



Instituto de Investigaciones Socio Económicas

Documento de Trabajo No. 01/11
Marzo de 2011

**Análisis Neoclásicos de Largo y Corto Plazos
Keynesianos de la Inversión en la Producción
y el Crecimiento Económico de México**

por:

*Jesús Salgado-Vega,
Hugo Rodolfo Rogel-García y
María del Carmen Salgado-Vega*

Análisis Neoclásicos de Largo y de Corto Plazo Keynesianos de la Inversión en la Producción y el Crecimiento Económico de México

Jesús Salgado-Vega

Facultad de Economía, Universidad Autónoma del Estado de México

Hugo Rodolfo Rogel-García

Egresado de la Facultad de Economía Universidad Autónoma del Estado de México

María del Carmen Salgado-Vega

Facultad de Economía, Universidad Autónoma del Estado de México

Resumen:

Examinamos los efectos de la inversión en la producción en el largo plazo neoclásico y en el corto keynesiano; se prueba la hipótesis nula de no causalidad de inversión y crecimiento en México, mediante una sola ecuación. Todos los estimadores sugieren una relación de cointegración entre la inversión y la producción. El largo plazo mostró inestabilidad a pesar de existir la relación de cointegración a través de pruebas de Chow y CUSUM, para corregirla, se empleó el método de Gregory-Hansen con un cambio estructural en 1984, sin embargo para obtener el modelo completo se incluyeron variables binarias en cuatro períodos, mostrando inestabilidad en el largo plazo de la economía mexicana. El modelo de corrección de error, muestra que la inversión constituye alrededor de un diez por ciento del peso bruto en la demanda agregada. Este peso es una fuente potencial de las fluctuaciones económicas de corto plazo.

Palabras clave: E23 producción, E22 Inversión, E12 Keynesiano, E13 neoclásico.

1. Introducción

El análisis de los efectos de la inversión en la producción y el crecimiento económico, sobresale como una de las principales áreas de investigación en los modelos de crecimiento de la teoría económica. Los modelos keynesianos consideran a la inversión como fuente de fluctuaciones de corto plazo en la demanda agregada, que conlleva a fluctuaciones en la actividad económica agregada, el modelo IS-LM, Harrod (1939); Domar (1946) sugiere que un incremento (disminución) exógeno en la inversión provoca un desplazamiento a la alza (baja) en la curva IS que produce un aumento (disminución) en la producción (y la tasa de interés). La teoría neoclásica del crecimiento económico, postula que la inversión (ahorro) afecta el nivel de estado estacionario más no el crecimiento del capital per cápita en el largo plazo, sin embargo se considera un solo tipo de capital, el capital físico y tangible. La teoría post-neoclásica de crecimiento económico endógeno Lucas (1988); Romer, (1986) extiende la cobertura de capital y sugiere que la inversión en capital humano, educación, investigación y desarrollo e infraestructura pública es clave para el crecimiento económico en el largo plazo. La inversión es, por lo tanto fundamental para los modelos neoclásicos y keynesiano.

El papel de la inversión se vuelve más pronunciado en economías en desarrollo con escasez de capital y abundante mano de obra, como lo es la economía mexicana donde la mayor preocupación prevalece en la aceleración de la inversión y la acumulación de capital para fomentar el crecimiento económico. Este estudio examina los efectos de largo plazo neoclásicos y de corto plazo keynesianos de la inversión en la producción agregada y el crecimiento económico de México.

2. El modelo

Empleando el modelo de producción de Cobb-Douglas $Y(t) = A(t)[K(t)^\alpha L(t)^{(1-\alpha)}]$, donde $\alpha \in [0,1]$, $Y(t)$ es la producción, $L(t)$ es el trabajo, $K(t)$ es el capital acumulado, y $A(t)$ es el progreso tecnológico. Bajo el supuesto de rendimientos constantes de escala (tanto de capital como trabajo), pero rendimientos decrecientes de un factor (capital o trabajo), la tecnología predice que la acumulación de capital no tiene efectos a largo plazo sobre el crecimiento, $\lim_{t \rightarrow \infty} (\partial Y / \partial K) = \lim_{t \rightarrow \infty} (\alpha Y / K) = 0$. Revirtiendo el supuesto neoclásico de rendimientos decrecientes y asumiendo rendimientos constantes de capital, con $\alpha = 1$, la tecnología puede convertirse en el modelo AK, $Y = AK$ Barro y Sala-i-Martin (1995). La medida convencional de L desaparece del modelo, se fusiona y se incorpora como "capital humano" en K . El modelo postula crecimiento perpetuo a través de la acumulación de capital, en vez de las innovaciones Obstfeld y Rogoff (1996). El modelo AK muestra que la acumulación de capital tiene efectos positivos a largo plazo sobre el crecimiento, $\lim_{t \rightarrow \infty} (\partial Y / \partial K) = A > 0$. El stock de capital, $K(t) = I(t) + (1 - \delta)K(t-1)$; $\delta \in [0,1]$, en el período $t-1$ se incrementa con la inversión bruta $I(t)$ en el período t ; un aumento en $I(t)$ genera una mayor acumulación de capital y conduce a niveles más altos de producción.

En razón de lo anterior, el modelo para los efectos de largo plazo de la inversión en la producción, es especificado como:

$$\ln PIB(t) = \alpha + \beta \ln I(t) + u(t); t = 1, 2, \dots, T. \quad (1)$$

3. Datos

El crecimiento económico se considera a través de la evolución del producto interno bruto en términos reales $PIB(t)$ mientras que la inversión $I(t)$ se incorpora en términos reales de la formación bruta de capital fijo (FBCF) que mide el valor total de las adquisiciones de activos fijos tangibles o intangibles, obtenidos como resultado de procesos de producción, que son efectuados por el productor durante el período contable, en el que los puede utilizar repetidamente en otros procesos de producción Instituto Nacional de Geografía e Informática (1998), (INEGI) cabe recordar que la teoría neoclásica de crecimiento endógeno exige tomar en cuenta el impacto de la inversión en el “capital humano”, favorablemente y para efectos prácticos, los límites de la FBCF fueron ampliados en la nueva versión del Sistema de Cuentas Nacionales de México (SCNM) para darle cabida a la edificación de puentes, puertos aeropuertos y estructuras destinadas a cuarteles, escuelas o viviendas, tendido de líneas telefónicas o telegráficas, etc.

Sin embargo sobresale la presencia de información estadística dispersa en varias series con distinto año base.

Producto Interno Bruto (PIB). Serie A (1950-1995): Forma parte de la serie *Producto Interno Bruto Serie Histórica desde 1900* en el sitio web del Banco de Información Económica (BIE), su año base es 1980, no ha sido actualizado a 2003 por el periodo de tiempo que contempla. Serie B (1980-2007): Se encuentra en el apartado *PIB trimestral en valores absolutos* ubicado entre los Indicadores Económicos de Coyuntura en el disco compacto elaborado por INEGI en 1998 y actualizado hasta 2007 en la página electrónica del BIE, esta expresada a precios constantes de 1993. Serie C (2003-2007): Con la consecuente actualización de las series económicas de México al año base 2003 propuesto por las Naciones Unidas, existe una diminuta serie actualizada a partir de ese año, en la página electrónica del BIE.

Formación Bruta de Capital Fijo (FBCF) Serie D (1950-1960): Forma parte del apartado de series históricas incluidas en: *Serie Información económica. Producto interno bruto y gasto, cuaderno 1960-1977* publicada por el Banco de México en 1978, su año base es 1970. Serie E (1960-1994): Pertenece al apartado *Formación Bruta de Capital Fijo, por tipo de bienes y origen (1960-1993)* de la publicación *Oferta y Demanda Global y PIB Anual a Precios Constantes de 1980*, del Sistema de Cuentas Nacionales de México, elaborado por INEGI. El dato para el año 1994 es tomado de la publicación *Estadísticas Históricas de México Tomo I*, en el apartado *Formación Bruta de Capital Fijo por Origen Nacional (1980-1994)* elaborado por INEGI en 2009 con año base 1980, los datos de años coincidentes en ambas bases (1980-1993) no presentan diferencias. Serie F (1988-2007): Pertenece al

apartado *Formación Bruta de Capital Fijo por Origen Nacional (1988-2004)* de la publicación *Estadísticas Históricas de México Tomo I*, elaborado por INEGI en 2009, expresada a precios constantes de 1993. Los datos para los años 2005-2007 son tomados del apartado *Cuenta de Bienes y Servicios a precios de 1993* en la página electrónica del BIE. Serie G (2003-2007): Del mismo modo que la serie C del PIB, forma parte de la actualización de series económicas al año base 2003 en la página web del BIE.

Para la obtención de series de tiempo consistentes, el método empleado en esta investigación, es la retropolación y extrapolación de series únicas de PIB y FBCF establecidas a través del encadenamiento de las tasas de variación real de las diversas series económicas disponibles Blades (2000), se ha optado así por ser un procedimiento simple y eficiente, ya que la tasa de variación real es un indicador relacionado que permite combinar diferentes series de tiempo con un nivel confiable, en función de la apreciación visual y comparativa. Aunque es razonable suponer que los valores para los periodos cercanos a los años base son más representativos que los de años más alejados, esto es ajustable mediante las tasas de variación por tanto muestran el momento en que el año base anterior comenzó a sub o sobrestimar la actividad económica, acción que permite el empalme con la siguiente serie.

Las tasas de variación porcentual real calculadas para cada serie fueron estimadas mediante $var\%N_t = (N_t * 100 / N_{t-1}) - 100$ y se segmentan los periodos de las series con distinto año base. En el caso del PIB inicia con la tasa de variación real de 1950-51 en la serie con año base 1980 y se elige un año en particular, que no se encuentre lo suficientemente alejado del año base, pero que dé clara muestra que es un punto de inflexión en los cambios de la estructura económica, como lo es el año 1987-88, año en el que disminuye el ritmo de las severas devaluaciones que comenzaron desde la década de los 70's, esto puede apreciarse al comparar las tasas de variación de los años coincidentes con la serie base 1993, que presentan una diferencia mínima hasta 1989, año en el que se da el salto al segundo segmento que finaliza con la tasa de variación real de 2002-03, que es completada con las variaciones reales de 2003-04 a 2006-07 de la serie con base 2003, el último salto se justifica por el rango de la información estadística disponible.

El siguiente paso es calcular los datos mediante retropolación y extrapolación, de las tasas de variación encadenadas, para esto los niveles son calculados descontando la tasa de variación real del nivel de año base 2003 hasta 1950 mediante $N_{t-1} = N_t / [(var\%N_t / 100) + 1]$ y se aumenta la misma a partir de 2003 hasta 2007 mediante extrapolación con $N_{t+1} = N_{t-1} + [(N_{t-1} * var\%N_{t+1}) / 100]$. Los niveles obtenidos son consistentes con las tasas de variación real encadenadas para ambas variables y, siguiendo la metodología actualizada de INEGI, están expresadas a precios de 2003.

El modelo (1) se estima con los datos anuales encadenados del PIB y FBCF desde 1950 a 2007 a precios constantes de 2003, el periodo de tiempo es elegido con el propósito de controlar la endogeneidad del modelo.

4. Resultados empíricos

Se desempeñan pruebas de raíz unitaria para examinar las propiedades de estacionariedad de las series del modelo, se estiman 4 modelos para cada variable bajo las pruebas Aumentada Dickey-Fuller (ADF) (1981), Phillips-Perron (PP) (1988) y Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (KPSS) (1992).

La prueba ADF estimada con intercepto o media diferente a cero ($\mu \neq 0$) rechaza con un 5% de significancia la hipótesis nula de raíz unitaria para las series de nivel del $\ln PIB$ mas no para el $\ln FBCF$, el modelo estimado con intercepto y tendencia no rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria para ambas variables. Mientras que la prueba PP sugiere los mismos resultados; en primeras diferencias tanto ADF como PP indican el rechazo de la hipótesis nula de raíz unitaria a favor de estacionariedad con un 1% de significancia para ambos modelos de $\Delta \ln PIB(t)$ y $\Delta \ln FBCF(t)$. La prueba KPSS invierte la hipótesis nula y la alternativa, como resultado para ambos modelos con series de nivel se rechaza la nulidad de estacionariedad al 1%, mientras que en las series de primeras diferencias, la prueba sugiere estacionariedad para ambas variables en el modelo con intercepto y tendencia no así en el modelo con intercepto donde sugiere con un 5% de significancia que $\Delta \ln PIB(t)$ es no estacionario.

Cuadro 1: Pruebas de Raíz Unitaria

Series	ADF	PP	KPSS
Series de Nivel			
Modelo I. Intercepto			
$\ln PIB(t)$	-3.342662** (0)	-3.084223** [1]	0.912923* [6]
$\ln FBCF(t)$	-1.530529 (0)	-1.773866 [9]	0.896226* [6]
Modelo II: Intercepto y Tendencia			
$\ln PIB(t)$	-0.920313 (1)	-0.862302 [1]	0.23399* [4]
$\ln FBCF(t)$	-2.148942 (1)	-2.169212 [4]	2.221823* [5]
Series en primeras diferencias			
Modelo III. Intercepto			
$d \ln PIB(t)$	-5.356642* (0)	-5.360825* [1]	0.606708** [4]
$d \ln FBCF(t)$	-6.611413* (0)	-6.726353* [8]	0.237012 [7]
Modelo IV: Intercepto y Tendencia			
$d \ln PIB(t)$	-6.005932* (0)	-6.018541* [1]	0.092524 [0]
$d \ln FBCF(t)$	-6.161945* (1)	-6.725548* [9]	0.096752 [9]

Nota: Los números en paréntesis son el número de retrasos mediante el criterio de información de Akaike (AIC), los número en corchetes son el ancho de banda Newey-West a través del método de estimación espectral Bartlett Kernel, ambos seleccionados automáticamente. * y ** indican significancia al 1% y al 5% respectivamente.

Singh (2009) emplea la prueba de punto óptimo de Elliot (1999), Elliot et al. (1996) para examinar la hipótesis nula de raíz unitaria y asegurar la robustez de los resultados, sin embargo los resultados obtenidos con estas pruebas no resolvieron la ambigüedad y obtuvo evidencia mixta, es decir de comprobación y no comprobación de la hipótesis nula respecto al orden de integración del PIB y la inversión, opta por elegir de manera democrática, en virtud de que la mayoría de las pruebas le sugirieron propiedades de integración I(1) para las

series. En virtud de que nuestros resultados no son mixtos, se concluye empíricamente que ambas series de tiempo poseen orden de integración I(1), por lo que cualquier combinación lineal de estas variables I(1) será también I(1) y si genera errores I(0) las variables estarán cointegradas.

La investigación emplea el enfoque de dos pasos de Engle-Granger (1987), aplicable a modelos uniecuacionales y basado en los residuos estimados, la metodología planteada por sus autores, permite asumir a priori que existe un solo vector de cointegración en el modelo, que se obtiene mediante la regresión de una variable sobre la otra, empleando Mínimos Cuadrados Ordinarios; para corroborar que dichas variables estén cointegradas, los residuos de la regresión de cointegración deberán ser de orden I(0) o estacionarias en nivel, ya que implica que existe una combinación lineal de las series del modelo que actúa como vector cointegrador, y por lo tanto se puede establecer que los movimientos de largo plazo de una variable se encuentran en función de la otra, para analizar esto se emplean pruebas de raíz unitaria en los residuos del modelo estático de largo plazo y probar $H_0: s(t) \sim I(1)$ (no cointegración entre variables I(1)) contra $H_1: s(t) \sim I(0)$ (cointegración entre variables I(1)). La estimación del modelo (1) y las estadísticas de las pruebas de raíz unitaria en los residuos del modelo son:

$$\ln PIB(t) = 3.087441 + 0.897572 \ln FBCF(t), R^2 = 0.982890; DW = 0.501921 \quad (2)$$

(14.75) (56.72)

$$ADF = -3.251055[-2.606911]; PP = -2.854842[-2.606163]; KPSS = 0.182[0.739]$$

Los números entre paréntesis son los estadísticos t mientras que para las pruebas de raíz unitaria, los números entre corchetes son los valores críticos de MacKinnon al 1%. Las pruebas ADF y PP rechazan la hipótesis nula de raíz unitaria en los residuos del modelo (2), la prueba KPSS refuerza los resultados al no rechazar hipótesis nula contraria de estacionariedad, por lo que se concluye que los residuos poseen un orden de integración I(0) y por lo tanto existe una relación de cointegración entre la inversión y la producción.

El modelo (2) incorpora el efecto de largo plazo que ocurriría si la relación entre la inversión y la producción estuviesen en equilibrio, sin embargo el estado estacionario muy raras veces puede ser observado. Esto es importante desde la perspectiva de la proyección debido a que la información económica puede ser obtenida de los ajustes dinámicos, la principal razón por la cual las relaciones no están siempre en equilibrio se debe a la incapacidad de los agentes económicos para ajustarse instantáneamente a la nueva información, por lo que es necesario analizar la dinámica de ajuste en el corto plazo Harris y Sollis (2005).

5. El Corto Plazo

Se establece entonces que el valor de la producción es determinado no solo por el valor de la inversión sino también por los valores de ambas variables en el pasado, la inclusión de los valores de retraso en el modelo como regresores conlleva a modificar la forma del modelo dinámico, a través de restricciones en cuanto a cómo se ajusta $\ln PIB(t)$ a los valores de retraso $\ln FBCF(t-l)$ ($l = 0, \dots, q$), mientras que la inclusión de valores de retraso $\ln PIB(t-l)$ ($l = 0, \dots, p$) reduce el número de términos $\ln FBCF(t-l)$.

De este modo, una forma muy simple del modelo dinámico (con rezagos $p = q = 1$) de ajuste de corto plazo es:

$$\ln PIB(t) = \alpha_0 + \gamma_0 \ln FBCF(t) + \gamma_1 \ln FBCF(t-1) + \alpha_1 \ln PIB(t-1) + u_t \quad (3)$$

$$\ln PIB(t) = 0.44305 + 0.26769 \ln FBCF(t) - 0.19069 \ln FBCF(t-1) \\ (7.18) \quad (15.50) \quad (-9.18)$$

$$+ 0.90432 \ln PIB(t-1); R^2 = 0.999695; DW = 1.940475 \\ (49.17) \quad (4)$$

$$ADF = -7.809067[-2.606911]; PP = -8.133986[-2.606163]; KPSS = 0.134[0.739]$$

Donde los residuos son ruido blanco $u_t \sim IN(0, \sigma^2)$, el parámetro γ_0 denota la reacción en el corto plazo de $\ln PIB(t)$ ante un cambio de $\ln FBCF(t)$, no el efecto de largo plazo que ocurriría si el modelo estuviera en equilibrio. La elasticidad en el largo plazo entre producción e inversión es $\beta_1 = (\gamma_0 + \gamma_1 / 1 - \alpha_1)$ asumiendo que $\alpha_1 < 1$ la cual es una condición necesaria para que el modelo de corto plazo converja a una solución de largo plazo.

El modelo dinámico (4), es fácilmente adaptable para contemplar procesos de ajuste más complejos, incluso más realistas (a través del incremento del intervalo de retraso p y q). Sin embargo existen problemas potencialmente severos con esta forma del modelo dinámico, el primero concerniente al alto nivel de correlación entre los valores actuales y de retraso de las variables, que podría resultar en problemas de multicolinealidad (R^2 alta, pero estimaciones imprecisas de los parámetros y estadísticos t bajos, a pesar de que el modelo pueda estar correctamente especificado).

Para examinar la multicolinealidad entre cada una de las variables de esta ecuación estimada, se muestra en el siguiente cuadro las correlaciones entre cada una de ellas, cuando estas correlaciones son altas aunque no perfectas, se puede dar una alta multicolinealidad entre las variables, siendo la correlación más baja entre estas variables de 0.986875.

Cuadro 2: Análisis de Correlación

	$\ln PIB(t)$	$\ln FBCF(t)$	$\ln PIB(t-1)$	$\ln FBCF(t-1)$
$\ln PIB(t)$	1	0.990885	0.999154	0.990612
$\ln FBCF(t)$	0.990885	1	0.986875	0.91515
$\ln PIB(t-1)$	0.999154	0.986875	1	0.991262
$\ln FBCF(t-1)$	0.990612	0.991515	0.991262	1

Fuente: Elaboración propia en EViews con datos de INEGI, BIE, Banco de México y SCNM

También algunas de las variables, en nuestro caso solamente una, en los modelos dinámicos de este tipo es probable que sean no estacionarias. Puesto que entran en niveles, y esto como se sabe puede llevarnos al problema potencial de tendencias comunes y así a regresiones espurias. Dado que las series $\ln PIB(t)$ y $\ln FBCF(t)$ están cointegradas implica que hay una relación estable de largo plazo entre ellas, no obstante, en el corto plazo puede haber desequilibrios. El término de error u_t en la regresión de cointegración (de largo plazo) se interpreta como el error de equilibrio y es este precisamente el que sirve para atar la conducta a corto plazo de la variable $\ln PIB(t)$ con su valor a largo plazo

Una solución podría ser re-especificar el modelo dinámico en primeras diferencias, sin embargo esta medida remueve información de largo plazo del modelo que consecuentemente es útil para propósitos de pronóstico.

Una medida más apropiada es adoptar el modelo de corrección de errores (ECM) para la formulación del modelo dinámico, en este sentido, reordenando y reparametrizando se obtiene:

$$\Delta \ln PIB(t) = \gamma_0 \Delta \ln FBCF(t) - (1 - \alpha_1) [\ln PIB(t) - \beta_0 - \beta_1 \ln FBCF(t-1)] + u_t \quad (5)$$

$$\Delta \ln PIB(t) = \frac{0.26770 \Delta \ln FBCF(t)}{(15.50)} - \frac{(1 - 0.90432)}{(49.7)}$$

$$\left[\frac{\ln PIB(t-1) - 4.63059}{(10.47)} - \frac{0.80481 \ln FBCF(t-1)}{(26.74)} \right] \quad (6)$$

$$R^2 = 0.849997; \quad DW = 1.940557$$

Durante los periodos de desequilibrio, el término de los errores rezagados de largo plazo $[\ln PIB(t-1) - \beta_0 - \beta_1 \ln FBCF(t-1)]$ es diferente de cero y mide la distancia en la que el sistema está alejada del equilibrio durante el periodo de tiempo t , por lo tanto la estimación de $(1-\alpha_1)$ proporciona información sobre la velocidad de ajuste, es decir en cómo es que la producción cambia en respuesta al desequilibrio, siendo en nuestro caso de un 10%, que representa un ajuste lento en el corto plazo, por ejemplo supongamos que la producción se incrementa con menor rapidez de lo que sería consistente con la estimación de largo plazo, esto es que en lugar de incrementarse por cada unidad en 89 centavos se incrementaría en 79 centavos, quizá debido a una serie de choques aleatorios negativos que son capturadas en u_t , el resultado neto es que debido a que $[\ln PIB(t-1) - \beta_0 - \beta_1 \ln FBCF(t-1)] < 0$, dado que $\ln PIB(t-1)$ se a movido debajo de la ruta del crecimiento de estado estacionario, pero como

$-(1 - \alpha)$ es negativo, el efecto total se dirige a impulsar $\Delta \ln PIB(t)$ por lo tanto forzando a $\ln PIB(t)$ hacia la ruta de crecimiento de largo plazo como lo determina $\ln FBCF(t)$. Por lo tanto el ajuste de $\Delta \ln PIB(t)$ es lento y lleva tiempo por lo cual el largo plazo no tiene una tendencia suave como predicen los neoclásicos.

Sin embargo puede haber diferencias grandes en periodos de corto plazo por las crisis keynesianas.

Sin embargo puede haber diferencias grandes en periodos de corto plazo por las crisis keynesianas.

El termino $(1 - \alpha)[\ln PIB(t - 1) - \beta_0 - \beta_1 \ln FBCF(t - 1)]$ de corrección de error donde $(1 - \alpha) < 0$; en nuestro caso igual a (-.09566). Si $\ln PIB(t - 1) > \beta_0 + \beta_1 \ln FBCF(t - 1)$, entonces la producción en el periodo anterior rebasa el equilibrio; por ejemplo en 1995, $\ln PIB(t - 1) > \beta_0 + \beta_1 \ln FBCF(t - 1)$ igual a .24711, el término de corrección de error funciona para retornar la producción al nivel de equilibrio, induciendo un cambio negativo de (.24711)*(-.09566)=-.0236, sin embargo este factor de ajuste es tan pequeño, del 9.56%, que en desequilibrio

$$9.56 \pm 2\sigma \Rightarrow 9.56 \pm 2(.10) = .0956 + .2 = .2956$$

Es decir casi corrige un 30% como máximo o hasta un 20% negativo, con un promedio de $\pm 25\%$, lo que significa que los auges o las crisis se corrigen en 4 años en promedio en la economía mexicana.

6. Correcciones al Largo Plazo

Engle y Yoo (1991) propusieron un cálculo de tres etapas al procedimiento de EG, para solucionar algunos de los problemas inherentes al modelo estático (2) en la obtención de la estimación del parámetro de largo plazo.

Principalmente porque para muestras finitas el parámetro β es sesgado y su distribución generalmente no es normal lo que significa que las pruebas t estadísticas estándar no pueden ser usadas para probar las hipótesis concernientes a β . Suponiendo que existe un vector de cointegración y una exogeneidad débil de las variables del lado derecho del modelo de corrección de error de corto plazo, entonces las tres etapas proporcionarían una corrección de la estimación de β de una etapa (de largo plazo) y nos asegurara que su distribución es normal.

Esto es, primero se estima el modelo de largo plazo (2) para obtener β a la cual llamaremos β^1 . Los residuos del modelo estático proporcionan los estimadores de desequilibrio ($\hat{a}_{t-1} = y_{t-1} - \beta x_{t-1}$) que después entra como la segunda etapa este modelo de corrección de error de corto plazo, este mismo modelo de corto plazo, proporciona una estimación del parámetro de la velocidad de ajuste $-(1 - \alpha)$ y un conjunto de residuos \hat{u}_t los cuales son posteriormente utilizados en la regresión de la tercera etapa.

$$\Delta \ln PIB(t) = \underset{(11.04)}{0.395585} \Delta \ln FBCF(t) - \underset{(-2.95)}{0.124750} u_t \quad (7)$$

$$\hat{u}_t = \delta[(1 - \delta)x_{t-1}] + u_t \quad (8)$$

$$\hat{u}_t = \underset{(9.051)}{0.014259}[(.127)\ln FBCF_{t-1}] + u_t \quad (9)$$

La estimación de $\hat{\delta}$, junto con su desviación estándar que proporciona la desviación estándar correcta para $\hat{\beta}^3$, es utilizado para corregir las estimaciones de la primera etapa.

$$\hat{\beta}^3 = \hat{\beta}^1 + \hat{\delta} \quad (10)$$

$$\hat{\beta}^3 = 0.897571561023 + 0.0142592410076 = .91175$$

$$\ln PIB(t) = [3.087441 + \hat{\delta}] + 0.897572 \ln FBCF(t) \quad (11)$$

$$\ln PIB(t) = \underset{(13.78)}{3.10169} + \underset{(52.39)}{0.897572} \ln FBCF(t) \quad (12)$$

Prueba de cointegración con un cambio estructural

La prueba de cointegración que no toma en consideración un cambio estructural en la relación de largo plazo tendrá bajo poder (se acepta la hipótesis nula, cuando no es verdadera); Gregory y Hansen (1996) (GH) ampliaron el modelo EG para permitir un quiebre en la relación de cointegración. Reescribiendo la ecuación de largo plazo (2) con el vector de las β separados en parámetros de intercepto y de pendiente (α, β) GH generaliza (2) a:

$$y_t = \alpha_1 + \alpha_2 \varphi_{tk} + \lambda t + \beta_1 x_t + \beta_2 x_t + \varepsilon_t \quad (13)$$

Donde el cambio estructural es incluido a través de la variable binaria:

$$\varphi_{tk} = \begin{cases} 0 & \text{si } t \leq k \\ 1 & \text{si } t > k \end{cases}$$

Donde k es el periodo desconocido del cambio estructural.

Como k es desconocido, la prueba ADF que involucra los residuos de (2) es calculada para cada periodo dentro de la muestra, con el valor negativo más grande de τ en la prueba ADF, a través de todos los posibles puntos de quiebre detectados mediante análisis gráfico, se considera el valor ADF como el estadístico relevante para probar la hipótesis nula. Basándose en la estimación del modelo estático y determinando la cantidad de rezagos (p) de acuerdo al criterio de información de Akaike (AIC), los modelos GH estimados son los siguientes:

Cuadro 3: Prueba de Cointegración con Cambio Estructural de Gregory y Hansen

Periodo de Años	ADF	Intervalo de Retraso (p)*	Constante	Pendiente
1950-1973-2007	-3.334993	1	3.802581**	0.8379
1950-1974-2007	-3.41752	1	3.876819**	0.83173
1950-1975-2007	-2.906788	0	3.948408**	0.825792
1950-1976-2007	-2.893879	0	4.031061**	0.81895
1950-1979-2007	-4.56464	1	3.887229	0.830866
1950-1980-2007	-5.155625	1	3.908597	0.829111
1950-1981-2007	-5.203571	1	3.976	0.823595
1950-1982-2007	-4.616872	0	4.073398	0.715651
1950-1983-2007	-5.70153	1	4.021164	0.819932
1950-1984-2007	-6.722085	1	3.870344	0.932491
1950-1985-2007	-6.579427	1	3.735403	0.843681
1950-1986-2007	-5.331128	1	3.626683	0.852655
1950-1987-2007	-4.338391	1	3.515251	0.861934
1950-1988-2007	-4.084454	1	3.407113	0.87094
1950-1989-2007	-3.992409	1	3.316891	0.989418
1950-1994-2007	-3.153493	1	3.118837	0.894659
1950-1995-2007	-2.759351	6	3.112343	0.895184
1950-1996-2007	-3.188174	0	3.033397	0.901715

De todos los modelos que permitían que la pendiente y la constante, rechazar la hipótesis nula de no cointegración rechazadas al 5% de nivel de significancia como se muestra en la tabla anterior, el modelo que tuvo el valor negativo más grande de α en la prueba ADF fue el referente a 1984, por lo tanto, según esta metodología el punto de quiebre ocurrió en 1984.

$$\ln PIB(t) = 3.87034 + 0.83249 \ln FBCF(t) + 3.05510 B(t) - 0.20634 \ln FBCF(t) * B(t)$$

(21.87) (59.75) (5.50) (-5.12)

$$R^2 = 0.994597; \quad DW = 1.454416 \quad (14)$$

$$ADF = -6.722085[-2.606911]; \quad PP = -5.931078[-2.606163]; \quad KPSS = 0.105[0.739]$$

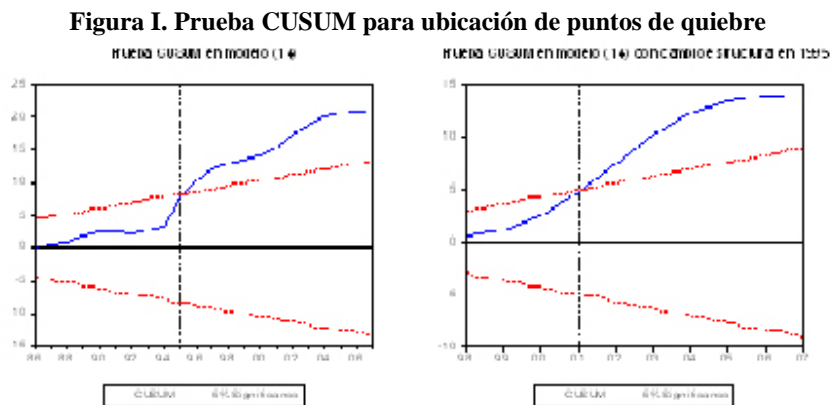
El comportamiento de la variable define dos comportamientos para el modelo:

$$\text{De } 1950-1983: \ln PIB(t) = 3.870344 + 0.832491 \ln FBCF(t) \quad (14.a)$$

$$\text{De } 1984-2007: \ln PIB(t) = 6.925449 + 0.626145 \ln FBCF(t)$$

Estos resultados sugieren que hay un cambio fundamental en los parámetros de estas dos variables analizadas de la economía mexicana en la relación de cointegración entre lo que pudiéramos llamar el auge del crecimiento de principios de los ochenta y la crisis posteriores del periodo en estudio, es decir, es el punto de inflexión entre el crecimiento del

país y la disminución de la producción, esto se aprecia en los resultados de las dos ecuaciones que describen el comportamiento del crecimiento en dos etapas completamente diferentes, donde se observa que para el periodo 1984-2007 se tiene una pendiente cerca de 25% menor a la del periodo 1950-1983, es decir que cada peso invertido tenía un menor efecto en la producción total del país en 1987-2007, es decir que en el largo plazo la economía mexicana contempla dos etapas diferentes y no coincide con la teoría neoclásica de un crecimiento sostenido.



Fuente: Elaboración propia en EViews con datos de INEGI, BIE, Banco de México y SCNM

Dado que el modelo Gregory-Hansen contempla únicamente la existencia de un cambio estructural, el paso natural a seguir es indagar respecto a la posible existencia de cambios estructurales adicionales después de 1984, para agotar esta posibilidad se hace uso de la prueba CUSUM Brown et al. (1975) como lo señalan Xiao y Phillips (2002) en la conclusión de sus pruebas acerca de la prueba CUSUM, complementan los procedimientos convencionales basados en los residuos y son complementarios al trabajo de Hao e Inder (1996) sobre su uso para cambios estructurales en regresiones cointegradas, dicha prueba detectó dos puntos de quiebre posteriores, mientras se construía el modelo.

Los modelos que se muestran en seguida fueron estimados de acuerdo a la prueba CUSUM que ha sido utilizada comúnmente para la prueba de estabilidad (consistencia) de los parámetros del modelo, y examina también cambios estructurales en la función de regresión.

$$\ln PIB(t) = 3.891377 + 0.830833 \ln FBCF(t) + 4.844559 B_1 + 5.968069 B_2$$

(22.73) (61.65) (3.68) (3.91)

$$+ 0.127830 B_3 - 0.338820 \ln FBCF(t) * B_1 - 0.413447 \ln FBCF(t) * B_2 \quad (15)$$

(4.008) (-3.51) (-3.78)

$$R^2 = 0.995199 \quad DW = 1.451771$$

El modelo (15) al realizarle la prueba CUSUM, muestra consistencia en los parámetros y por lo tanto ya no presenta algún cambio estructural, ahora el comportamiento de las variables binarias define 4 comportamientos para el modelo:

$$\text{De 1950 a 1983: } \ln PIB(t) = 3.891377 + 0.830833 \ln FBCF(t) \quad (15.a)$$

En este periodo por cada aumento de una unidad en la inversión se aumenta en 83 centavos la producción en el país.

$$\text{De 1984 a 1994: } \ln PIB(t) = 8.735936 + 0.492013 \ln FBCF(t) \quad (15.b)$$

Estos fueron años de una baja producción en el país debido al periodo de crisis de los años 82-89 y el aumento en los precios del petróleo, los efectos de la crisis de 1982 (inflación de 459% y devaluación de 581.82%), se hicieron consecuentes en 1983 y presentaron consecuencias a partir de 1984 haciéndose extensivos hasta 1989, no obstante la economía no pudo recuperarse totalmente, por lo que se presenta el periodo más largo de una producción baja, donde la producción aumenta 49 centavos por cada peso que se invierte.

$$\text{De 1995 a 2000: } \ln PIB(t) = 9.859446 + 0.417386 \ln FBCF(t) \quad (15.c)$$

Sobresale la crisis de 1995 (inflación de 139.12% y devaluación de 38%) con un fuerte descenso de la producción nacional debido a la crisis generada por la fuga de capitales, inestabilidad política, el levantamiento armado del EZLN.

$$\text{De 2001 a 2007: } \ln PIB(t) = 3.891377 + 0.958663 \ln FBCF(t) \quad (15.d)$$

Presenta un crecimiento mayor al de los periodos anteriores, que se ve afectado al caer las bolsas del mundo y por el comienzo en la recesión de E.E.U.U.

La construcción del modelo (15) ubicó cambios estructurales importantes, esto muestra empíricamente que para el caso de México, los efectos de largo plazo descritos por la teoría neoclásica no tienen aplicación, ya que la teoría neoclásica postula que los efectos de la inversión sobre el ingreso son exógenos (determinados fuera del modelo) y por lo tanto no se tiene control de la endogeneidad de la inversión. La economía mexicana en presenta problemas estructurales y de crecimiento muy serios que rompen con el modelo neoclásico y que para salir o solucionar esos problemas es necesario usar una política keynesiana, el modelo neoclásico fue probado en las pruebas de estabilidad, dando como resultado que las crisis ocurridas en dicho periodo son el eje central de esa ruptura, esto prueba lo contrario a lo predicho por los neoclásicos, que sostienen que las fluctuaciones de corto plazo no tienen efecto sobre el largo plazo, ya que los resultados de las pruebas muestran con la misma metodología neoclásica de largo plazo, que los efectos del periodo detectado representan crisis keynesianas que rompen con la estabilidad de corto plazo tan ponderada de los neoclásicos.

7. Conclusión

Al examinar el modelo neoclásico de largo plazo para la economía mexicana usando una ecuación, los estimadores sugirieron una relación de cointegración entre la inversión y la producción, sin embargo, las prueba CUSUM de la inestabilidad de largo plazo de equilibrio de los residuos.

El modelo de corto plazo, el modelo dinámico de corrección de error muestra que el ajuste de $\Delta \ln PIB(t)$ es lento y lleva tiempo alrededor de cuatro años llegar al equilibrio. Para lograr estabilidad en los residuos de los modelos de largo plazo, se observó con el método de Gregory-Hansen que hay un cambio estructural importante en la economía mexicana entre los periodos 1950-1983 y 1984-2007, sin embargo, aun así no se logró la estabilidad de los residuos del modelo de largo plazo, sino hasta que se introdujeron más cambios estructurales a en la economía mexicana, teniendo como resultado que la economía mexicana presenta en estos 58 años de estudio, un largo periodo en el cual la economía mexicana tiene intervención estatal y prevalece el auge y la estabilidad, de 1950 a 1983, no obstante cuando se empieza a retirar surgen cambios estructurales e inestabilidad de largo plazo en los periodos 1984-1994, 1995-2000 y 2001-2007, en tanto que el corto plazo tiene un impulso correctivo en el modelo de largo plazo de bajo impacto en su crecimiento de largo plazo. Por lo cual el largo plazo no tiene una tendencia suave como predicen los neoclásicos.

Referencias Bibliográficas.

- Banco de México (1978): *Serie información económica. Producto interno bruto y gasto, cuaderno 1960-1977*, Banco de México, México.
- Barro, Robert y Sala-i-Martin, Xavier. (1995): *Economic Growth*, McGraw-Hill, Nueva York.
- Blades, Derek. (2000): "Maintaining consistent time-series of National Accounts", OECD, joint ADB/ESCAP *Workshop on Rebasings and Linking of National Accounts Series*, 4, 21-24.
- Brown, Robert. Durbin, James y Evans, John. (1975): "Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships Over Time", *Journal of the Royal Statistical Society, Serie B*, 37 (2), 149-192.
- Dickey, David, y Fuller, Wayne (1981): "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, 49 (4), 1057-1072.
- Domar, Evsey. (1946): "Capital Expansion, Rate of Growth, and Employment", *Econometrica*, 14 (2), 137-147.
- Dornbusch, Rudiger, Fischer, Stanley y Startz, Ridrard (2009): *Macroeconomía*. McGraw-Hill. México.
- Elliott, Graham. (1999): "Efficient Tests for a Unit Root When the Initial Observation Is Drawn from Its Unconditional Distribution", *International Economic Review*, 40 (3), 767-784.
- Elliott, Graham, Rothenberg, Thomas y Stock, James. (1996): "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root", *Econometrica*, 64 (4), 813-836.
- Engle, Robert y Yoo Byungsu (1991): "Cointegrated economic time series: An overview with new results" en R.F. Engle y C.W.J. Granger (eds.) *Long-Run Economic Relationships*, Oxford University Press, Oxford.
- Engle, Robert. y Granger, Clive (1987): "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, 55 (2), 251-276.
- Gregory, Allan y Hansen, Bruce (1996): "Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts", *Journal of Econometrics*, 70, 99-126.
- Hao, Kang, e Inder, Brett. (1996): "Diagnostic Test for Structural Change in Cointegrated Regression Models." *Economics Letters*, 50 (2), 179-187.
- Harris, Richard y Sollis, Robert (2005): *Applied Time Series Modeling and Forecasting*, John Wiley & Sons, Londres.
- Harrod, Roy. (1939): "An Essay in Dynamic Theory." *Economic Journal*, 49(1939), 14-33.
- INEGI (2000): *Serie histórica de productoo interno bruto, 1900-1995*, Banco de Información Económica, México.
- INEGI (2009): *Estadísticas Históricas de México Tomo II*, INEGI, México.
- Kwiatkowski, Denis. Phillips, Peter., Schmidt, Peter.; y Shin, Yongcheol. "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We That Economic Time Series Have a Unit Root?," *Journal of Econometrics*, 54 (1-3), 159-178.
- Lucas, Robert. (1988): "On the Mechanics of Economic Development", *Journal of Monetary*, 94 (5), 1002-1037.
- Obstfeld, Maurice. y Rogoff, Kenneth. (1996): *Foundations of International Macroeconomics*, MIT Press, Cambridge.
- Phillips, Peter. y Perron, Pierre. (1988): "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, 75 (2), 335-346.
- Romer, Paul. (1986): "Increasing Returns and Long-Run Growth", *Journal of Political Economy*, 94 (5), 1002-1037.
- Singh, Tarlok. (2009): "Testing the neoclassical long-run and the Keynesian short-run effects of investment on output and growth in India", *Journal of Post Keynesian Economics*, 31, 271-297.
- Xiao, Zhijie. y Phillips, Peter. (2002): "A CUSUM Test for Cointegration Using Regression Residuals", *Journal of Econometrics*, 108 (1), 43-61.