciones de los  $t$ -estadísticos que, eliminan los parámetros de perturbación asintóticamente.

En el anexo 2 se definen dichas transformaciones de las regresiones (2.13) y (2.14) obteniendo los estadísticos  $Z(t_\alpha)$ ,  $Z(t_\mu)$  y  $Z(t_\beta)$ . El propósito de estas modificaciones es corregir los estadísticos convencionales de las regresiones que permiten los efectos de la correlación serial y la heterogeneidad en  $\varepsilon_t$ . Luego entonces cada  $Z$ -estadístico involucra un nuevo término de corrección.

De esta forma se muestra que las distribuciones para  $Z$  son invariantes incluyendo una clase más amplia de dependencia débil y  $\varepsilon_t$  posiblemente distribuidos heterogéneamente. Luego entonces los valores críticos derivados por Dickey-

Fuller bajo el supuesto de que  $\varepsilon_t$  está idéntica e independientemente distribuido, pueden ser usados con los nuevos estadísticos de PP (Phillips-Perron, 1988).

### **3.3.2. Pruebas en presencia de cambios estructurales.**

Los cambios estructurales se presentan cuando un evento externo afecta algún parámetro de la regresión de estudio. En las series de tiempo económicas dichos cambios pueden ser resultado de choques ajenos al movimiento de la variable o a cambios en las políticas económicas que modifican la tendencia determinista y alteran seriamente el proceso. La importancia de identificar estos sucesos radica en seleccionar una adecuada especificación del modelo; de lo contrario se incurrirían en graves errores que harían que la inferencia a partir de estos datos fuera dudosa.

A efectos de poder realizar algún análisis sobre el efecto de estos cambios estructurales, Maddala y Kim (2004) clasifican las soluciones a estos problemas en las siguientes categorías;

- Cuando se conoce el punto de quiebre y cuando no se conoce *a priori*.
- Cuando se presenta uno o múltiples cambios estructurales.
- Relaciones univariadas y multivariadas
- De variables estacionarias y no estacionarias.

Por otro lado, los choques externos alteran el componente determinista, fragmentando o desplazando su tendencia, antes y después de dichos quiebres. Surinach *et al.* (1995) aclaran que en la prueba DF y DFA la hipótesis alternativa viene dada por la regresión que se estima; para que dicha prueba tenga validez ha de ser lo suficientemente general como para incluir el posible proceso generador de datos. Pero estas pruebas suponen explícitamente un determinado modelo de comportamiento determinista que puede ser distinto al que realmente genera los datos.

En el Anexo 2 se presenta la prueba de Perron (1989), que pertenece a los modelos outlier,<sup>16</sup> y fue el primero en analizar el cambio estructural como exógeno al modelo.

Perron (1989) argumenta que ante la posible existencia de un quiebre en la tendencia determinista de una serie estacionaria las pruebas DF y DFA conducirán a resultados engañosos haciéndonos concluir que existe una raíz unitaria, o que la serie es  $I(1)$ , cuando en realidad no la hay, y la serie es  $I(0)$ . Dicho de otro modo, ante la posible existencia de un cambio estructural en una serie estacionaria, las pruebas DF tenderán a aceptar falsamente la hipótesis nula de la existencia de raíz unitaria, incluso cuando el proceso es estacionario a cada lado del quiebre estructural.

Un cambio estructural en un proceso estocástico no estacionario tiene efectos permanentes desde el momento de la ocurrencia. Para comprobarlo se procede como Charemza y Deadman (2003), y consideramos un proceso como (2.1), con intercepto

$$y_t = \mu + y_{t-1} + \varepsilon_t$$

donde  $\mu$  representa el coeficiente de la tendencia determinística en este proceso no estacionario.

Se introduce ahora un cambio estructural en un punto conocido del tiempo que estará identificado como  $t = b$ ; a este evento se le llamará intervención y causará la alteración del proceso. Para tal efecto se introducirá una variable ficticia que capturará el efecto del cambio entre ambos periodos. Dicha variable modela una combinación de avance-impulso que toma valores de cero para todos los  $t$  previos a la intervención y de 1 para todo  $t \geq b$ . En el mismo orden de ideas, una variable impulso toma el valor de 1 únicamente en el momento en que ocurre el evento y cero en cualquier otro caso.

---

<sup>16</sup> Los modelos outlier se basan en el supuesto de que los cambios repentinos producen saltos de niveles temporales o permanentes.

Siguiendo a Charemza y Deadman (2003), una variable impulso es usada para describir el efecto de una intervención que es transitoria; no obstante, en un proceso no estacionario tendrá efectos permanentes, como se demuestra a continuación:

$$y_t = \mu + \phi P_t + y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.16)$$

donde  $P_t$  es la variable impulso que toma valores de 1 si  $t = b$  y de 0 en cualquier otro caso, y  $b$  es el periodo de tiempo cuando ocurre el evento. Para el periodo previo al evento se tiene que

$$\begin{aligned} y_{b-1} &= \mu + y_{b-2} + \varepsilon_{b-1} \\ &= (b-1)\mu + y_0 + \sum_{i=1}^{b-1} \varepsilon_i \end{aligned}$$

En el periodo en que ocurre el evento se tiene

$$\begin{aligned} y_b &= \mu + \phi + y_{b-1} + \varepsilon_b \\ &= b\mu + \phi + y_0 + \sum_{i=1}^b \varepsilon_i \end{aligned}$$

Por consiguiente el momento posterior a la intervención está dado por

$$\begin{aligned} y_{b+1} &= \mu + y_b + \varepsilon_{b+1} \\ &= (b+1)\mu + \phi + y_0 + \sum_{i=1}^{b+1} \varepsilon_i \end{aligned}$$

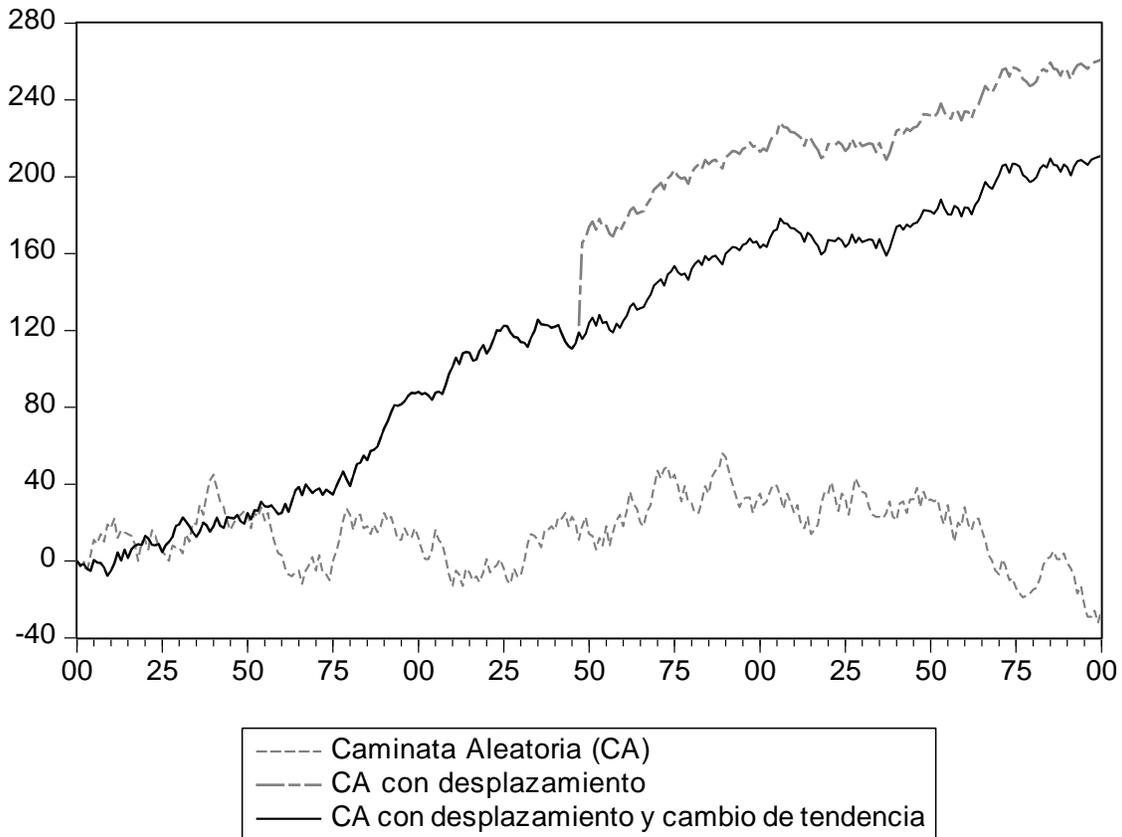
Para una prueba gráfica, al igual que en las simulaciones anteriores, se generaron 300 valores aleatorios para  $\varepsilon_t$  utilizando una ecuación como (2.16).

$$y_t = 0.7 + 50P_t + y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Donde  $y_0 = 1$  y  $P_t$  toma el valor de 1 si  $t = 150$  y 0 en cualquier otro caso.

En la gráfica 3.2 se muestra la trayectoria que se generó de la simulación anterior y se contrasta con el mismo proceso estocástico pero sin incluir el cambio estructural y con un proceso estocástico sin cambio en la tendencia ni en el intercepto; de esta forma se puede apreciar el efecto permanente de la intervención.

**Gráfica 3.2 Caminata aleatoria con y sin cambio estructural (impulso)**



Fuente: Elaboración propia

Para el caso de las series que son estacionarias el efecto es un tanto diferente. Usando el mismo proceso generador para  $y_t$  se tienen las siguientes definiciones:

$$y_t = \mu + \phi P_t + \alpha y_{t-1} + \varepsilon_t \quad |\alpha| < 1 \quad (2.16)$$

Para el periodo previo al evento

$$y_{b-1} = \mu + \alpha y_{b-2} + \varepsilon_{b-1}$$

En el periodo en que ocurre el evento se tiene

$$\begin{aligned}y_b &= \mu + \phi + \alpha y_{b-1} + \varepsilon_b \\ &= \mu(1 + \alpha) + \phi + \alpha^2 y_{b-2} + \sum_{i=0}^1 \alpha^i \varepsilon_{b-i}\end{aligned}$$

Y en el momento posterior se tiene

$$\begin{aligned}y_{b+1} &= \mu + \alpha y_b + \varepsilon_{b+1} \\ &= \mu(1 + \alpha + \alpha^2) + \alpha\phi + \alpha^3 y_{b-2} + \sum_{i=0}^2 \alpha^i \varepsilon_{b+1-i}\end{aligned}$$

Lo anterior demuestra que cuanto más grande sea la distancia en tiempo desde que ocurre la intervención menor será el efecto de la misma. El parámetro  $\phi$  mide el efecto instantáneo de la variable impulso en  $y_t$  en el periodo de quiebre. Además, la influencia de la intervención disminuye tanto como el número de periodos incluidos en el término  $\alpha^i \phi$  aumenta. Luego entonces en un proceso estacionario tendrá solo efectos temporales mientras que en un proceso no estacionario el efecto del impulso desplaza la serie permanentemente (Charemza y Deadman, 2003).

Perron (1989) sugiere una serie de pruebas para corroborar la estacionariedad en presencia de varios tipos de choques, o sea, determinar el orden de integración de una variable que se generaliza para incluir un cambio en un periodo específico de tiempo y que se supone exógeno.

Su propuesta se basa en tres diferentes tipos de tendencia determinística: el primer modelo permite un cambio exógeno en el nivel de las series; el segundo permite un cambio en la tasa de crecimiento y un tercero permite ambos.<sup>17</sup>

El procedimiento de Perron (1989) está condicionado a que el cambio estructural sea conocido *a priori* y en la modelización del proceso se utiliza como un evento

---

<sup>17</sup> El modelo de Perron (1989) es desarrollado con más detalle en el Anexo.

exógeno. Sin embargo, en la práctica no sólo se necesita saber si existe un cambio estructural, sino en qué momento es que ocurre. Lo que sugiere que se deben realizar pruebas previas para localizarlo, convirtiéndose esto en la principal crítica al modelo.

Seguido de esto se desarrollaron procedimientos que consideraban un cambio estructural como endógeno al modelo, lo que permitía vislumbrar el periodo de ocurrencia usando métodos recursivos o métodos secuenciales (Maddala y Kim, 2004).

Zivot y Andrews (1992) construyen un procedimiento parecido al usado por Perron (1989) con algunas modificaciones. La más importante es que en este contraste se trata la fecha del cambio estructural como endógeno. La hipótesis nula que usan para los tres modelos (cambio en el intercepto, cambio en tendencia y ambos cambios) es:

$$y_t = \mu + y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (2.1)$$

Como se estipula en la hipótesis nula,  $\{y_t\}$  es generada sin un cambio estructural. Se considera la selección de la fracción de quiebre,  $\lambda$ , para las variables ficticias en las regresiones (2.18) a (2.23) (desarrolladas en el anexo) como el resultado de un proceso de estimación designado para ajustar  $\{y_t\}$  a una cierta representación estacionaria en tendencia; es decir, asumen que la hipótesis alternativa denota que  $\{y_t\}$  puede ser representada por un proceso estacionario en tendencia con un quiebre que sucede en algún punto desconocido de tiempo.

El objetivo es, por lo tanto, estimar el punto de quiebre que arroje el mayor peso a la alternativa de estacionariedad en tendencia, usando un algoritmo para seleccionar los puntos de quiebre para las series que se espera sea consistente con el procedimiento de selección de Perron. El problema a considerar es, una vez más, evaluar la hipótesis de raíz unitaria contra la alternativa de estacionariedad con cambio estructural en un punto desconocido del tiempo.

En otros términos, la estimación consiste en elegir el punto de quiebre que dé el resultado menos favorable para la hipótesis nula usando el estadístico de prueba  $t_{\hat{\alpha}^i}(\lambda)$ . Por lo tanto, se escoge un valor de  $\lambda$  tal que minimice su  $t$  –estadístico para probar  $\alpha^i = 1$  ( $i = A, B, C$ ); valores pequeños del estadístico nos llevan al rechazo de la hipótesis nula. Para este caso  $\hat{\lambda}_{inf}^i$  denota el valor de  $\lambda$  que minimiza el estadístico  $t$ . Por definición se tiene

$$t_{\hat{\alpha}^i}[\hat{\lambda}_{inf}^i] = \inf_{\lambda \in \Lambda} t_{\hat{\alpha}^i}(\lambda), \quad i = A, B, C, \quad (2.17)$$

donde  $\Lambda$  es un subconjunto cerrado específico de  $(0,1)$ .

Siguiendo la estrategia de prueba del tipo ADF de Perron, las ecuaciones de regresión que se usa para probar la existencia de raíz unitaria son:

$$y_t = \hat{\mu}^A + \hat{\theta}^A DU_t(\hat{\lambda}) + \hat{\beta}^A t + \hat{\alpha}^A y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \hat{c}_j^A \Delta y_{t-i} + \hat{\varepsilon}_t, \quad (2.21')$$

$$y_t = \hat{\mu}^B + \hat{\beta}^B t + \hat{\gamma}^B DT_t^*(\hat{\lambda}) + \hat{\alpha}^B y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \hat{c}_j^B \Delta y_{t-i} + \hat{\varepsilon}_t, \quad (2.22')$$

$$y_t = \hat{\mu}^C + \hat{\theta}^C DU_t(\hat{\lambda}) + \hat{\beta}^C t + \hat{\gamma}^C DT_t^*(\hat{\lambda}) + \hat{\alpha}^C y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \hat{c}_j^C \Delta y_{t-i} + \hat{\varepsilon}_t, \quad (2.23')$$

donde  $DU_t(\hat{\lambda}) = 1$  si  $t > T\lambda$ , y 0 en otro caso;  $DT_t^*(\hat{\lambda}) = t - T\lambda$  si  $t > T\lambda$ , 0 en otro caso,  $\hat{\lambda}$  denota un valor estimado de  $\lambda$ .

Excepto para (2.22'), el efecto de excluir a  $D(T_B)_t$  de (2.21') y (2.23') es el de incrementar en valor absoluto la magnitud del estadístico-  $t$  para probar que  $\alpha^i = 1$ . Esto es importante debido a que para determinar el punto de quiebre y el mínimo  $t$  –estadístico se estima cada uno de los modelos, (2.18'), (2.19') y (2.20') por medio de mínimos cuadrados ordinarios con la fracción de cambio  $\lambda = T_B/T$

para cada valor de  $\lambda$ . El número de regresores extra,  $k$ , se determina usando el mismo procedimiento que Perron.<sup>18</sup>

Zivot y Andrews derivan sus propios valores críticos debido a que cuando se usa la fracción de cambio  $\lambda$  como endógena en el proceso de estimación no se puede seguir usando los valores críticos de Perron para probar la hipótesis de raíz unitaria.

El fenómeno de la relación espuria se ocasiona cuando se incluyen en ecuaciones de regresión series que tienen un orden de integración de 1,  $I(1)$ , o más debido a que pueden arrojar resultados no muy ciertos y ocasionar problemas que pueden ser pasados por alto. Se tomará como ejemplo la siguiente regresión entre dos paseos aleatorios  $y_t$  y  $x_t$

$$y_t = \mu + \alpha x_t + \varepsilon_t \quad (2.7)$$

Los resultados podrían guiarnos a concluir que existe una relación estadística significativa entre las series, aunque a priori se pensara que no existe ninguna debido a que las series no son estacionarias. Por tanto, se debe ser consciente de que pueda estar ocurriendo lo siguiente:

- El estadístico  $R^2$  converja a una variable estocástica en vez de hacerlo a su valor poblacional que es cero.
- El estadístico Durbin-Watson DW, tiende a cero, lo que lo convierte en un buen estadístico para detectar la presencia de relaciones espurias, de acuerdo con Granger y Newbold (en Gujarati, 2003), una  $R^2 > DW$ , es una buena regla práctica para sospechar que la regresión estimada es espuria.

Por lo tanto, se podrían aceptar relaciones erróneas como buenas. Lo que se recomienda es siempre definir el orden de integración de las series para poder estar seguro de la estacionariedad de las mismas.

---

<sup>18</sup> El procedimiento empieza por un elegir un rezago alto,  $k_{max}$ . Si el último rezago incluido es significativo, elegir  $k = k_{max}$ ; si no, se reduce  $k$  en 1 hasta que el último rezago se vuelva significativo. Si no hay más rezagos significativos, se selecciona  $k = 0$ ;  $k_{max}$  es establecido igual a 8 por Perron (1989). Se usa un valor de 1.60 de la distribución  $t$  normal para evaluar la significancia del último rezago (Mejía y Lucatero, 2011).

En esta sección se empleará un método diferente para estudiar series que no sean estacionarias. Se analizarán relaciones de equilibrio que en realidad son funciones estacionarias, pero no constituyen pruebas de raíces unitarias. Se hace referencia al análisis de cointegración que es un método que ha llamado la atención en el campo económico. El objetivo consiste en realizar una combinación lineal de estas series en una nueva que en realidad sea estacionaria por sí sola; las series que logran este tipo de comportamiento se denominan series cointegradas.

El método de cointegración surge de la necesidad de trabajar con series en niveles y no diferenciarlas sucesivamente para inducir estacionariedad, como se había sugerido, pues no es la solución ideal. Aplicar primeras diferencias a los logaritmos de las series conduce a una pérdida de las propiedades de largo plazo, ya que el modelo en diferencias no tiene una solución en el largo plazo. El deseo de evaluar modelos que combinen propiedades tanto de largo como de corto plazo y que al mismo tiempo mantengan la estacionariedad en las variables hace reconsiderar el uso de las variables en niveles (Charemza y Deadman, 2003).

### 3.4. Modelo de cointegración sin cambio estructural

Una definición formal de cointegración la detallan Engle y Granger (1987). Se dice que dos series  $x_t$  y  $y_t$  están cointegradas de un orden  $d, b$ , donde  $d \geq b \geq 0$ , denotándose como  $x_t, y_t \sim CI(d, b)$ , si.

- Ambas series son integradas de orden  $d$
- Existe una combinación lineal de esas variables, es decir,  $\alpha_1 x_t + \alpha_2 y_t$ , que es integrada de orden  $d - b$

El vector  $[\alpha_1, \alpha_2]$  es llamado vector de cointegración.

El vector representa una relación de cointegración entre variables que puede interpretarse como la existencia de una relación lineal de equilibrio entre ellas. Siguiendo a Suriñach *et al.* (1995), las desviaciones de este equilibrio recogen el

retardo de la respuesta de la variable dependiente ante cambios en las explicativas. Ahora bien, en caso de cointegración, estas desviaciones son estacionarias y, por tanto, tienen una varianza que no es función del tiempo, o lo que es lo mismo, aunque las variables en la ecuación sean  $I(1)$  existe una relación de equilibrio de largo plazo entre las variables tal que las situaciones de desequilibrio son de carácter estacionario,  $I(0)$ , y, por tanto, desaparecen con el tiempo.

Entonces, una condición para que pueda existir cointegración es que ambas series sean integradas del mismo orden. Suponga que  $x_t$  y  $y_t$  son ambas  $I(1)$  y que la relación de largo plazo está dada por la ecuación.

$$y_t = \beta \cdot x_t \quad (2.21)$$

Las posibilidades de integración podrían ser:

1. Si  $y_t \sim I(1)$  y  $x_t \sim I(0)$ , entonces  $u_t \sim I(1)$  y las variables  $y_t$  y  $x_t$  no están cointegradas;
2. Si  $y_t \sim I(1)$  y  $x_t \sim I(1)$ , entonces puede ocurrir que  $u_t \sim I(0)$  y las variables  $y_t$  y  $x_t$  están cointegradas, solo si  $[\beta, -1]$  constituye un vector de cointegración;
3. Si  $y_t \sim I(0)$  y  $x_t \sim I(0)$ , entonces  $u_t \sim I(0)$  y la búsqueda de cointegración no tiene sentido;
4. Si  $y_t \sim I(0)$  y  $x_t \sim I(1)$ , entonces  $u_t \sim I(1)$  y las variables  $y_t$  y  $x_t$  no están cointegradas;

Si de la relación de variables (3.1)  $y_t$  y  $x_t$  son  $CI(1,1)$  y su vector de cointegración resulta  $[\beta, -1]$ , las desviaciones de  $y_t$  en el largo plazo son  $I(0)$ .

### 3.5. Modelo de cointegración con cambio estructural

Las pruebas de cointegración que se aplican con mayor frecuencia son las que se basan en los residuos de las estimaciones para probar la hipótesis nula de no cointegración frente a la hipótesis alternativa de cointegración en el sentido de Engle y Granger. En ésta investigación se busca un panorama más realista, en

donde el vector de cointegración incluya un cambio estructural en algún momento desconocido del periodo de tiempo (Gregory y Hansen, 1996). Esto es importante debido a que en el primer análisis de las series se puede observar la presencia de quiebres en la serie por lo que la prueba convencional de cointegración podría no resultar apropiada dado que supone que el vector de cointegración es invariante en el tiempo.

Muchas investigaciones inician un análisis de cointegración con la prueba usual de DFA para identificar la presencia de raíces unitarias en los residuos de la regresión cointegradora y proceden únicamente si el estadístico de prueba rechaza la hipótesis nula de no cointegración. Si el modelo es en realidad cointegrado con un cambio de régimen en el vector de cointegración, las pruebas DFA convencionales podrían no rechazar la hipótesis nula y se podría concluir erróneamente que no existe una relación de largo plazo; luego entonces estas pruebas fallan ante la presencia de cambios estructurales. En contraste, si es utilizada la siguiente prueba habrá mayor oportunidad de rechazar la hipótesis nula guiando a una correcta especificación del modelo (Gregory y Hansen, 1996)<sup>19</sup>.

A continuación se describen los modelos que permiten evaluar la existencia de cointegración con cambio estructural, pero antes se describe el modelo estándar sin cambio estructural. Siguiendo a Gregory y Hansen (1996), partimos del modelo estándar, como el de la ecuación 2.1, agregando un intercepto y un término de error:

$$y_t = \mu + \alpha x_t + \varepsilon_t \quad (2.7)$$

Para nuestra aplicación es deseable que la cointegración se mantenga sobre un periodo de tiempo y luego cambie en un punto desconocido a una nueva relación de largo plazo; estos cambios se pueden presentar en el intercepto  $\mu$  y/o en la

---

<sup>19</sup> Trabajos como los de Hansen (1992a) y Quintos y Phillips (1993) descubrieron pruebas para la hipótesis de que los coeficientes de una relación de cointegración son invariantes en el tiempo. Sus hipótesis nulas son cointegraciones EG, mientras que aquí la hipótesis nula es de no cointegración (Gregory y Hansen, 1996).

tendencia  $\alpha$ . De nuevo, el cambio estructural se identificará con una variable ficticia  $\varphi_{\tau t}$  que es igual a 0 para todo  $t$  menor o igual a  $n\tau$  y 1 para todo  $t$  mayor a  $n\tau$ . Donde el parámetro  $\tau \in (0,1)$  denota el momento del punto de quiebre, y  $n\tau$  la parte integradora. Las tres alternativas para modelar el cambio estructural son

$$\text{Modelo A:} \quad y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{\tau t} + \alpha y_{2t} + \varepsilon_t \quad (A)$$

$$\text{Modelo B:} \quad y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{\tau t} + \beta t + \alpha x_t + \varepsilon_t \quad (B)$$

$$\text{Modelo C:} \quad y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{\tau t} + \alpha_1 y_{2t} + \alpha_2 y_{2t} \varphi_{\tau t} + \varepsilon_t \quad (C)$$

El modelo A representa un cambio en el intercepto o el nivel de la relación entre  $y$  y  $x$  lo que la desplaza en paralelo; el modelo B introduce una tendencia al modelo con cambio de nivel, y, finalmente, el modelo C representa un cambio en la pendiente de la serie lo que permite que cambie la relación de equilibrio también. A esto se le llama modelo de cambio de régimen. Entonces,  $\mu_1$  representa el intercepto antes del quiebre y para simbolizar el efecto después del quiebre se usa  $\mu_1$  más el incremento  $\mu_2 \varphi_{\tau t}$  cuando  $t > n\tau$ ; asimismo,  $\alpha_1$  representa el coeficiente de la pendiente de la relación de cointegración antes del cambio de régimen y  $\alpha_1$  más  $\alpha_2$  el cambio en la pendiente después del momento del quiebre.

Las pruebas convencionales para probar la hipótesis nula de no cointegración se enfocan en el análisis de los residuos: se estima la relación de cointegración mediante MCO y se aplican pruebas de raíz unitaria a los errores de la regresión. En principio, para el análisis de cambio estructural, esto podría ser usado siempre que se conociera *a priori* el momento en que ocurre el quiebre. La prueba de Gregory-Hansen no requiere de información previa sobre el momento en que ocurre el quiebre, lo que completa el análisis de cointegración bajo la influencia de este tipo de fenómenos (Gregory y Hansen, 1996).

Así pues, se estima recursivamente el modelo A, B o C (dependiendo de la hipótesis alterna bajo consideración) para cada  $\tau$  mediante MCO generando la serie de residuos  $\hat{\varepsilon}_{\tau t}$ . Sobre cada serie de residuos se calcula el estadístico de

prueba.<sup>20</sup> En esta tesis se utilizará el estadístico ADF. Éste es calculado mediante la regresión de  $\Delta\hat{\varepsilon}_{t\tau}$  sobre  $\hat{\varepsilon}_{t-1\tau}$  y  $\Delta\hat{\varepsilon}_{t-1\tau}, \dots, \Delta\hat{\varepsilon}_{t-K\tau}$  para alguna estructura conveniente de rezagos  $K$ . El estadístico ADF es el  $t$ -estadístico para el regresor  $\hat{\varepsilon}_{t-1\tau}$  de alguna de las ecuaciones A-C denotando esto como:

$$ADF(\tau) = tstat(\hat{\varepsilon}_{t-1\tau}).$$

Sin embargo, de acuerdo con Gregory y Hansen (1996) esta es una herramienta para el análisis de cointegración sin cambios estructurales. Nuestro objetivo es por lo tanto, obtener el valor más pequeño de entre todos los estadísticos de prueba para  $\tau \in T$ . Se enfoca en ellos dado que valores más pequeños de los  $t$ -estadísticos constituye evidencia contra la hipótesis nula. El estadístico mínimo se denota como:

$$ADF^* = \inf_{\tau \in T} ADF(\tau)$$

Al igual que en el método de Zivot-Andrews (1992) el valor más pequeño indicará la ubicación del punto de quiebre. El estadístico de prueba mínimo se contrastará con los valores críticos de Gregory y Hansen (1996), que fueron elaboradas a partir de simulaciones Monte Carlo para cada una de las alternativas.

### 3.6. Convergencia estocástica de Bernard y Durlauf

De acuerdo con Bernard y Durlauf (1995),  $N$  economías convergen si, y sólo si, existe una tendencia en común  $a_t$  y parámetros finitos  $\delta_1, \delta_2, \dots, \delta_N$ , es decir

$$\lim_{t \rightarrow \infty} (y_{i,t} - a_t) = \delta_i \quad (2.22)$$

para  $i = 1, \dots, N$ , donde  $y_{i,t}$  denota, en este caso, el ingreso para cada  $i$ -ésima economía. Para tener en cuenta la tendencia en común se define el valor esperado para  $N$  economías, es decir

$$\lim_{t \rightarrow \infty} (\bar{y}_t - a_t) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \delta_i \quad (2.23)$$

---

<sup>20</sup> El estadístico de prueba, por ejemplo, es derivado del coeficiente de correlación serial de primer orden  $\hat{\rho}_t$ . Los estadísticos de prueba de Phillips se conforman usando una versión preferentemente corregida del coeficiente de correlación serial de primer orden.

donde  $\bar{y}_t = N^{-1} \sum_{i=1}^N y_{i,t}$  denota el valor esperado del ingreso. Se define el nivel de la tendencia en común como  $\lim_{t \rightarrow \infty} (\bar{y}_t - a_t) = 0$ , y restando (2.23) de (2.22) la convergencia estocástica existe si y sólo si:

$$\lim_{t \rightarrow \infty} (y_{i,t} - \bar{y}_t) = \delta_i \quad (2.24)$$

En este escenario, la convergencia se dice que es absoluta si y sólo si  $\delta_i = 0$  en (2.24), mientras que la convergencia será condicional cuando  $\delta_i \neq 0$  en (2.24).

Para capturar las desviaciones en tendencia con respecto al equilibrio ( $\delta_i$ ) se proponen modelos de desviación como una combinación de tendencia y proceso estocástico (Carlino y Mills, 1993, en Carrion-i-Silvestre y German-Soto, 2009).

$$\delta_i = \mu_i + \beta_i t + u_{i,t} \quad (2.25)$$

Luego entonces, dos economías convergerán si  $y_{i,t}$  y  $\bar{y}_t$  son (estocásticamente) cointegradas con el vector de cointegración (1, -1). Consecuentemente, evaluar la presencia de convergencia estocástica es equivalente a evaluar la existencia de cointegración con el vector cointegrador ya conocido analizando las propiedades estocásticas de  $(y_{i,t} - \bar{y}_t)$  a través de la aplicación de raíces unitarias.

Si  $y_{i,t} - y_{j,t}$  contiene una raíz unitaria entonces (2.22) será violada; por el contrario, si esa diferencia constituye un proceso estacionario, la definición estará satisfecha.

Como se ha mencionado anteriormente, la presencia de cambios estructurales puede dirigir el análisis de cointegración hacia la no estacionariedad. Bajo este entendido, se aplican pruebas de raíz unitaria (ADF) que toman en cuenta hasta dos cambios estructurales (ZA) y, también, se dirige el análisis de cointegración para permitir la presencia de estos (GH) (Carrion-i-Silvestre y German-Soto, 2009).

## Capítulo 4 Resultados

En este capítulo se determina, mediante la metodología descrita en el capítulo 3, si las series del PIB del Estado de México y el Distrito Federal son estacionarias o, por el contrario contienen raíces unitarias; se evalúan las situaciones con y sin cambio estructural en las series. Posteriormente se realiza la prueba de cointegración Engle y Granger (1987) para determinar si ambas series poseen una relación que pueda permanecer inalterada a los choques económicos en el largo plazo o, por el contrario, esa relación experimenta un cambio estructural, para lo cual se aplica la prueba de Gregory y Hansen (1996).

### 4.1. Los datos.

Se analizarán las series del PIB del Estado de México y el Distrito Federal, de los datos obtenidos de German (2005) para 1940-1992 y del Sistema de Cuentas Nacionales de México del INEGI para el periodo 1993-2011, con el fin de complementar el análisis histórico detallado en el capítulo 1, debido a que aquí, a base de métodos estadísticos, se determinará el punto en el que ocurren los cambios estructurales. Se utilizan los logaritmos de las series en niveles para las estimaciones, mismos que se presentan en la gráfica 4.1.

Anteriormente se identificó que el PIB del Estado de México presentaba un crecimiento constante durante el periodo 1940-1980, mismo que se fortalecía en los últimos años hasta 1981 y que a partir de entonces se inició una etapa de inestabilidad y bajo crecimiento hasta 2011, tal como se puede ver en la gráfica 2.2. Además, se enunciaron algunos posibles puntos de quiebre de la serie, en 1964, 1981 y 1995, correspondientes a la etapa de maduración del proceso de industrialización, a los problemas macroeconómicos derivados de la crisis de la deuda y a la crisis financiera, respectivamente.

Para la serie del Distrito Federal se observó un crecimiento constante desde 1940 hasta 1979, correspondiente al proceso de industrialización; a partir de 1980 hasta 2011 el PB tuvo un crecimiento más ligero. Los posibles puntos de quiebre son 1979 y 1988: el primero representa el agotamiento del modelo de sustitución de

importaciones y el segundo se asocia a las crisis económicas que aquejaban al país.

Al utilizar el filtro Hodrick-Prescot para exponer la tendencia de las variables de interés se identifican cambios en la pendiente de las series del PIB del Estado de México y el Distrito Federal, mismas que corresponden al inicio de la industrialización en el Estado de México, empujado también por el crecimiento de varios municipios conurbados con el Distrito Federal, cuando comenzaba a descentralizarse el sector industrial hacia la periferia de la ciudad.

Aunque el Distrito Federal presenta una tasa de crecimiento más alta que la de Estado de México (14.1% y 10.96% correspondientemente), es de notar que el desarrollo de éste último ha sido más explosivo. Lo anterior debido al arranque del proceso de industrialización y los programas encaminados a atraer la inversión privada a la entidad mexiquense; entre 1942 y 1960 periodo en el que se presentan tasas de crecimiento ligeramente superiores (7.55% en promedio, comparadas con 6.36% para el D.F.)

Hasta 1960 ambas series siguen la misma tendencia, con tasas de crecimiento similares. Sin embargo, para el subperiodo 1961-1970 el crecimiento para la capital del país parece estancarse mientras el Estado de México muestra tasas muy superiores: la brecha de crecimiento en promedio fue de 12.24 puntos porcentuales. Fue durante esos años que se dio el fenómeno de descentralización de las grandes industrias hacia la periferia y, por supuesto, la atracción de éstas por parte del Estado de México. Simultáneamente, la estructura productiva del D.F. se encaminaba más hacia el sector terciario, transformación que se fue acrecentando hasta que la participación del sector industrial fue mínima.

Entre 1971 y 1985 ambas entidades presentan un crecimiento estable. El Estado de México aunque mantenía tasas positivas, éstas no eran tan elevadas como las del periodo anterior, lo que significaba ya un proceso de maduración del sector industrial. El problema se presentó con la crisis iniciada en 1982 que frenó

drásticamente el crecimiento de la industria a nivel nacional y la construcción de parques industriales (Rozga y Ruiz, 2008).

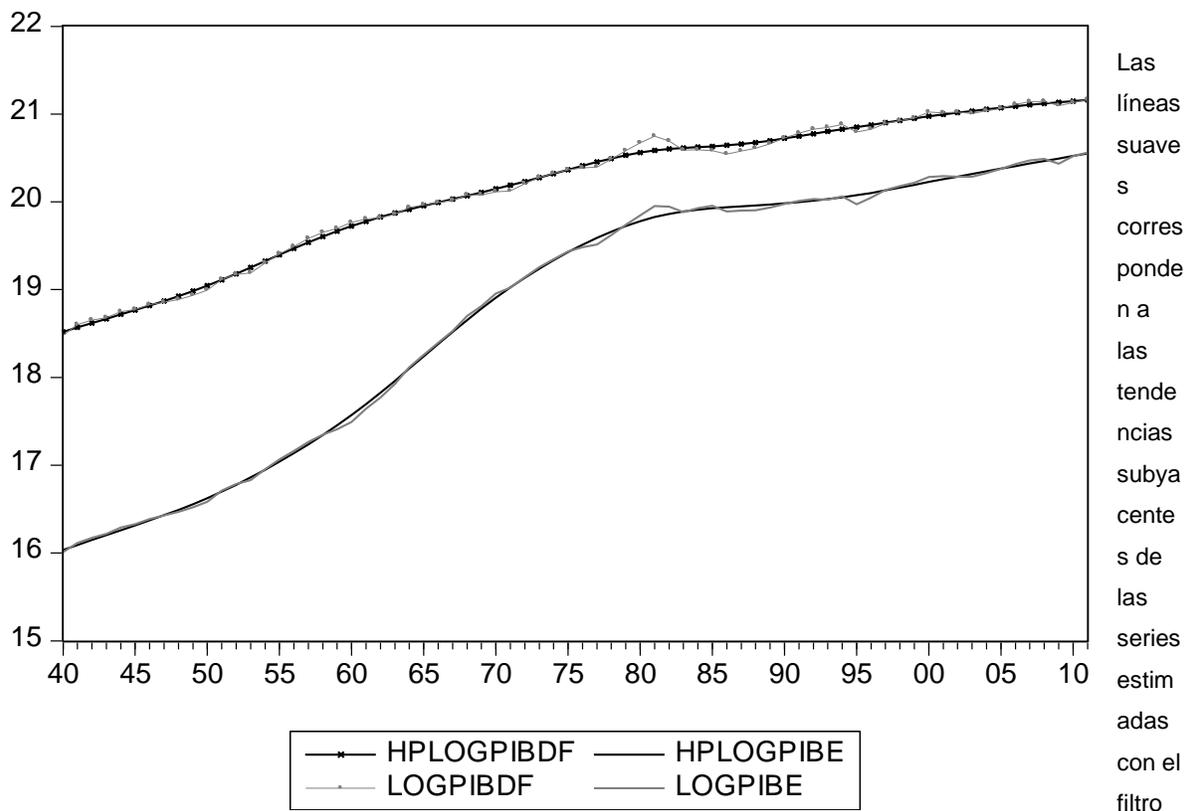
Como se había mencionado, el Estado de México continuaba apostando por la expansión industrial mientras que el Distrito Federal migró su estructura económica hacia el sector terciario, razón por la cual durante el periodo de la apertura comercial, con el ingreso de México al GATT, la entidad mexiquense se vio más afectada. Por ejemplo, la inversión extranjera se concentró en los estados del norte del país, dejando al Estado de México al margen y provocando que presentara un crecimiento en 1986 de -6.24% y un bajo desempeño entre 1987-1995 (con un crecimiento promedio de 0.98% que sólo pudo ser compensado por un buen dinamismo exportador por parte de las empresas ubicadas en la entidad). Por el contrario, el Distrito Federal no estuvo tan afectado pues para el mismo periodo tuvo un crecimiento de 2.34%.

Después de la recuperación impulsada por el Tratado de Libre Comercio, ambas entidades presentan una tendencia más estable con cambios menos bruscos en las tasas de crecimiento.

En resumen, las tendencias mostradas en la gráfica 4.1 se pueden explicar como sigue: crecimiento sostenido durante 1940 y 1960 para ambas entidades, tasas significativamente más altas para el Estado de México durante 1960-1985 y tendencias con pendientes similares desde 1985 hasta 2011. Para el Distrito Federal se puede comentar que mantiene un crecimiento más estable, es decir, no presenta tasas de crecimiento explosivas ni caídas severas en el PIB.

Gráfica 4.1

PIB del Estado de México y del Distrito Federal, 1940-2011  
(Logaritmos)



Hodrick-Prescott.

Fuente: Elaboración propia con datos obtenidos de Sistema de Cuentas Nacionales de México, INEGI.

El análisis anterior también nos ayuda a identificar algunos posibles puntos de quiebre: para el Estado de México pudieran ocurrir en 1964, 1981 y 1995, años asociados a la etapa de maduración del proceso de industrialización, a los problemas macroeconómicos y a la crisis financiera, respectivamente. Para el Distrito Federal pudieron ocurrir en 1979 y 1988; el primero, representa el agotamiento del modelo de sustitución de importaciones y el segundo las crisis económicas que aquejaban al país. La crisis de 1994, no mostro un cambio tan significativo en la tendencia de la serie, sino sólo una abrupta caída y una rápida estabilización.

#### **4.2. Detección del orden de integración del PIB del Estado de México y el Distrito Federal.**

En ésta sección se determina el orden de integración de las series del PIB del Estado de México y del Distrito Federal. Para ello, se aplica la prueba de Dickey Fuller Aumentada (1981) y de Phillips-Perron, los cuales utilizan rezagos para capturar la estructura autoregresiva. Estas pruebas son sensibles al número de rezagos, por lo que es importante no permitir demasiados rezagos, pues resultaría en una reducción del poder de la prueba al momento de rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria, pero si no se utilizan suficientes rezagos no se recogerá toda la autocorrelación de los residuales, impidiendo que se comporten como un ruido blanco. Se realiza la prueba bajo la hipótesis nula ( $H_0$ ) de que la serie contiene una raíz unitaria para el PIB del Estado de México y el Distrito Federal. Para rechazar la  $H_0$  se utilizarán los valores críticos de Mackinnon al 1%, 5% y 10% de confianza.

Además se realizará la prueba de Zivot y Andrews (1992) para analizar la estacionariedad en las series en presencia de un quiebre estructural, esto permitirá una mejor especificación del modelo. La  $H_0$  en este caso es: las series son generadas sin un cambio estructural exógeno, en tanto que la hipótesis alternativa denota que la serie puede ser representada por un proceso de tendencia estacionaria con un cambio estructural en la tendencia que sucede en algún punto desconocido del tiempo. Para este caso el estadístico de prueba se contrasta con los propios valores críticos de Zivot y Andrews.

### Cuadro 4.1 Resultados de las pruebas de Raíces Unitarias

$$\Delta y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \cdot \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.13)$$

$$y_t = \tilde{\mu} + \tilde{\beta} \left( t - \frac{1}{2} T \right) + \tilde{\alpha} y_{t-1} + \tilde{\varepsilon}_t \quad (2.16)$$

	$\beta_1$	$\beta_2$	$\delta$	$\tilde{\mu}$	$\tilde{\beta}$	$\tilde{\alpha}$	$k$
<b>Prueba de Dickey Fuller Aumentada</b>							
Estado de México	<b>coeficiente</b>	(-0.090039)	(-0.000467)	(-0.00216)			1
	<b>t-estadístico</b>	0.427327	-0.469504	-0.164887			
Distrito Federal	<b>coeficiente</b>	(-0.548433)	(-0.000482)	(-0.02677)			1
	<b>t-estadístico</b>	-1.174535	0.501319	-1.077481			
<b>Prueba de Phillips-Perron</b>							
Estado de México	<b>coeficiente</b>			(-0.055497)	(-0.001926)	(-0.01007)	
	<b>t-estadístico</b>			-0.239537	-1.836458	-0.114185	
Distrito Federal	<b>coeficiente</b>			(-0.597287)	(-0.00025)	(-0.028225)	
	<b>t-estadístico</b>			1.271958	0.259711	-1.212731	

Los valores críticos propuestos por Mackinnon al 1% y 5% para el tamaño de muestra son -4.10 y -3.48 respectivamente

Fuente: Elaboración propia.

Donde  $\beta_1$ ,  $\beta_2$ ,  $\tilde{\mu}$ ,  $\tilde{\beta}$ ,  $\tilde{\alpha}$  y  $\delta$  son los mismos que fueron usados anteriormente, por supuesto se enfoca, para las pruebas DFA y PP, en el estadístico  $t$  del coeficiente  $\delta$ .

Como se puede observar en el Anexo 3, la determinación del número óptimo de rezagos  $k$  de acuerdo con los criterios CIS y CIA es 1. El  $t$  –estadístico relevante es el que corresponde a la parte autoregresiva de la estimación. Para la prueba DFA el estadístico  $t$  de  $\delta$  (-0.164887) no supera a los valores críticos de Mackinnon; por lo tanto, la  $H_0$  de raíz unitaria no se rechaza, lo que significa que la serie del PIB del Estado de México no es estacionaria. Para el caso del Distrito Federal el t-estadístico correspondiente (-1.077481) tampoco sobrepasa a los valores críticos establecidos por lo que la serie tampoco es estacionaria.

Para evaluar la consistencia de los resultados también se aplicará la prueba Phillips-Perron (1988) que corrige la autocorrelación sin agregar variables rezagadas y además es consistente en la presencia de heterocedasticidad en el término de error. De nuevo los resultados para ambas economías se resumen en el cuadro 3.1. El t-estadístico relevante es el que corresponde a  $\tilde{\alpha}$ . Para el Estado

de México su valor estimado (-0.114185) no sobrepasa los valores críticos, por lo que el PIB no es estacionario y para el Distrito Federal se presenta el mismo caso (-1.212731).

Esta evidencia indica que las series no son estacionarias y que probablemente podrían presentar un quiebre en la tendencia que se está ignorando. Por lo pronto, la evidencia reportada sugiere que las series tienen una media divagante, además de una varianza creciente con el tiempo, lo que ocasiona que los choques que experimenta la serie no se desvanezcan con el tiempo.

Para la detección de raíces unitarias es muy importante utilizar una buena especificación del modelo que se acople al verdadero proceso generador de los datos, mientras que un cambio estructural fragmenta la tendencia del proceso, se requieren pruebas que tomen en cuenta estos cambios. Como se señaló anteriormente, Perron (1989) argumenta que ante la posible existencia de un quiebre en la tendencia determinista de una serie estacionaria, las pruebas de raíz unitaria de Dickey - Fuller y Dickey – Fuller Aumentada conducirán a resultados engañosos, haciéndonos concluir que existe una raíz unitaria  $I(1)$  cuando en realidad no la hay y las series son  $I(0)$  antes y después del quiebre.

Las pruebas anteriores tienen poco poder en presencia de cambios estructurales. Para tomar en cuenta los efectos de éstos se considera la prueba de raíz unitaria de Zivot y Andrews (1992) descrita en la sección 4.1. Los resultados de la prueba para las series del PIB del Estado de México y el Distrito Federal se resumen en el cuadro 4.2.

La determinación del número de rezagos se hace en base al Criterio de Información de Akaike y al Criterio de Información de Schwarz, en el cuadro 4.3 se muestran todos los valores a los distintos rezagos, se puede observar que en el rezago 1 el CIA es mayor incluso que en el rezago 6 con -3.51303. Sin embargo, cuando se corre el modelo con un rezago el valor t-estadístico es -3.474812, y es mayor al que se obtiene al utilizar 6 rezagos. Por lo tanto, se eligieron 6 rezagos por que cumple con el objetivo de minimizar la t-estadística.

**Cuadro 4.2 Prueba ZA para el PIB del Estado de México, 1940-2011**

$$y_t = \hat{\mu}^c + \hat{\theta}^c DU_t(\hat{\lambda}) + \hat{\beta}^c t + \hat{\gamma}^c DT_t^*(\hat{\lambda}) + \hat{\alpha}^c y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \hat{c}_j^c \Delta y_{t-i} + \hat{\varepsilon}_t \quad (2.23')$$

		$T_B$	$\hat{\mu}$	$\hat{\theta}$	$\hat{\beta}$	$\hat{\gamma}$	$\hat{\alpha}$
Estado de México	<b>coeficiente</b>	1977	3.73513	0.00759	0.02631	-0.02012	-0.24104
	<b>t-estadístico</b>		(4.497055)	(0.262694)	(4.329540)	(-4.172598)	(-4.44215)
Distrito Federal	<b>coeficiente</b>	1981	4.08003	-0.08300	0.01164	-0.00607	-0.21842
	<b>t-estadístico</b>		(3.792376)	(-4.381693)	(3.734641)	(-2.947751)	(-3.753246)

Los valores críticos de Zivot y Andrews al 1%, 5% y 10% de significancia son: -5.57, -5.08 y -4.82

Fuente: Elaboración propia

Las estimaciones muestran que no se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria a los valores críticos estipulados, por lo que las series no son estacionarias incluso cuando se considere un quiebre estructural. En este momento se puede identificar que la ubicación del punto de quiebre obtenidos mediante la prueba ZA, para el Estado de México y el Distrito Federal ocurren en 1977 y 1981 respectivamente. Se debe recordar que uno de los quiebres que se habían identificado para el Estado de México fue 1981 que es diferente a la obtenida de 1977, y para el Distrito Federal se había identificado en 1979, y el modelo arrojó que estaba en 1981. Sin embargo, en base a los valores críticos no se puede demostrar que las series sean estacionarias en torno a una tendencia determinista quebrada.

Mejía y Lucatero (2011) realizan pruebas para determinar raíces unitarias bajo la presencia de uno o dos quiebres estructurales usando la prueba de Zivot y Andrews (1992) y Lumsdaine y Papell (1997). Para el primer caso obtienen los siguientes resultados: para el Estado de México la fecha del quiebre se ubica en 1977 con un  $t$ -estadístico mínimo de -4.2572 y calculando como máximo 6 rezagos. Para el Distrito Federal, la fecha de quiebre es 1981, con un  $t$ -estadístico de -3.6147 y usando solo 1 rezago como máximo. Contrastando los resultados se llegan a los mismos

puntos de quiebre con aproximadamente los mismos valores de  $t$ . Tanto los resultados de Mejía y Lucatero (2011) como los desarrollados en esta

investigación generan evidencia de que para ambas economías no puede ser rechazada la hipótesis nula de raíz unitaria, incluso cuando se toman en cuenta la presencia de cambios estructurales.

### **4.3. Análisis de cointegración**

Como objetivo principal de esta tesis está el comprobar la hipótesis de que existe convergencia estocástica en el largo plazo entre las economías del Distrito Federal y el Estado de México. De manera empírica las pruebas de DFA, PP y Zivot-Andrews (1992) demostraron evidencia de no estacionariedad en las series de cambios estructurales.

La mayoría de las series económicas necesitan diferenciarse antes de poder encontrar estacionariedad en ellas. No obstante, esto no parece ser la solución ideal pues aplicar primeras diferencias a los logaritmos de las series genera pérdida de las propiedades de largo plazo ya que el modelo en diferencias no tiene una solución de largo plazo. El deseo de evaluar modelos que combinen ambas propiedades, de largo y corto plazo, y que al mismo tiempo mantengan estacionariedad en todas sus variables ha hecho reconsiderar realizar las estimaciones usando variables en niveles (Charemza y Deadman, 2003).

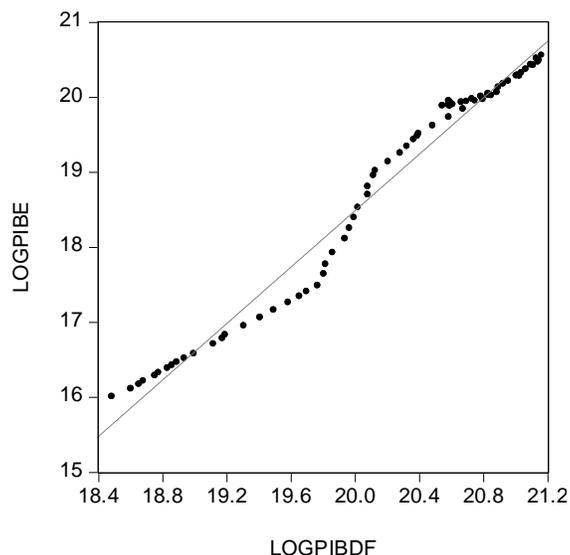
Las series que puedan ser dentro de una sola serie que sea estacionaria por sí misma se llaman series cointegradas (Charemza y Deadman, 2003). Es decir que cuando se combinen linealmente las series se cancelan los componentes no estacionarios de éstas, dando lugar a una variable estacionaria. Esto cobra sentido cuando se observa la gráfica 4.2 de dispersión con los datos del PIB del Estado de México y del Distrito Federal.

#### **4.3.1. Prueba de Engle y Granger**

Como se describió en el capítulo 3 la definición formal de cointegración es enunciada por Engle y Granger (1987). La prueba EG se corrió para 6 modelos en

total, considerando al PIB Nacional<sup>21</sup> dentro de las combinaciones. Los resultados de las pruebas DF y DFA se presentan en el cuadro 4.4.

**Gráfica 4.2 Dispersión de las series del PIB del Estado de México y del Distrito Federal (Logaritmos).**



Fuente: Elaboración propia.

**Cuadro 4.4**

**Resultados de la prueba DF sin término constante en la ecuación de cointegración**

	1.00%	5.00%	10.00%	t
PIBedomex=PIBdf			-1.67545	
PIBdf=PIBedomex				-0.19016

1.00%		5.00%		10.00%	
lower	upper	lower	upper	lower	upper
2.65	2.53	1.98	1.91	1.65	1.58

Fuente: Charemza y Deadman, 2003

**Resultados de la prueba DFA sin término constante en la ecuación de cointegración**

	1.00%	5.00%	10.00%	t	1.00%	5.00%	10.00%
PIBedomex=PIBdf				-1.54232	-2.59891	-1.9456	-1.61372
PIBdf=PIBedomex				-1.30194	-2.59842	-1.94553	-1.61376

Fuente: Valores críticos obtenidos automáticamente mediante el CIA y 6 como máximo de rezagos en Eviews.

Todas las series son analizadas en logaritmos

Fuente: Elaboración propia.

<sup>21</sup> Todas las series son analizadas en logaritmos para no perder las propiedades de largo plazo de las series.

Para la segunda regresión de la prueba DF el valor del estadístico  $t$  no es lo suficientemente alto para superar los valores críticos y rechazar la hipótesis nula de no cointegración. Del mismo modo, para la primera regresión sólo se encontró evidencia para rechazar la hipótesis nula al 90% de confianza, de acuerdo a los valores críticos de Charemza y Deadman (2005). Para la prueba DFA se tiene un resultado aún menos favorable para ninguno de los dos casos el valor de la  $t$  estimada supera los valores críticos calculados.

Ahora bien, aunque para la prueba DF se haya encontrado evidencia para rechazar la hipótesis nula en la primera regresión, el nivel de confianza al que se rechaza no es suficiente para que se pueda afirmar que en realidad ambas series están cointegradas. Es decir que, utilizando la prueba EG no se rechaza la hipótesis nula de no cointegración.

#### **4.3.2. Prueba de Gregory-Hansen**

La limitante de este método es que no considera quiebres en la relación entre variables. Por lo tanto, se utilizará el modelo de cointegración con cambio estructural de Gregory-Hansen (1996) que nos ayudará a determinar la existencia o no de una relación de cointegración “quebrada” entre las series. Se realizó la prueba para los tres modelos, A, B y C definidos en el capítulo 3, resultando que los  $t$ -estadísticos más negativos corresponden al modelo C con la relación de cointegración siguiente:

$$\text{LogPIBE} = \mu_1 + \mu_2\varphi_{\tau t} + \alpha_1\text{LogPIBDF} + \alpha_2\text{LogPIBDF}\varphi_{\tau t} + \varepsilon_t$$

Los valores estimados del  $t$ -estadístico de la prueba de raíz unitaria se encuentran en el cuadro 4.4

**Cuadro 4.4 Resultados de la prueba Gregory-Hansen**

<b>Año</b>	<b>t-estadística</b>	<b>Año</b>	<b>t-estadística</b>	<b>Año</b>	<b>t-estadística</b>
<b>1940</b>		<b>1964</b>	-3.479	<b>1988</b>	-2.255
<b>1941</b>		<b>1965</b>	-3.691	<b>1989</b>	-2.219
<b>1942</b>	-1.900	<b>1966</b>	<b><u>-3.715</u></b>	<b>1990</b>	-2.180
<b>1943</b>	-2.122	<b>1967</b>	-3.631	<b>1991</b>	-2.187
<b>1944</b>	-1.973	<b>1968</b>	-3.250	<b>1992</b>	-2.216
<b>1945</b>	-2.153	<b>1969</b>	-2.971	<b>1993</b>	-2.320
<b>1946</b>	-2.111	<b>1970</b>	-2.780	<b>1994</b>	-2.284
<b>1947</b>	-2.100	<b>1971</b>	-2.798	<b>1995</b>	-2.368
<b>1948</b>	-2.076	<b>1972</b>	-2.644	<b>1996</b>	-2.304
<b>1949</b>	-1.922	<b>1973</b>	-2.839	<b>1997</b>	-3.041
<b>1950</b>	-2.169	<b>1974</b>	-3.218	<b>1998</b>	-2.140
<b>1951</b>	-2.259	<b>1975</b>	-3.419	<b>1999</b>	-2.255
<b>1952</b>	-2.158	<b>1976</b>	-3.079	<b>2000</b>	-2.462
<b>1953</b>	-2.227	<b>1977</b>	-2.404	<b>2001</b>	-2.748
<b>1954</b>	-2.211	<b>1978</b>	-2.144	<b>2002</b>	-2.513
<b>1955</b>	-2.164	<b>1979</b>	-2.099	<b>2003</b>	-2.209
<b>1956</b>	-2.059	<b>1980</b>	-2.062	<b>2004</b>	-2.468
<b>1957</b>	-2.456	<b>1981</b>	-2.048	<b>2005</b>	-2.096
<b>1958</b>	-2.280	<b>1982</b>	-3.011	<b>2006</b>	-2.055
<b>1959</b>	-1.888	<b>1983</b>	-3.316	<b>2007</b>	-2.093
<b>1960</b>	-1.989	<b>1984</b>	-2.119	<b>2008</b>	-2.091
<b>1961</b>	-2.310	<b>1985</b>	-2.109	<b>2009</b>	-2.115
<b>1962</b>	-2.733	<b>1986</b>	-2.169	<b>2010</b>	
<b>1963</b>	-3.210	<b>1987</b>	-2.272	<b>2011</b>	

Los valores críticos de Gregory y Hansen al 1%, 5% y 10% de significancia son: -5.97, -4.95 y -4.68 respectivamente

Fuente: Elaboración propia.

Aunque el punto de quiebre en este caso se ubica en 1966 con el  $t$  -estadístico mínimo de -3.714736, contrastándolo con los valores críticos de Gregory y Hansen (1996) se demuestra que no existe evidencia para rechazar la hipótesis nula de no cointegración bajo la presencia de un cambio estructural en las series.

## Conclusiones

De acuerdo a lo analizado, existen dos periodos principales en el desarrollo de la economía mexicana que también influyen en las entidades. El primero, identificado por una política de industrialización basada en la sustitución de importaciones, iniciada a principios de los años cuarenta. El crecimiento acelerado de esa etapa se explica por las altas tasas de inversión pública y las políticas a favor del desarrollo del sector secundario. El segundo periodo comienza a partir de la crisis de la deuda de 1982, y se caracteriza por el desmantelamiento de la política de sustitución de importaciones y la transición a una economía abierta y de mercado. Esta etapa no presentó un crecimiento tan alto como en décadas anteriores, sólo 2.1% contra 6.5% de la primera etapa.

El análisis gráfico de las series del PIB del Estado de México y del Distrito Federal muestra que siguen una tendencia similar durante el periodo de estudio. De hecho, ambas series crecen y decrecen, en la mayoría de las veces, al mismo tiempo. También se puede identificar cambios repentinos de tendencia (quiebres), resultado de políticas asociadas al cambio de modelo.

Así pues, el objetivo de la presente investigación ha sido determinar, a través de pruebas econométricas, si en realidad existe una relación de cointegración entre ambas series económicas tomando en consideración los quiebres en la tendencia, que ocurrieron con el desgaste del modelo proteccionista de sustitución de importaciones.

Los resultados de las pruebas convencionales de raíz unitaria (DFA y PP) que se aplicaron demostraron que los valores estimados de la  $t$  estadística no sobrepasan los valores críticos a un nivel de confianza convencional de 99% como para rechazar la hipótesis nula. Por lo tanto, se concluye que ninguna de las series es estacionaria alrededor de una tendencia determinista y que los choques que experimentan tienen un efecto permanente en su comportamiento, es decir, las series son integradas de orden 1.

Como se revisó anteriormente, las pruebas convencionales de raíz unitaria tienen poco poder cuando las series presentan en realidad quiebres en su tendencia. Sin embargo, al aplicar la prueba de Zivot y Andrews (1992) las estimaciones muestran que tampoco se rechaza la hipótesis nula; por lo que las series no son estacionarias incluso cuando se considere un cambio estructural. Para esta prueba se obtuvo que los años de quiebre son 1977 para el Estado de México y 1981 para el Distrito Federal.

Dado que el objetivo principal de la investigación es demostrar la existencia de cointegración entre las series, a partir de los resultados anteriores se evalúa si la combinación lineal de dos series no estacionarias puede cancelar los componentes no estacionarios de éstas, dando lugar a una variable estacionaria que describe su relación de equilibrio de largo plazo. Los resultados de la prueba de Engle y Granger (1987) arrojan evidencia suficiente para rechazar la hipótesis nula de no cointegración al 90% de confianza, lo que no es suficiente aún para afirmar que ambas series están cointegradas.

Como es bien sabido, una limitante de esta prueba es que deja de lado la influencia de quiebres estructurales en la relación entre las series. Para corregir esto y hacer una correcta especificación del modelo se utilizó la prueba de Gregory y Hansen (1996), lo cual sigue que tampoco existe evidencia suficiente para aceptar la hipótesis inicial de que existe una relación de cointegración entre las series del PIB del Estado de México y el Distrito Federal para el periodo de estudio 1940-2011. La existencia de convergencia estocástica está condicionada a que exista una relación de cointegración entre las series, debido a las pruebas insuficientes tampoco se puede afirmar que las diferencias entre los PIB de ambas entidades disminuyan con el tiempo y se unan en algún punto en el futuro.

Este resultado es sorprendente, dado que el análisis gráfico muestra una relación estrecha entre la producción de ambas entidades, además de la relación inversa entre tasas de crecimiento y valores iniciales. Quizá los resultados se explican por la especialización de los Estados, tema descrito en esta tesis. Más importante aún, se ha mencionado que existe una fuerte interdependencia económica y

demográfica entre ellas, aun cuando mantienen una estructura económica muy diferente.

En este sentido, es posible que los resultados no sean consistentes con esta percepción debido a las pruebas utilizadas. Por ello, es recomendable realizar pruebas que describan de una mejor manera el comportamiento de la serie o pruebas de cointegración que consideren más de un quiebre estructural en futuras investigaciones. También queda como un punto necesario estudiar la relación histórica-económica entre ambas entidades en un mayor grado de profundidad. Por lo pronto esta tesis ha abarcado un tema escasamente analizado en la literatura económica, sentando un precedente para análisis posteriores.

## Bibliografía

Álvarez, L. (1998). *Distrito Federal: Sociedad, economía, política y cultura*. Centro de Investigaciones Interdisciplinarias en Ciencias y Humanidades, Ciudad de México, UNAM.

Bernard, A. B. y S. N. Durlauf (1995). "Convergence in international output", *Journal of Applied Economics*. Núm 10, pp. 97–108.

Carrion-i-Silvestre, J. L. y V. German-Soto (2007). "Stochastic Convergence amongst Mexican States", *Regional Studies*, Vol. 41, Núm. 4, pp.531-541.

Charemza, W. y D. Deadman (2003). *New directions in econometric practice*. Edward Elgar, United Kingdom, Cheltenham.

Dickey, D.A., y W.A. Fuller (1981). "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root", *Econometrica*, Vol. 49, Núm. 4, pp. 1057-1072.

Garza, G. (1982). "Estructura productiva en la Ciudad de México", *Habitación Problemas de Vivienda y Urbanismo*, Año 2, Vol. 7/8, pp. 4-7.

Garza, G. y M. Schteingart (1984). "Ciudad de México: Dinámica industrial y estructuración del espacio en una metrópoli semiperiférica", *Demografía y economía*, Año XVIII, Núm. 4, pp. 581-604.

Garza, G. (1991). "Dinámica Industrial de la Ciudad de México, 1940-1988", *Estudios Demográficos y Urbanos*, México, El Colegio de México, Vol. 6, Núm. 1, enero-abril, pp. 209-215.

Garza, G. (2008). *Macroeconomía del Sector Servicios en la Ciudad de México 1960-2003*, México D.F., El Colegio de México.

German-Soto, V. (2005). "Generación del Producto Interno Bruto mexicano por entidad federativa, 1940-1992", *El trimestre económico*, Vol. 72, Núm. 287, pp. 617-653.

González L., S. et. al. (2008). "Las transformaciones económicas regionales: la inversión extranjera directa entre lo local y lo global", *Actividad Económica en el Estado de México*, Vol. 1, Núm. 5, pp167.

Gujarati, D. (2004), *Econometría*, México, Mc Graw Hill.

Hodrick, R.J. y E.C. Prescott (1997). "Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 29, Núm. 1, pp. 1-16.

Jones, C. (2000). *Introducción al crecimiento económico*, Pearson.

Maddala, G. y K. In-Moo (2004). *Unit roots, Cointegration and Structural Change*, United Kingdom, Cambridge.

Moreno-Brid, J.C. y J. Ros (2004), "México: Las reformas del mercado desde una perspectiva histórica", *Revista de la CEPAL*, Núm. 84, pp. 35-55.

Perron, P. (1989). "The Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis" *Econometrica*, Vol. 57, Núm. 6, pp.1361-1401.

Phillips, P.C.B. (1987). "Towards a unified asymptotic theory for autoregression", *Biometrika*, Vol. 74, Núm. 3, pp. 535-547.

Phillips, P.C.B. y P. Perron (1988), "Testing for a unit root in time series regression", *Biometrika*, Vol. 2, Núm. 75, pp. 335-346.

Rivera, G. (2004). "La agricultura del Estado de México: Una visión de largo plazo", "La economía del Estado de México hacia una agenda de investigación", México, El Colegio Mexiquense.

Rozga, R. y D. Iglesias (2004). "El proceso de industrialización en el estado de México: tendencias y estado actual", *La economía del Estado de México hacia una agenda de investigación*, México, El Colegio Mexiquense.

Rozga, R. y R. Gutiérrez (2008). "Los cambios económico-territoriales de la industria manufacturera en el Estado de México y su zona poniente, 1990-2005", *Actividad Económica del Estado de México*, Vol. II, Núm. 6, pp.9-37.

Rozga, R., y L. A. Madrigal (2011). "El proceso de industrialización, 1930-1980", *Historia general ilustrada del Estado de México*, México, Colegio Mexiquense., Vol. 6.

Sala-i- Martin, X. (2000). "El modelo neoclásico de crecimiento de Solow-Swan", *Apuntes de crecimiento económico*, Antoni Bosch, España, pp. 17-47.

Sánchez A, Adolfo. (2004). *Panorama Histórico de la Ciudad de México*, México, UNAM.

Solow, R. M. (1956). "A contribution of the theory of economic growth", *The quarterly journal of economics*, Vol. 70, Núm. 1, pp. 65-94.

Suriñach, J. et. Al. (1995). "Estacionariedad e Integrabilidad", *Análisis económico regional, nociones básicas de la teoría de la cointegración*, Antoni Bosch, Barcelona, España, pp. 11-47.

Varian, H. R. (1992), *Análisis microeconómico*, Antoni Bosch.

Zivot, E. y D. W. K. Andrews (1992). "Further evidence on the Greath Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol.10, Núm. 3, pp. 251-270.

## Anexos

### Anexo 1. Desarrollo de la prueba Phillips-Perron

$$t_{\hat{\alpha}} = \frac{(\hat{\alpha} - \alpha)[\sum(y_{t-1} - \bar{y}_{-1})^2]^{\frac{1}{2}}}{\hat{s}}$$

$$t_{\hat{\mu}} = \frac{(\hat{\mu} - \mu)[\sum(y_{t-1} - \bar{y}_{-1})^2 / \sum y_{t-1}^2]^{\frac{1}{2}}}{\hat{s}}$$

$$t_{\tilde{\mu}} = (\tilde{\mu} - \mu)/(\tilde{s}^2 c_1)^{\frac{1}{2}},$$

$$t_{\tilde{\beta}} = (\tilde{\beta} - \beta)/(\tilde{s}^2 c_2)^{\frac{1}{2}},$$

$$t_{\tilde{\alpha}} = (\tilde{\alpha} - \alpha)/(\tilde{s}^2 c_3)^{\frac{1}{2}}$$

,

donde  $\tilde{s}$  y  $\hat{s}$  son los errores estándar de las regresiones (2.16) y (2.17),  $c_i$  es el elemento diagonal de la matriz  $(X'X)^{-1}$ , e  $\bar{y}_{-1} = T^{-1} \sum y_{t-1}$ .

Transformaciones de los estadísticos- $t$  convencionales, que eliminan el parámetro de perturbación asintótica.

$$Z(\hat{\alpha}) = T(\hat{\alpha} - 1) - \frac{\hat{\lambda}}{\bar{m}_{yy}},$$

$$Z(\tilde{\alpha}) = T(\tilde{\alpha} - 1) - \frac{\tilde{\lambda}}{M},$$

$$Z(t_{\hat{\mu}}) = \left( \frac{\hat{s}}{\hat{\sigma}_{T\varphi}} \right) t_{\hat{\mu}} + \hat{\lambda}' \hat{\sigma}_{T\varphi} m_y / \bar{m}_{yy}^{\frac{1}{2}} m_{yy}^{\frac{1}{2}},$$

$$Z(t_{\tilde{\mu}}) = \left( \frac{\tilde{s}}{\tilde{\sigma}_{T\varphi}} \right) t_{\tilde{\mu}} - \tilde{\lambda}' \tilde{\sigma}_{T\varphi} m_y / M^{\frac{1}{2}} (M + m_y^2)^{\frac{1}{2}},$$

$$Z(t_{\hat{\alpha}}) = (\hat{s}/\hat{\sigma}_{T\varphi}) t_{\hat{\alpha}} - \hat{\lambda}' \hat{\sigma}_{T\varphi} / \bar{m}_{yy}^{\frac{1}{2}},$$

$$Z(t_{\tilde{\alpha}}) = \left( \frac{\tilde{s}}{\tilde{\sigma}_{T\varphi}} \right) t_{\tilde{\alpha}} - \tilde{\lambda}' \tilde{\sigma}_{T\varphi} / M^{\frac{1}{2}},$$

$$Z(t_{\tilde{\beta}}) = \left( \frac{\tilde{s}}{\tilde{\sigma}_{T\varphi}} \right) t_{\tilde{\beta}} - \tilde{\lambda}' \tilde{\sigma}_{T\varphi} \left( \frac{1}{2} m_y - m_{ty} \right) / \left( \frac{M}{12} \right)^{\frac{1}{2}} \bar{m}_{yy}^{\frac{1}{2}},$$

Donde

$$m_{yy} = T^{-2} \sum y_t^2,$$

$$\bar{m}_{yy} = T^{-2} \sum (y_t - y_{t-1})^2,$$

$$m_y = T^{-\frac{3}{2}} \sum y_t,$$

$$m_{ty} = T^{-\frac{5}{2}} \sum ty_t,$$

$$M = (1 - T^{-2})m_{yy} - 12m_{ty}^2 + 12(1 + T^{-1})m_{ty}m_y - (4 + 6T^{-1} + 2T^{-2})m_y^2,$$

$$\hat{\lambda} = \frac{1}{2}(\hat{\sigma}_{T\varphi}^2 - \hat{s}^2), \quad \tilde{\lambda} = \frac{1}{2}(\tilde{\sigma}_{T\varphi}^2 - \tilde{s}^2),$$

$$\hat{\lambda}' = \frac{\hat{\lambda}}{\hat{\sigma}_{T\varphi}^2}, \quad \tilde{\lambda}' = \frac{\tilde{\lambda}}{\tilde{\sigma}_{T\varphi}^2},$$

Para la regresión (2.16) los estadísticos  $Z(\hat{\alpha})$ ,  $Z(t_{\hat{\alpha}})$  y  $Z(t_{\hat{\mu}})$  tienen las distribuciones dadas por  $T(\hat{\alpha} - 1)$ ,  $t_{\hat{\alpha}}$  y  $t_{\hat{\mu}}$  respectivamente, con  $\sigma^2 = \sigma_\varepsilon^2$ . Para el modelo de regresión (2.17) los estadísticos  $Z(\tilde{\alpha})$ ,  $Z(t_{\tilde{\alpha}})$ ,  $Z(t_{\tilde{\mu}})$  y  $Z(t_{\tilde{\beta}})$ , tienen distribuciones dadas por  $T(\tilde{\alpha} - 1)$ ,  $t_{\tilde{\alpha}}$ ,  $t_{\tilde{\mu}}$  y  $t_{\tilde{\beta}}$  respectivamente, los resultados para  $Z(\hat{\alpha})$  y  $Z(t_{\hat{\alpha}})$  continúan siendo válidos también para la regresión (2.18).

## Anexo 2. Prueba de raíz unitaria de Perron.

Perron (1989) sugiere una serie de pruebas para corroborar la estacionariedad en la presencia de varios tipos de choques, o sea, determinar el orden de integración de una variable que se generaliza para incluir un cambio en un periodo específico de tiempo, que ocurre en  $T_B$  y que se supone exógeno. Su propuesta se basa en tres diferentes tipos de tendencia determinística para la hipótesis nula:

$$(A) \quad y_t = \mu + dD(TB)_t + y_{t-1} + \varepsilon_t,$$

$$(B) \quad y_t = \mu_1 + y_{t-1} + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + \varepsilon_t,$$

$$(C) \quad y_t = \mu_1 + y_{t-1} + dD(TB)_t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + \varepsilon_t,$$

Donde  $D(TB) = 1$  si  $t = T_B + 1$ , 0 en cualquier otro caso;  $DU_t = 1$  si  $t > T_B$ , 0 en cualquier otro caso; y  $A(L)\varepsilon_t = B(L)v_t$ , donde  $v_t \sim i.i.d.(0, \sigma^2)$  con  $A(L)$  y  $B(L)$  el q-ésimo y p-ésimo orden polinomial en el operador de rezagos. El modelo (A) permite un cambio exógeno en el nivel de las series, el modelo (B) permite un cambio en la tasa de crecimiento y el modelo (C) permite ambos cambios.

A fin de considerar la hipótesis alternativa de estacionariedad en  $y_t$  alrededor de una tendencia determinística lineal, se analizan los siguientes tres modelos:

$$(A) \quad y_t = \mu_1 + \beta t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + \varepsilon_t,$$

$$(B) \quad y_t = \mu + \beta_1 t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t^* + \varepsilon_t,$$

$$(C) \quad y_t = \mu_1 + \beta_1 t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t + \varepsilon_t,$$

Donde  $DT_t^* = t - T_B$ , y  $DT_t = t$  si  $t > T_B$  y 0 en cualquier otro caso.

En este caso  $T_B$  se refiere al momento del quiebre, es decir cuando los parámetros del modelo cambian. El modelo (A) toma en cuenta un cambio en el intercepto de la tendencia en la función, la diferencia  $(\mu_2 - \mu_1)$  representa la magnitud del cambio relacionado con el nivel de la serie al momento del quiebre, el modelo (B) se refiere a un incremento en la pendiente de la serie sin ningún cambio repentino

en el nivel al momento del quiebre, también esta medido por la diferencia ( $\beta_2 - \beta_1$ ), y el modelo (C) considera ambos efectos simultáneamente.

Para el modelo (A) la hipótesis nula está caracterizada por un único salto modelado por una variable ficticia que toma el valor de 1 en el momento del cambio estructural sobre la hipótesis alterna de un cambio en el intercepto de una tendencia lineal estacionaria, en el modelo (B) se analiza la hipótesis alterna de un cambio en la pendiente en el término de desplazamiento contra la hipótesis nula de un salto permanente al momento  $T_B$ , y para el modelo (C) se consideran los dos anteriores, que es, para la hipótesis nula un único salto y un cambio permanente en el desplazamiento contra la hipótesis alterna de un cambio en el intercepto y un desplazamiento de una tendencia lineal estacionaria.

Se pueden implementar pruebas para la detección de raíz unitaria en un sistema que es una extensión de las pruebas de Dickey-Fuller, las siguientes regresiones que corresponden a los modelos (A), (B), y (C) son construidas bajo las hipótesis nulas y alternativas correspondientes

$$y_t = \hat{\mu}^A + \hat{\theta}^A DU_t + \hat{\beta}^A t + \hat{d}^A D(TB)_t + \hat{\alpha}^A y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \hat{c}_i \Delta y_{t-i} + \hat{\varepsilon}_t, \quad (2.21)$$

$$y_t = \hat{\mu}^B + \hat{\theta}^B DU_t + \hat{\beta}^B t + \hat{\gamma}^B DT_t^* + \hat{\alpha}^B y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \hat{c}_i \Delta y_{t-i} + \hat{\varepsilon}_t, \quad (2.22)$$

$$y_t = \hat{\mu}^C + \hat{\theta}^C DU_t + \hat{\beta}^C t + \hat{\gamma}^C DT_t + \hat{d}^C D(TB)_t + \hat{\alpha}^C y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \hat{c}_i \Delta y_{t-i} + \hat{\varepsilon}_t, \quad (2.23)$$

La hipótesis nula de raíz unitaria impone las siguientes restricciones en los parámetros de cada modelo, para el modelo (A)  $\hat{\alpha}^A = 1$ ,  $\hat{\beta}^A = 0$  y  $\hat{\theta}^A = 0$ ; para el modelo (B)  $\hat{\alpha}^B = 1$ ,  $\hat{\gamma}^B = 0$  y  $\hat{\beta}^B = 0$ ; para el modelo (C)  $\hat{\alpha}^C = 1$ ,  $\hat{\gamma}^C = 0$  y  $\hat{\beta}^C = 0$ . Así para la hipótesis alterna se espera que  $\hat{\alpha}^A, \hat{\alpha}^B, \hat{\alpha}^C < 1$ ;  $\hat{\beta}^A, \hat{\beta}^B, \hat{\beta}^C \neq 0$ ;  $\hat{\theta}^A, \hat{\theta}^B, \hat{\gamma}^B, \hat{\gamma}^C \neq 0$ .

Para probar la presencia de raíz unitaria se considera el estadístico  $t$  resultante de las regresiones (2.21) a (2.23)

$$t_{\hat{\alpha}^i}(\lambda), \quad i = A, B, C, \quad (2.24)$$

Que representa la  $t$  –estadística para probar  $\alpha^i = 1$  y dependen de la ubicación del quiebre denotado por  $\lambda = T_B/T$ , es decir que se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria si

$$t_{\hat{\alpha}^i}(\lambda) < k_{\alpha}(\lambda)$$

Donde  $k_{\alpha}(\lambda)$  denota la magnitud del valor crítico  $\alpha$  en la distribución asintótica de (2.24) para un valor de  $\lambda = T_B/T$ , Perron derivó estas distribuciones asintóticas para estos estadísticos y tabuló sus valores críticos para una selección de valores de  $\lambda$  en el intervalo de la unidad. Este procedimiento permite probar la presencia de raíz unitaria en una serie de tiempo que aloja un cambio en la media de la serie o en su tasa de crecimiento.

El procedimiento de Perron (1989) está condicionado a que el cambio estructural sea conocido a priori y en la modelización del proceso se utiliza como un evento exógeno, sin embargo en la práctica no solo se necesita saber si existe un cambio estructural sino en que momento es que ocurre, lo que sugiere que debemos realizar pruebas previas para localizarlo, esta es la crítica que se hizo al modelo que se acaba de describir.

Seguido de esto se desarrollaron procedimientos que consideraban un cambio estructural como endógeno al modelo y de esta manera poder elegir el periodo de ocurrencia usando métodos recursivos o métodos secuenciales (Maddala y Kim, 2004).

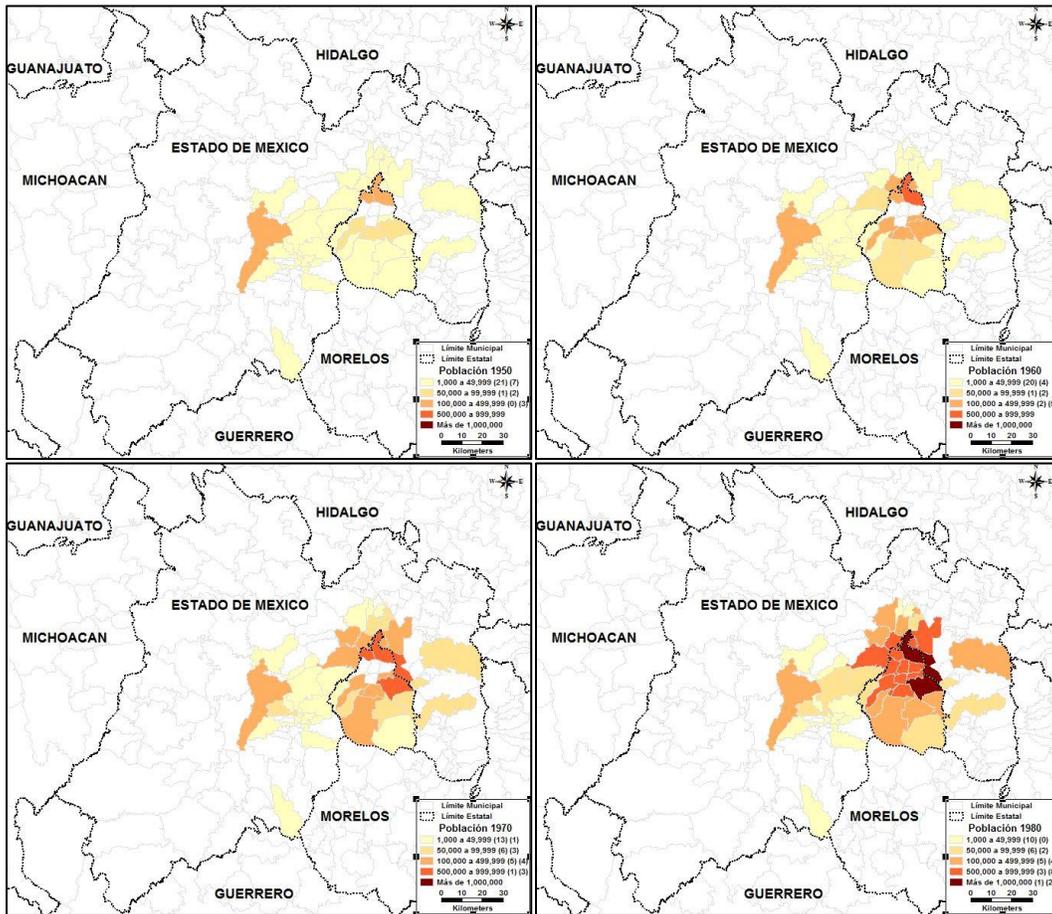
### nexo 3. Estimación del número de rezagos para la prueba DF y ZA

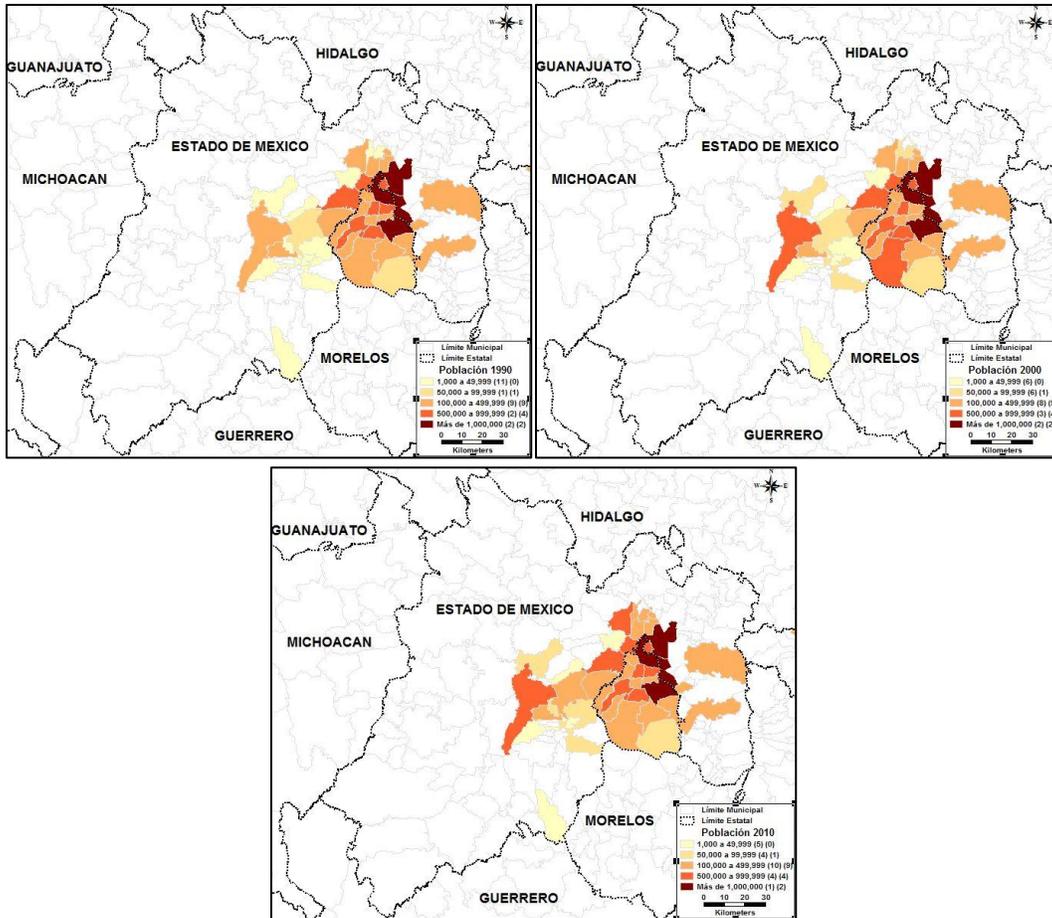
<b>Selección del número de rezagos K para la prueba Dicker Fuller Aumentada</b>					
Estado de México			Distrito Federal		
<b>Rezago</b>	<b>CIA</b>	<b>CIS</b>	<b>Rezago</b>	<b>CIA</b>	<b>CIS</b>
0	-3.0894	-2.9938	0	-3.5864	-3.4908
1	-3.2994	<b><u>-3.1709</u></b>	1	<b><u>-3.6441</u></b>	<b><u>-3.5157</u></b>
2	-3.3026	-3.1407	2	-3.6201	-3.4583
3	<b><u>-3.3172</u></b>	-3.1214	3	-3.5894	-3.3935
4	-3.2743	-3.0440	4	-3.5807	-3.3504
5	-3.2500	-2.9846	5	-3.5736	-3.3082
6	-3.2718	-2.9707	6	-3.5333	-3.2322
7	-3.2625	-2.9251	7	-3.5654	-3.2281
<b>Selección del número de rezagos K para la prueba Zivot - Andrews</b>					
Estado de México			Distrito Federal		
<b>Rezago</b>	<b>CIA</b>	<b>CIS</b>	<b>Rezago</b>	<b>CIA</b>	<b>CIS</b>
0	-3.3908	-3.2314	0	-3.8048	-3.6454
1	-3.5130	-3.3203	1	<b><u>-3.8770</u></b>	-3.6842
2	-3.4880	-3.2613	2	-3.8386	-3.6120
3	-3.4850	-3.2239	3	-3.8198	-3.5587
4	-3.4699	-3.1738	4	-3.7764	-3.4802
5	-3.4301	-3.0983	5	-3.7609	-3.4291
6	<b><u>-3.4901</u></b>	-3.1221	6	-3.7330	-3.3650
7	-3.4672	-3.0624			
8	-3.4165	-2.9743			
9	-3.4089	-2.9286			
10	-3.3656	-2.8466			
11	-3.3905	-2.8320			
12	-3.3549	-2.7563			

Fuente: Elaboración propia

## Anexo 4. Población 1950-2010

### Población por delegación del Distrito Federal y algunos municipios de la zona conurbada con el Estado de México.





Fuente: Elaboración propia con base en los censos de población de INEGI: 1950, 1960, 1970, 1980, 1990, 2000 y 2010.



## Anexo 6. Producto Interno Bruto 1940-2011 Estado de México y Distrito Federal.

Periodo	Distrito Federal			México		
	Sector servicios	Sector primario	Sector industrial	Sector servicios	Sector primario	Sector industrial
2003	1196763584	1150256.11	202729545.3	411320658.7	13553542.23	227372318.4
2004	1247741678	1023459.476	209399747.8	426465989.1	12860432.33	237868896.3
2005	1292398124	1193113.927	215467890.7	448553384.8	12203221.8	250221930.4
2006	1362271574	1081402.383	232779094.8	478887972.7	13314905.32	260651189.5
2007	1419915909	1036913.813	236854636.8	501693273.8	14107879.47	271048213.4
2008	1451163835	1055733.704	227994795.7	519796968.4	13682940.77	269730041.5
2009	1384174237	1113884.547	214654860.3	498047394.8	12147744.86	255321313.2
2010	1461994300	1070266.146	206328324.3	521065183.6	13036138.71	297833839
2011	1527789276	1140208.881	213763163.6	550263818.4	11437231.73	306934695.8

Fuente: Series a diferentes años base encadenadas, tomando como año base 2008, con datos obtenidos de INEGI.