

CENTRO DE INVESTIGACIÓN Y DOCENCIA ECONÓMICAS, A.C.



*Un análisis de convergencia del PIB per cápita para Argentina, Brasil,
Canadá, Chile, China, México y Estados Unidos*

TESINA

QUE PARA OBTENER EL GRADO DE

MAESTRO EN ECONOMÍA

PRESENTA

IRVING JOEL LLAMOSAS ROSAS

DIRECTOR DE LA TESINA: RODOLFO CERMEÑO BAZÁN

MEXICO, D.F., OCTUBRE 2004

Agradecimientos:

Es interesante el observar cuantas cosas se necesitan para que un trabajo, como esta tesina, pueda ver la luz. Algunas por muy insignificantes que parezcan son en realidad las que permiten dar 'saltos cualitativos'. Quisiera entonces agradecer a aquellos que, de una u otra manera, me apoyaron para completar este trabajo de investigación.

En primer lugar, a mi Madre y Padre, Graciela e Irving, por su apoyo constante y sufrimiento compartido a la distancia, para ellos mi eterno agradecimiento; para mis hermanas, Giovanna y Pamela, por su autenticidad y alianza que a cada rato hemos de refrendar; a Carmen Cháñez por el asilo y apoyo brindado. Con su ayuda y soporte moral cualquier reto es posible.

A mis compañeros y amigos de la generación 2002-2004, por todos aquellos desvelos y discusiones que definitivamente me ayudaron en entender de manera mas rápida todo lo necesario para un buen desempeño en la Maestría.

Al Dr. Rodolfo Cermeño por toda su paciencia, dedicación y empeño que tuvo para incentivar y supervisar este trabajo, al Dr. Fausto Hernández por la gentileza de su lectura y revisión, a la Mtra. Maite Guijarro por su excelente trabajo en la coordinación.

Al Dr. Adrián de León, por su apoyo y a quien le debo la idea original de trabajar en convergencia.

A mis profesores y a la institución, gracias.

*Irving Llamosas Rosas
Maestría en Economía
Generación 2002-2004*

ÍNDICE

1. Introducción

2. Antecedentes

2.1 Modelo Teórico

2.1.1 Breve descripción del modelo Solow-Swan

2.1.2 Convergencia Absoluta vs. Convergencia

Condicional

2.2 Modelos Empíricos

2.2.1 Cross-Section Test

2.2.2 Time Series Test

2.2.3 Dos caminos: modelo restringido y modelo irrestringido

2.3 Descripción de trabajos empíricos sobre convergencia en Series de Tiempo.

3. Caracterización de las Series

3.1 Datos

3.2 Comportamiento de las series a través del tiempo

3.2.1 Caracterización de las series

3.2.2 Prueba de Raíces Unitarias para cada una de las series

*3.2.3 ¿Por qué es importante que **todas** las series sean integradas de orden uno?*

4. Análisis de convergencia

4.1 Cointegración por pares utilizando el modelo restringido

4.2 Cointegración por pares utilizando el modelo irrestricto

4.3 Análisis rodante de convergencia, modelo restringido

4.4 Análisis rodante de convergencia para México-Estados Unidos, modelo irrestricto

4.5 Análisis rodante de convergencia para Canadá-Estados Unidos, modelo irrestricto

5. Análisis de convergencia con cambio estructural

6. Conclusiones

7. Bibliografía

8. Anexos

1. Introducción

La fuerza de las implicaciones de los modelos *neoclásicos* de crecimiento en relación a la *convergencia* entre países ha dado como resultado un intenso debate sobre su veracidad en el mundo real. Las bondades de estas implicaciones y la crudeza de los números reales hacen dudar que se estén cumpliendo las predicciones *en el estado estacionario*.

Algunos estudios sugieren que dicha convergencia no es *al mismo nivel de producto per capita*, lo que nos lleva a la noción de *convergencia condicional*: si bien se puede estar creciendo a tasas elevadas, un país pobre sólo podrá llegar a un porcentaje del nivel del país rico debido a factores de productividad, tasa de ahorro-inversión o crecimiento poblacional. La posibilidad de convergencia condicional, entonces, le quita en algo el aura de bondad a la predicción del modelo neoclásico y nos enfrenta a la realidad de la percepción cotidiana: *cada vez nos alejamos más de los países ricos*.

¿Serán sólo las fuerzas de mercado suficientes para reducir dichas brechas de manera absoluta? ¿O sólo lo harán de manera condicional a cierto nivel? El resolver dichos cuestionamientos tiene implicaciones en política económica, puesto que de tener convergencia condicional se deberían revisar aquellos elementos que juegan un papel preponderante en la diferencia *entre nuestro estado estacionario y el del país desarrollado* (problemas de ahorro-inversión, crecimiento poblacional, productividad), y no tan sólo aquellos elementos que facilitarían o agilizarían la velocidad de convergencia (libre movilidad de capitales, trabajo y mercancías).

El objetivo del presente trabajo es analizar, mediante el uso de las técnicas de Series de Tiempo, los datos históricos de países emergentes latinoamericanos contra el del país más desarrollado e influyente de la zona: Estados Unidos. Evaluar si las hipótesis de convergencia absoluta se están reflejando, o si podemos afirmar que existe convergencia condicional.

La inclusión de China en el presente trabajo es tan sólo con carácter comparativo, debido a que últimamente dicho país ha tenido tasas altas de crecimiento, índices de apertura comercial altos (en exportaciones), y un cambio fundamental en la orientación económica del sector agrícola al industrial y tecnológico.

Se hará especial énfasis en los países de la zona de libre comercio de América del Norte, puesto que el libre comercio facilita (de acuerdo a los modelos de comercio internacional) la homogeneización del pago a los factores productivos, y nos acerca de alguna manera (muy limitada), a los supuestos de libre movilidad de capital y de trabajo.

2. Antecedentes

2.1 Modelo Teórico

Una de las cuestiones que más ha apasionado el debate académico por sus implicaciones se refiere a las consecuencias teóricas del modelo de crecimiento neoclásico originado por Solow. El común denominador en la literatura es señalar que éste modelo “hace fuertes predicciones concernientes al comportamiento de las economías en el tiempo” (Bernard, et. al., 1994: p.1) en el sentido que países con diferencias en el *capital por persona* tenderán a observar *el mismo nivel*, manteniendo variables como productividad, tasa de ahorro, depreciación y crecimiento poblacional en niveles similares.

No importa el nivel de capital, ni la distribución de la riqueza *a través de las naciones*, si los supuestos del modelo de Solow (y de los modelos neoclásicos de crecimiento anteriormente descritos) se mantienen, los productos *per capita* convergerán a un *mismo nivel*. Lo anterior es consecuencia del simple proceso maximizador del rendimiento del capital.

2.1.1 Breve descripción del modelo de Solow-Swan¹

La función de producción asumida toma la forma de:

$$Y_t = F[K_t, L_t, T_t] \quad (1)$$

Donde Y_t es el flujo de producto producido en el tiempo t . K_t son los activos durables de capital en tiempo t y T_t es el nivel de conocimientos o tecnología.²

Se considera un sólo sector en el cual la producción puede ser consumida o invertida, por lo que $Y_t = C_t + I_t$. De esta última ecuación se desprende que el ahorro puede ser representado como $S_t \equiv Y_t - C_t$, el cual es igual al monto invertido, por lo que podemos denotar a $s(\cdot)$ como la fracción de Ingreso que es ahorrado.

Si $s(\cdot)$ es dado exógenamente (constante entre cero y uno), y asumimos una tasa de depreciación $\delta > 0$, tenemos que

¹ Esta descripción es tomada de Barro, Robert, y Sala-i-Martin, Xavier; *Economic Growth*, 2da Edición

² Se asume además que cumple las condiciones de cualquier función de producción típica neoclásica, a decir, las condiciones de *Inada*.

el incremento neto en el stock de capital físico en un punto del tiempo equivale a la inversión menos depreciación:

$$\dot{K}_t = I_t - \delta K_t = s \cdot F(K_t, L_t, T_t) - \delta K_t \quad (2)$$

$$\text{Donde } \dot{K}_t \equiv \frac{\partial K_t}{\partial t}$$

Esta ecuación representa el comportamiento a través del tiempo del capital físico en una economía. Si dividimos ambos lados de la ecuación (2) por L (para obtener la cantidad *per capita*) obtendremos:

$$\frac{\dot{K}}{L} = s \cdot f(k) - \delta k$$

Teniendo en cuenta que el lado izquierdo puede

representarse a partir de: $\dot{k} \equiv \frac{\dot{K}}{L} - nk$, entonces:

$$\dot{k} = s \cdot f(k) - (n + \delta) \cdot k \quad (3)$$

Donde $n = \dot{L}/L$, o el crecimiento porcentual del trabajo.

Ahora, para obtener el crecimiento porcentual del capital físico

per capita, dividimos ambos lados de la ecuación (3) por k , obteniendo:

$$\dot{k}/k = s \cdot f(k)/k - (n + \delta) \quad (4)$$

Esta última ecuación nos da el comportamiento de la tasa de crecimiento del capital físico *per capita*: el primer término, $s \cdot f(k)/k$, es conocido como la *curva de ahorro*, mientras que el segundo, $(n + \delta)$, es la curva de depreciación.

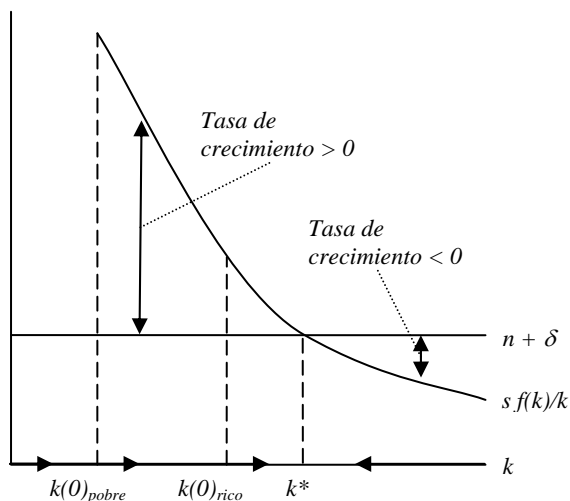


Figura 1. Dinámica en el modelo de Solow-Swan

La derivada de la ecuación 4 con respecto a k , es negativa:

$$\partial(\dot{k}/k)/k = s \cdot [f'(k) - f(k)/k] / k < 0 \quad (5)$$

Esta condición implica que, si se mantienen supuestos de misma tasa de ahorro, productividad, crecimiento y depreciación, un capital *per capita* bajo (o pobre) *tiende* a crecer con más rapidez que un capital *per capita* alto (o rico) –ver *figura 1*; Por lo tanto, y mencionando la definición de Bernard (1994), se establece que convergencia en el modelo neoclásico de crecimiento es:

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \text{prob}(T_t^{-1} L_t^{-1} Y_t | K_o, L_o, H_o) \\ \text{es independiente de } K_o, L_o, H_o \quad (6)$$

ó

$$\lim_{t \rightarrow \infty} E(y_{i,t+k} - y_{j,t+k} | \mathfrak{I}_t) = 0 \quad (6')$$

Donde T_t es el nivel de tecnología, L_t es el trabajo, K_t es el capital físico, H_t capital humano, y \mathfrak{I}_t denota toda la información disponible al periodo t.

Es precisamente “la concavidad de la función de producción en el stock de capital lo que hace que las economías

pobres puedan crecer más rápido que las ricas indistintamente de las diferencias de las condiciones iniciales”, esta condición de concavidad es *suficiente* en vez de necesaria. (Bernard, et. al., 1994: p.5).

2.1.2 *Convergencia Absoluta vs. Convergencia Condicional*

Precisamente a partir de la figura 1, se puede establecer la hipótesis de que las economías pobres *tenderán* a crecer más rápido que las ricas *sin ningún otro condicionamiento de cualquier otra característica de dichas economías*. Esto es conocido como ***convergencia absoluta***. Es decir, a *largo plazo*, todas las economías deberán tener *el mismo nivel* de capital *per capita*.

Pero si algunas de las características establecidas con anterioridad no se cumplen, puede dar a lugar a resultados completamente distintos. Si la tasa de depreciación, de crecimiento poblacional, de productividad o de ahorro no son las mismas, la convergencia podría sufrir de cambios.

Supongamos que la condición de equidad en la tasa de ahorro no se mantiene, en este caso tendríamos $s_{rico} > s_{pobre}$, teniendo la siguiente dinámica:

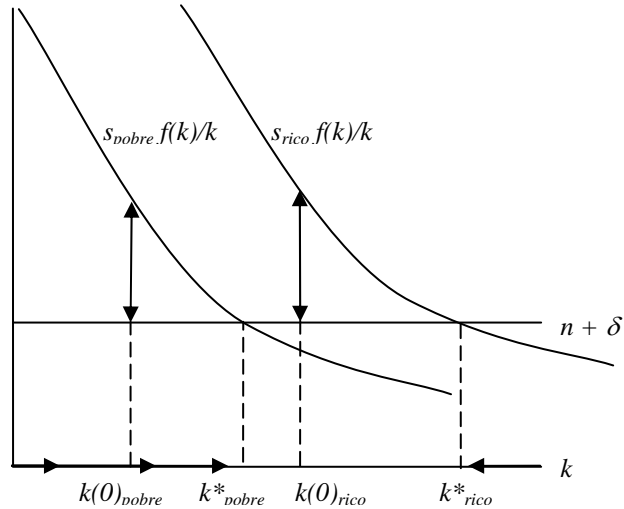


Figura 2. Dinámica del Modelo con diferencia en tasas de ahorro

En esta dinámica, cada economía tendría un propio estado estacionario, siendo mas bajo el de la economía con tasas de ahorro más bajas (la economía *pobre*). Además, no podría establecerse con certeza si aún la economía *pobre* crece más rápido que la economía *rica*, sólo aquella que se encuentre más lejos de su estado estacionario podría crecer con mayor celeridad.

2.2 Modelos Empíricos

Cross-section test vs. Time Series

Por lo crítico de las *predicciones* obtenidas en base a las implicaciones teóricas del modelo se han realizado varias formas de probar empíricamente la convergencia que se describen a continuación.

2.2.1 *Cross-section test*

La primera estudia la correlación de los niveles de producto *per cápita* por naciones en un análisis de *Cross-section*. Una correlación negativa entre tasa de crecimiento y niveles iniciales se toma como evidencia de convergencia entre países, es decir, que países pobres tenderán a crecer más rápido que los países ricos, logrando a largo plazo la convergencia (en niveles o condicional). Formalmente:

$$g_{i,T} = \alpha + \beta y_{i,0} + \varepsilon_{i,T} \quad (7)$$

Donde g_i es el promedio de la tasa de crecimiento de la economía i , $g_i = T^{-1}(y_{i,T} - y_{i,0})$. El trabajo empírico usando esta regresión considera que hay convergencia si el valor de β

es negativo, tratando implícitamente a $\beta \geq 0$ como la hipótesis nula de no-convergencia.

Bernard (1994) menciona que con este tipo de pruebas no se pueden identificar que países están convergiendo y cuáles no. Además que este tipo de pruebas empíricas *tienden* a aceptar la hipótesis de convergencia frecuentemente, “las pruebas *Cross-section* generalmente rechazan la hipótesis de no-convergencia en el caso de economías industrializadas” (Bernard, et.al, 1994: p.2). En adición, Bernard y Durlauf (1995) mencionan que la utilización de dichas pruebas sufre “serios problemas”, puesto que es posible que un conjunto de países que están divergiendo muestren una especie de correlación negativa.

A su vez, Quah (1993) menciona que la “forma” de probar convergencia basada en la disminución de la dispersión del ingreso per cápita entre países sufre de la “clásica falacia de Galton de la regresión a través de la media”: puede ser posible construir dos economías *contracíclicas de la misma magnitud*, donde sea imposible encontrar dispersiones negativas a través

del tiempo cuando de hecho, ambas economías puedan estar ‘moviéndose’ en una misma dirección.

2.2.2 Time Series test

La segunda nos lleva a través del análisis de Series de Tiempo. Bernard (1994) define la convergencia en series de tiempo como sigue:

$$y_{i,t} - y_{j,t} = k_{i,j} + \sum_{r=0}^{\infty} \pi_{i,j,r} \quad (8)$$

Donde $y_{i,t}$ es el país a estudiar, $y_{j,t}$ es el país *benchmark*, $k_{i,j}$ es una constante que denotaría diferencias *permanentes* en las dos economías.

Si se observa convergencia, las diferencias entre dos países a través del tiempo tenderán a disminuir. Se necesita que $k_{i,j} = 0$ para que las diferencias sean cubiertas completamente (convergencia absoluta) o de otra manera para que se llegue a cierto nivel diferenciado (convergencia condicional). Si la variable $y_{i,t} - y_{j,t}$ tiene raíz unitaria (las diferencias, en vez de

estabilizarse, aumentan con el tiempo) se violaría la definición de convergencia 6'

En este trabajo se utilizará éste método de Series de Tiempo para probar empíricamente la convergencia de los 7 países analizados. Además, según Bernard (1994), las pruebas basadas en Cross-section han demostrado ser asociadas con una noción de convergencia más débil que las pruebas de Series de Tiempo, esto debido a que, generalmente, las pruebas de Cross-section *tienden* a rechazar la hipótesis de no-convergencia, mientras que las de Series de Tiempo *tienden* a rechazar la hipótesis de convergencia.

Dos caminos para probar convergencia en series de tiempo:

2.2.3 Modelo restricto y modelo irrestricto

Para generalizar, y lo que se probará empíricamente en este trabajo, se trabajará con la siguiente ecuación para analizar convergencia:

Partimos de:

$$y_{i,t} = \alpha_{ij} + \beta y_{j,t} + \varepsilon_t \quad (9)$$

Donde i es el país a estudiar, y j es el país que nos servirá de *benchmark*. Se podría observar convergencia entre el país i y el j si a través del tiempo sus diferencias desaparecen:

$$y_{i,t} - \beta y_{j,t} = \alpha_{ij} + \varepsilon_t \quad (10)$$

Donde $\beta=1$ y $\alpha=0$ para convergencia absoluta, $\alpha \neq 0$ sería evidencia de convergencia condicional. Lo que nos quedaría sería el término de error, que debería comportarse de manera estacionaria (con media cero y varianza fija), en otras palabras, el término ε no debería de tener raíz unitaria.

Para probar dichas hipótesis en Series de Tiempo, se siguen dos caminos distintos. El primero supone que la condición de la ecuación 8 se cumple *a priori*, forzando a la variable $k_{i,j} = 0$. En términos de la ecuación a estimar (9), el sistema propuesto fuerza a que los coeficientes tomen los valores: $\alpha=0$, y $\beta=1$, teniendo como consecuencia:

$$y_{i,t} - y_{j,t} = \varepsilon_t \quad (11)$$

Siendo la diferencia del (logaritmo) de los productos igual al término de error, estas no deben tener *raíz unitaria* de tal forma que el término de error no está absorbiendo comportamientos que lo alejan de la estacionariedad, así la hipótesis nula de no-convergencia es:

$$H_o : (y_{i,t} - y_{j,t}) = I(1) \quad \forall i = 1, \dots, N \quad (12)$$

Econométricamente, esta hipótesis nula (no cointegración) se evaluará a través de la prueba de Engle-Granger (1987) basada en el estadístico t de Dickey Fuller aplicado a la diferencia $(y_{i,t} - y_{j,t})$. Como se sabe, la prueba Dickey Fuller establece como hipótesis nula la existencia de raíz unitaria.

En Cheung y García (2004) se menciona que utilizar (12) como hipótesis nula puede *sesgarnos* a aceptar la hipótesis de no-convergencia por la característica de las pruebas de raíz unitaria. Así que propone otra hipótesis nula para contrarrestar este efecto:

$$H_o : (y_{i,t} - y_{j,t}) = I(0) \quad \forall i = 1, \dots, N \quad (13)$$

Econométricamente se utilizará el estadístico de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin (1992) mejor conocido como KPSS, éste se aplica de igual forma a los residuales de la regresión sólo que, a diferencia del estadístico t de Dickey Fuller, éste tiene como hipótesis nula que el proceso es estacionario.

Aquí, la hipótesis nula es de *si*-convergencia. Entonces si no rechazamos (12) y (13) al mismo tiempo, los datos no pueden darnos evidencia para aceptar o rechazar convergencia. Si rechazamos (12) y no rechazamos (13) la evidencia será a favor de convergencia. En cambio, si no rechazamos (12) y rechazamos (13) la evidencia estará a favor de la no-convergencia.

El modelo irrestricto no supone nada *a priori*, y realiza la regresión 9, dejando la prueba de raíz unitaria a los errores estimados en dicha regresión. Esta prueba da la ventaja de determinar si la constante es significativa como evidencia de

convergencia condicional, y si el vector $(1,-1)$ del modelo restringido es válido o no.

2.3 Descripción de trabajos empíricos sobre convergencia en Series de Tiempo.

Los trabajos empíricos que utilizan la definición de Bernard y Durlauf sobre convergencia son escasos si los comparamos con la gran variedad de publicaciones que prueban la β -convergencia o la σ -convergencia. La mayoría es concluyente en el sesgo hacia la no-convergencia de las pruebas en Series de Tiempo (y en particular la prueba de raíz unitaria basada en *ADF-Augmented Dickey-Fuller test*), algunos intentan otros mecanismos (pruebas de estacionariedad) que permiten la presencia de convergencia condicional (como lo es el estadístico de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, and Shin -KPSS) y otros por el método de panel (p.ej. SUR-ADF).

En la Tabla 1 se presenta un resumen de los trabajos revisados y algunas conclusiones a las cuales llegan. Cabe destacar el trabajo de Easterly et.al. (2003) que tiene en su análisis a dos países que vamos a revisar en la presente investigación, con la diferencia que la serie utilizada por ellos es

trimestral (mientras que aquí se utilizan series anuales basadas en la base de datos de Summers & Heston PWT v.6). Camarero et.al. (2002) analiza varios pares para los países del Mercosur, resultando tener evidencia de convergencia para Argentina-Perú (con tendencia), Brasil-Argentina y Brasil Uruguay (sin componentes) utilizando la base de datos de Summers & Heston PWT v. 5.

La gran mayoría de las ocasiones no se acepta la hipótesis de convergencia (inclusive entre los países desarrollados); algunos otros la acotan a convergencia condicional (relajando las pruebas utilizando panel o KPSS).

Tabla 1. Cuadro-Resumen de distintos trabajos empíricos sobre convergencia entre países en series de tiempo

Autor	Países Analizados	Metodología Utilizada	Conclusiones
Cheung & Pascual (2004)	G-7	ADF por pares y estudios de panel	En ADF por pares, no encuentra evidencia de convergencia.
Easterly, Fiess & Lederman (2003)	México – Estados Unidos	Johansen	Evidencia de convergencia condicional

Tabla 1. (cont.) Cuadro-Resumen de distintos trabajos empíricos sobre convergencia entre países en series de tiempo

Camarero, Flores & Tamarit (2002)	Mercosur	ADF por pares y estudios de panel	En ADF por pares encuentra evidencia en ciertos países
Amable, Juillard (2000)	53 países	ADF y KPSS por pares	ADF casi nunca aceptó convergencia, con excepción de Dinamarca y Alemania
Linden (2000)	OECD	ADF y KPSS por pares	En ADF sólo aceptó convergencia en Noruega, Suecia y Reino Unido, KPSS confirmó dichos resultados

3. Caracterización de las Series

3.1 Datos

Antes de proceder a estimar la ecuación 9, se necesita caracterizar las series con las cuales se va a trabajar para conocer su comportamiento a través del tiempo.

Los países seleccionados para analizar convergencia son:

- **Estados Unidos (USA)** (como país *benchmark*, así por ser el principal socio comercial de México)
- **Canadá (CAN)** (Integrante del Tratado de Libre Comercio de América del Norte, socio comercial de México)
- **México (MEX)**
- **China (CHN)** (como país emergente con altas tasas de crecimiento últimamente, para ver si dicho país esta *realmente* convergiendo con el nivel de país industrializado)
- **Argentina (ARG), Chile (CHL) y Brasil (BRA)** (como integrantes de un mercado común MERCOSUR (Chile

en proceso), y principales países emergentes de Sud-América)

Las series están tomadas de la base de datos de Summers & Heston -Penn World Tables 6.1, las cuales están ajustadas de acuerdo al Poder de Paridad de Compra de cada país, en dólares reales. Al revisar el Gráfico 1, se puede observar el comportamiento a través del tiempo de dichos países tomando las diferencias entre los PIB per capita con el del país *benchmark*, que en este caso son los Estados Unidos.

Gráfico 1. Diferencias del logaritmo del PIB Estados Unidos y Países Seleccionados 1950-2000

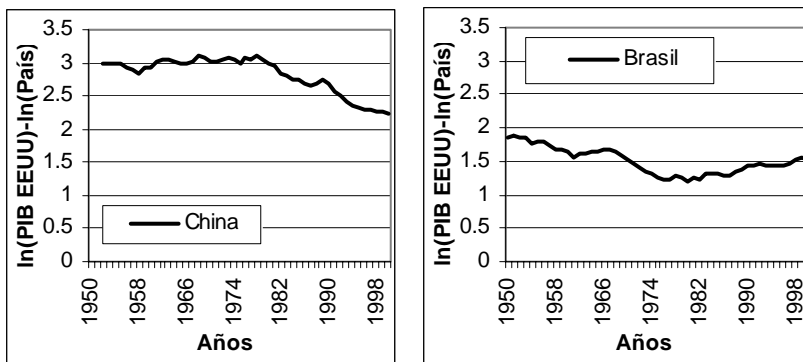
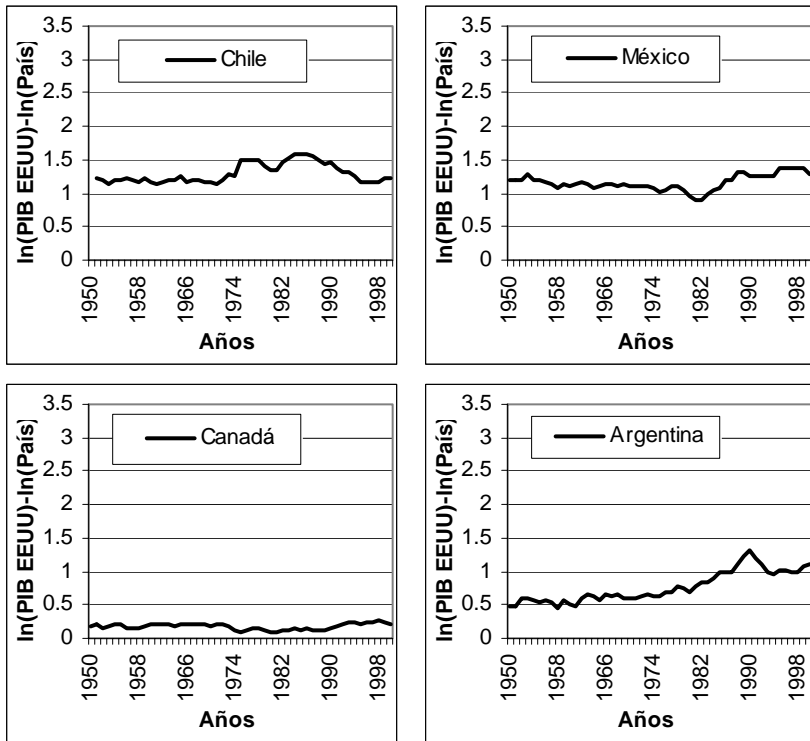


Gráfico 1. (cont.) Diferencias del logaritmo del PIB
Estados Unidos y Países Seleccionados 1950-2000



Fuente: Cálculos propios en base a la Penn World Table 6.1

A juzgar por la gráfica, no está clara la tendencia que pudiera sugerir convergencia a reserva de China en el periodo de 1978-2000 o Brasil y México de 1950-1975. Para el caso de Argentina parece que el efecto es el contrario, las brechas del PIB *per cápita* parecen aumentar en vez de disminuir al transcurrir el tiempo.

3.2 Comportamiento de las series a través del tiempo

Las series en niveles no presentan una Función de Autocorrelación que disminuya con el tiempo, pero ya en primeras diferencias estas series parecen comportarse como estacionarias, debido a que la ACF (Auto Correlation Function) y la PACF (Partial Auto Correlation Function) se vuelven no significativas rápidamente.

Los correlogramas en diferencias indican que las series son aparentemente estacionarias y dan una pista de cuales rezagos se deberían tomar en cuenta para la caracterización. En la tabla A1 del *Anexo* están las caracterizaciones elaboradas (38 regresiones) en base a los correlogramas, a continuación sólo muestro las que tuvieron *mejor ajuste*, tomando como primer criterio de selección la R^2 ajustada, seguido por los criterios de Akaike y Schwarz.

3.1.1 Caracterización de las series.

Para la serie mexicana, los modelos con R^2 ajustada más alta son los presentados en la Tabla 1.a. El mejor modelo

parecería ser el ARIMA (3,1,3), con una R^2 ajustada mayor y un Akaike menor que sus contrapartes. Pero al hacerle la prueba de Autocorrelación de Breusch-G. con 2 *rezagos* se muestra significativa al 5% (a un *rezago* sigue siendo significativa), por lo que no se puede incorporar al análisis.

Dejando atrás al ARIMA (3,1,3), el mejor modelo para la serie diferenciada es el ARIMA (2,1,3), aunque éste no tenga normalidad en los errores no implica mayor problema en la caracterización.

Tabla 1.a México, serie diferenciada del logaritmo natural del *PIB per capita*

Caracterización	R2 ajustada	Breusch-G. (2 rezagos)	Observaciones
AR(1,2,3) MA(1,2,3)	0.2179	3.7718 *	Sólo AR(1) significativo al 9%
AR(1,2) MA(2,3)	0.2020	0.0141	todos significativos
AR(1,3) MA(1,2,3)	0.1745	0.1362	Sólo MA(2) significativo al 9%

Fuente: Cálculos propios en base a la Penn World Table 6.1

‘ Signif. al 10%; * Signif. al 5%; ** Signif. al 1%

Por su parte, la serie americana es *mejor comportada*, debido a que se observan R^2 ajustadas mayores y coherentes con

los criterios de Akaike y Schwarz. La autocorrelación con dos rezagos no es significativa (aunque con un rezago, el mejor modelo no rechaza la posibilidad de autocorrelación). El mejor modelo *coincide* con el mejor modelo de la serie mexicana. La serie canadiense no presentó mayor problema al igual que la americana.

Tabla 1.b Estados Unidos, serie diferenciada del logaritmo natural del PIB *per capita*

Caracterización	R2 ajustada	Breusch-G. (2 rezagos)	Observaciones
AR(1,2) MA(1,2)	0.33265	0.194393	AR(2) no significativo
AR(1,2) MA(2,3)	0.43907	2.270675	Todos significativos
AR(1,2) MA(2)	0.32058	0.573044	Todos significativos

Fuente: ver Tabla 1.a

Tabla 1.c Canadá, serie diferenciada del logaritmo natural del PIB *per capita*

Caracterización	R2 ajustada	Breusch-G. (2 rezagos)	Observaciones
AR(2) MA(1,2)	0.25899	2.325029	Todos significativos
AR(2) MA(1,2,3)	0.28609	1.282175	MA(3) significativo al 9%
AR(1,2,3) MA(2,3)	0.40848	1.111722	Todos significativos

Fuente: ver Tabla 1.a

El problema con la caracterización de la serie china es que el mejor modelo (por mucho), tiene autocorrelación significativa al 1% (con dos rezagos), por lo que me deja tan sólo con el modelo ARIMA(3,1,3)

Tabla 1.d China, serie diferenciada del logaritmo natural del PIB *per capita*

Caracterización	R2 ajustada	Breusch-G. (2 rezagos)	Observaciones
MA(1)			
MA(2)	0.20297	0.04858	Todos significativos
AR(1,2)			AR(1) significativo al 9%
MA(2,3)	0.31047	8.784525 **	
AR(3)			
MA(3)	0.21030	1.063826	Todos significativos

Fuente: ver Tabla 1.a

La serie argentina mostró una dificultad para su caracterización, debido a su baja R^2 ajustada, sólo dos modelos mostraron alguna docilidad en las significancias, aunque uno de ellos tiene autocorrelación significativa al 1%. Aquí el único modelo sugerido es el ARIMA (1,1,1). En relación a la serie chilena se observó el mismo problema, en este caso el modelo seleccionado fue el ARIMA(2,1,3).

Tabla 1.e Argentina, serie diferenciada del logaritmo natural del PIB *per capita*

Caracterización	R2 ajustada	Breusch-G. (2 rezagos)	Observaciones
AR(1) MA(1)	0.10681	0.498079	AR(1) significativo al 8%
AR(1,3) MA(1,3)	0.09887	5.146402 **	AR(3) significativa al 7%

Fuente: ver Tabla 1.a

Tabla 1.f Chile, serie diferenciada del logaritmo natural del PIB *per capita*

Caracterización	R2 ajustada	Breusch-G. (2 rezagos)	Observaciones
AR(3) MA(1,3)	0.09857	0.254294	MA(1) significativo al 7%
AR(2) MA(2,3)	0.11303	0.187967	Todos significativos

Fuente: ver Tabla 1.a

Tabla 1.g Brasil, serie diferenciada del logaritmo natural del PIB *per capita*

Caracterización	R2 ajustada	Breusch-G. (2 rezagos)	Observaciones
MA(2)	0.17844	3.984846 *	Todos significativos
AR(1) MA(1)	0.31108	1.043063	Todos significativos
AR(1,2,3) MA(1,2,3)	0.40366	0.885099	Todos significativos

Fuente: ver Tabla 1.a

3.1.2 Prueba de raíces unitarias para cada una de las series

Debemos ver que la series que se han caracterizado no tengan tendencias estocásticas (en primeras diferencias), por lo que se necesita revisar que sean integradas *de orden uno*, en otras palabras, que dichas series una vez diferenciadas (y que es como las hemos caracterizado) no tengan raíz unitaria.

Para lo anterior se realizarán las pruebas de raíz unitaria a los logaritmos naturales de las series del PIB *per capita* de cada uno de los países seleccionados. Utilizamos las pruebas de Phillips Perron y la Dickey Fuller Aumentada.

Para la selección del modelo se supone que (en base a la teoría), las series del producto per-cápita deben tener un intercepto en primeras diferencias (tasa de crecimiento de largo plazo), y no deben tener tendencia (puesto que como resultado tendríamos crecimientos explosivos no vistos en la práctica). Para ello se analizará, además de las pruebas de raíz unitaria, la prueba *conjunta F* para poder comprobar que nuestra caracterización de la serie es la correcta.

A continuación presento el cuadro-resumen de resultados del Modelo 2 (con intercepto sin tendencia)

$$\text{Modelo 2: } y_{it} = \alpha + \rho y_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

Tabla 2. Prueba de raíz unitaria (ADF) para el Modelo 2 (con intercepto) Países seleccionados (1950-2000)

País	Modelo 2		Prueba conjunta F	
	con constante		$\rho^* = 0 \quad \alpha = 0$	
	Niveles	1ras dif.	Niveles	1ras dif.
México	-0.2152	-3.4948 *	4.0045 '	6.1290 *
EE.UU.	0.7321	-2.7961 '	10.4103 **	3.9139 '
Canadá	0.1529	-3.8796 **	5.6888 *	7.5264 **
China	1.4042	-3.0981 *	8.1323 **	9.6623 **
Argentina	-0.0735	-5.4838 **	6.0731 *	15.0435 **
Chile	0.8528	-4.3399 **	11.2056 **	9.4288 **
Brasil	-0.8928	-2.3735	5.2259 *	2.8272

Fuente: Cálculos Propios en base a la World Penn Tables 6.1
 ' signif. al 10%; * signif. al 5%; ** signif. al 1%

Tanto la Dickey Fuller Aumentada, como la Phillips Perron³, no rechazan la presencia de raíces unitarias en las series en niveles (como lo había mostrado la metodología Box-Jenkins), pero para tener seguridad que se está haciendo la prueba al modelo adecuado (ecuación 14) se realizó la prueba

³ En la tabla sólo aparecen los resultados de la prueba ADF

conjunta F , donde la hipótesis nula conjunta es intercepto y coeficiente igual a cero.

Al no rechazar la raíz unitaria y al rechazar que el intercepto es cero nos da un indicio de que el proceso verdadero lo incluye.

Ahora por contrapartida, para eliminar la posibilidad de que el verdadero modelo observe una tendencia, se realizó la misma prueba para el Modelo 4:

$$\text{Modelo 4: } y_{it} = \alpha + \rho y_{it-1} + \delta t + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

Tabla 3. Prueba de raíz unitaria (ADF) para el Modelo 4 (con intercepto) Países seleccionados (1950-2000)

País	Modelo 4		Prueba conjunta F	
	<i>constante y tendencia</i>		$\rho^* = 0 \quad \delta = 0$	
	Niveles	1ras dif.	Niveles	1ras dif.
México	-1.7774	-3.4313 '	1.5834	5.9770 '
EE.UU.	-2.2934	-2.8130	3.1843	3.9564
Canadá	-1.9704	-3.8493 *	2.0447	7.5091 *
China	-2.1934	-3.2960 '	4.2686	5.5218
Argentina	-2.7478	-5.3886 **	3.8226	14.7434 **
Chile	-2.5994	-4.5301 **	4.1730	10.2611 **
Brasil	-0.8298	-2.4344	0.6324	2.9688

Fuente: Cálculos Propios en base a la World Penn Tables 6.1

' signif. al 10%; * signif. al 5%; ** signif. al 1%

Aquí, no se puede rechazar la presencia de raíces unitarias en niveles, y la prueba conjunta tampoco puede rechazar que la tendencia sea igual a cero (con excepción para los casos de Argentina y Chile *en diferencias*). Por lo que queda confirmada la imposibilidad del Modelo 4 (ecuación 15) para la caracterización de la serie. Todas nuestras series pueden, entonces, caracterizarse con el Modelo 2, concluyendo también que todas las series sean integradas de orden uno (ver tabla 2).

Es Brasil el único país donde tenemos contradicción en las pruebas ADF y la Phillips Perron, en ésta última se rechaza la presencia de raíz unitaria, a diferencia de la ADF.

¿Por qué es importante que *todas las series sean integradas de orden uno*?

Precisamente al pasar al siguiente punto de la investigación (Análisis de convergencia), y debido a las hipótesis nulas que se han establecido en la sección 2 se necesita realizar pruebas de cointegración: para que dos series puedan estar cointegradas (y por tanto se pueda realizar el análisis de

convergencia), “*deben tener propiedades de largo plazo comparables, las series deben ser integradas del mismo orden*”. De no ser así, el orden de integración resultante será igual al mayor de las series originales (teniendo como consecuencia la posibilidad de que observemos divergencia entre las series que nos *metan ruido* en el análisis). Los resultados así obtenidos serán mas robustos.

4. Análisis de convergencia

4.1 Cointegración por pares utilizando el modelo restringido

Como se vio en la ecuación 11, lo que en esta sección se debe probar es si en los datos que tenemos se puede observar convergencia absoluta en términos del modelo restringido, (vector 1,-1).

$$y_{i,t} - y_{j,t} = \varepsilon_t \quad (\text{igual que en 11})$$

Así, asumiendo la hipótesis establecida en la ecuación 12 (de no-convergencia) se prueba si la diferencia de los logaritmos del producto *per capita* de cada uno de los países contra el del país *benchmark* observa, o no, raíz unitaria utilizando para ello el estadístico Dickey Fuller Aumentado (ADF). Esta metodología de cointegración es un caso particular de la metodología propuesta por Engle y Granger (1987).

Ninguna de las combinaciones mostradas en la Tabla 4 puede rechazar la hipótesis de raíz unitaria en niveles (los niveles significativos están basados en la tabla de MacKinnon

para 2 variables). Así, la prueba ADF rechaza la presencia de convergencia restringida en cada par evaluado.

Tabla 4. Prueba de raíz unitaria
bajo la hipótesis nula de no-convergencia
Modelo restringido, En niveles
Países Seleccionados, 1950-2000

Variable	con intercepto		con intercepto y tendencia	
	ADF	Phillips Perron	ADF	Phillips Perron
MEX - USA	-1.5575	-1.4913	-1.9371	-1.8238
MEX - CAN	-1.8484	-1.8397	-2.2898	-2.2657
CAN - USA	-2.1873	-1.8368	-2.1517	-1.7975
CHN - USA	0.7030	0.8784	-1.0261	-0.9118
BRA - USA	-2.0628	-1.8789	-0.6083	-0.5760
ARG - USA	-0.9611	-0.7507	-2.5847	-2.3491
CHL - USA	-1.5634	-1.6612	-1.3622	-1.5814
BRA - ARG	-1.7337	-1.5784	-1.2964	-1.1804
BRA - CHL	-1.5273	-1.5622	-0.4712	-0.6935
ARG - CHL	-0.6827	-0.8425	-1.9188	-1.7334

Fuente: Cálculos Propios en base a la World Penn Tables 6.1
' signif. al 10%; * signif. al 5%; ** signif. al 1%

Pero no satisfecho con esto (y utilizando el criterio de Cheung y García (2004) para evitar el sesgo de no-convergencia), se evaluó también la hipótesis nula mostrada en la ecuación 13 (si-convergencia). Ahora se tiene como hipótesis

nula que las diferencias del PIB per cápita son estacionarias, para lo cual se aplicará la prueba KPSS a los residuales.

Tabla 5. Prueba de raíz unitaria
bajo la hipótesis nula de si-convergencia
Modelo restricto
Países Seleccionados, 1950-2000

Variable	KPSS
	En niveles
MEX – USA	0.727 *
MEX – CAN	0.842 **
CAN – USA	0.346
CHN – USA	1.790 **
BRA – USA	1.600 **
ARG – USA	2.250 **
CHL – USA	0.891 **
BRA – ARG	2.400 **
BRA – CHL	1.360 **
ARG – CHL	1.420 **

Fuente: Cálculos Propios en base a la World Penn Tables 6.1
‘ signif. al 10%; * signif. al 5%; ** signif. al 1%

Con excepción de Canadá-Estados Unidos, la prueba de KPSS confirma los resultados de la prueba ADF en cada uno de los pares analizados en niveles. A diferencia del estadístico ADF, cuando KPSS es significativa indica que se rechaza la hipótesis que las series sean estacionarias, por lo que no existe evidencia de cointegración, por tanto, de convergencia.

Al haber rechazado (para todos los pares con excepción de Canadá-Estados Unidos) la hipótesis nula de la ecuación 13 (si-convergencia) y no haber rechazado la hipótesis nula de la ecuación 12 (no-convergencia) la evidencia es, en este caso y para esta muestra de datos, a favor de la no-convergencia.

Los resultados obtenidos son entonces consistentes, las dos hipótesis fueron probadas y las dos dirigen sus resultados al mismo lado, parece ser que a partir de esta prueba la hipótesis de convergencia absoluta restringida (con $\alpha = 0$ y $\beta = 1$) no se observa. Sólo existe una contradicción entre ADF y KPSS en el par Canadá - Estados Unidos. ADF dice no ver convergencia, mientras KPSS la observa. Ahora lo que queda probar es si existe alguna evidencia para el modelo irrestricto de convergencia entre países.

4.2 Cointegración por pares utilizando el modelo irrestricto

En el modelo anterior, los parámetros de la ecuación 9 fueron restringidos al vector (1,-1) y el intercepto al valor cero. Como se mencionó, se utilizará la metodología de Engle-Granger (1987) para la prueba del modelo irrestricto.

$$y_{i,t} = \alpha_{ij} + \beta y_{j,t} + \varepsilon_t \quad (\text{igual que 9})$$

En esta ecuación, no supondremos valores *a priori* para α ni β , sino que serán estimados y luego se probará si los residuales observan raíz unitaria o no, en otras palabras, para ver si con constante y pendiente diferentes a 0 y 1 respectivamente, las diferencias entre los países *tienden* a disminuir.

Utilizando los mismos pares del modelo restricto, se correrá la regresión de la ecuación 9, y se someterá a sus residuales a la prueba de raíz unitaria (ADF) bajo la hipótesis nula de la ecuación 12 (no-convergencia *-en niveles*) y a la prueba KPSS bajo la ecuación 13 (si-convergencia *-en niveles*)

Tabla 6. Análisis de convergencia, modelo irrestricto bajo las dos hipótesis nulas: ADF y KPSS en niveles, Países Seleccionados, 1950-2000

var dep.	var exp	c	beta	# obs	ADF	KPSS
MEX	USA	-0.7686	0.9563	49	-1.9540	0.465 *
MEX	CAN	-0.6026	0.9566	49	-2.3013	0.406 '
CAN	MEX	0.7029	1.0361	49	-2.2499	0.427 '
CAN	USA	-0.1881	1.0014	49	-2.1910	0.343
USA	MEX	0.9203	1.0308	49	-1.8607	0.490 *
USA	CAN	0.2067	0.9965	49	-2.1587	0.348 '
CHN	USA	-4.9303	1.2329	47	-0.9397	0.572 *
BRA	USA	-2.7877	1.1431	49	-1.0603	0.557 *
ARG	USA	1.2016	0.7811	49	-2.8626	0.212
CHL	USA	-0.6172	0.9249	48	-1.4670	0.336
BRA	ARG	-4.4494	1.4516	49	-2.4704	0.286
BRA	CHL	-1.6623	1.1894	48	-0.9558	0.524 *
ARG	BRA	3.1553	0.6768	49	-2.3685	0.272
ARG	CHL	1.8591	0.8270	48	-2.0688	0.429 '
CHL	ARG	-1.9129	1.1685	48	-1.8870	0.416 '
CHL	BRA	1.7888	0.7888	48	-0.6070	0.500 *

Fuente: Cálculos Propios en base a la World Penn Tables 6.1

' sign. al 10%; * sign. al 5%; ** sign. al 1%; de acuerdo a MacKinnon con dos variables para ADF

En la prueba de *no-convergencia* ADF, ningún país pudo rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria, en otras palabras, las diferencias del PIB per cápita de los pares analizados *no tienden a estabilizarse o disminuir* a través del tiempo. Sin embargo, para la prueba de *si-convergencia* KPSS, se observa

convergencia en Canadá - Estados Unidos, Argentina – Estados Unidos, Chile – Estados Unidos y Brasil – Argentina, (cabe aclarar que la base de datos de la PWT no abarca todavía la crisis económica Argentina, posteriores análisis *podrían revertir* el caso argentino).

Siendo así, sólo podemos concluir en la no convergencia de los pares de países que fueron confirmados por la prueba de KPSS: la evidencia es fuerte y en ambos sentidos. Y surge la duda en 4 pares donde ADF y KPSS muestran resultados “contradictorios”.

Las constantes reportadas en la tabla 6 nos pueden dar una idea del nivel de convergencia que estarían observando los pares de países que superaron la prueba KPSS de si-convergencia, Canadá y Estados Unidos observan una convergencia más cercana en niveles, mientras que el caso chileno observa una convergencia claramente condicional.

Al no poder ser cointegrados los logaritmos del PIB *per capita* de los demás pares estudiados, las regresiones obtenidas

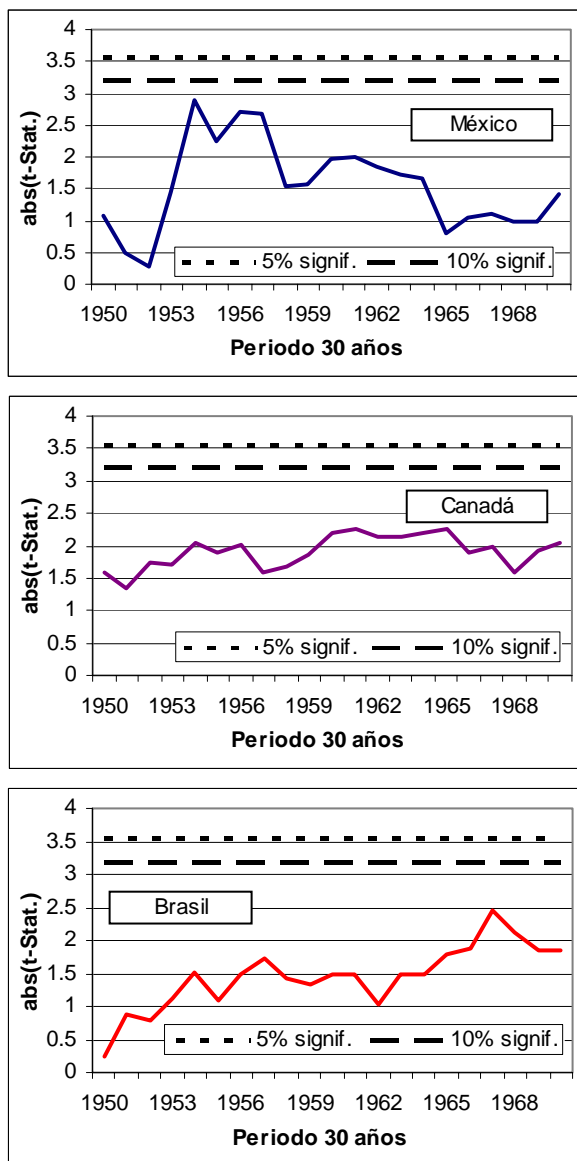
en base a la ecuación 9 (cuya constante e intercepto están reportados en la tabla 6) carecen de significado, debido a que estas variables se están **alejando entre sí cada vez más con el tiempo**. Esta relación que obtuvimos en dicha regresión es, por tanto, espúrea.

4.3 Análisis rodante de convergencia, modelo restricto

Para *ilustrar* de alguna manera como hemos “convergiado” o no a través del tiempo y de detectar posibles cambios estructurales se realizó una prueba rodante de raíz unitaria para el modelo restricto durante el periodo 1950-1980 sucesivo 20 años adelante, en otras palabras, 20 pruebas para cada par en un espacio de 30 años. (p.ej. de 1950 a 1980, 1951 a 1981, etc.).

Los niveles significativos están de acuerdo a MacKinnon para dos variables, ajustados al número de observaciones obtenidas. Cabe aclarar que estos niveles son para las pruebas ‘tradicionales’ y no están hechos para realizarse con pruebas rodantes o recursivas. Los resultados que están expuestos en el Gráfico 2, pueden mostrar como han impactado las crisis mexicanas de 1981, 1987 y 1994 al *ratio t* y que afectan al rechazo o no de la hipótesis de raíz unitaria en los niveles.

Gráfico 2. Prueba rodante de raíz unitaria para el modelo restringido en un espacio de 30 años $(y_{i,t} - y_{j,t}) = \varepsilon_t$



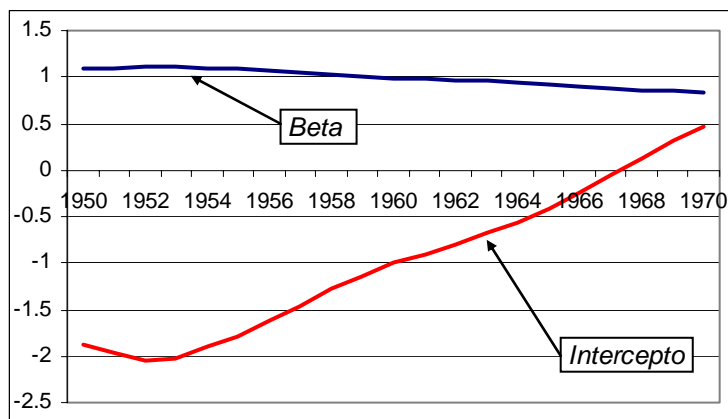
Fuente: Cálculos propios en base a la Penn World Table 6.1

En ninguna sub-muestra se alcanza el nivel mínimo significativo al 10%, aunque el mejor resultado para convergencia se alcanza en el periodo de 1954-1984.

4.4 Análisis rodante de convergencia para México-Estados Unidos, modelo irrestricto

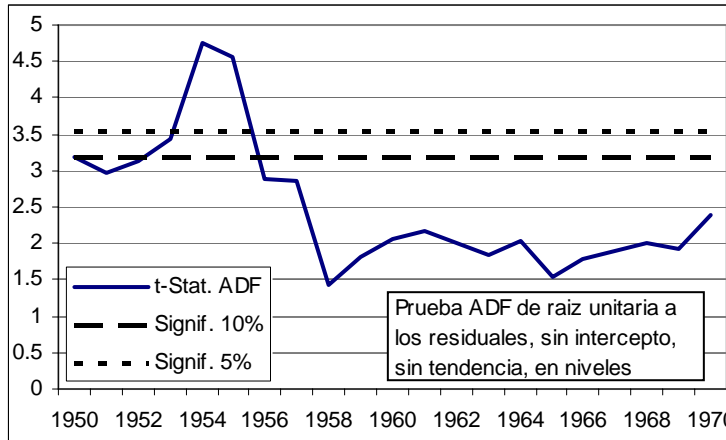
Para el caso del modelo irrestricto, primero se ejecutó la ecuación 9 para las series en logaritmos de México y Estados Unidos de manera rodante, cada ecuación se esparce en una longitud de 30 años, desde 1950-1980 hasta 1970-2000. Los resultados se muestran en el Gráfico 3. En cada ecuación se guardó los residuales para después (Gráfico 4) ejecutar la prueba de raíz unitaria.

Gráfico 3. Regresión ecuación 9 para el modelo irrestricto
Rodante en un espacio de 30 años 1950-1970
México-Estados Unidos



Fuente: Cálculos propios en base a la Penn World Table 6.1

Gráfico 4. Prueba rodante de raíz unitaria para el modelo irrestricto en un espacio de 30 años
México-Estados Unidos $(y_{i,t} - \beta y_{j,t}) = \alpha + \varepsilon_t$



Fuente: Cálculos propios en base a la Penn World Table 6.1

Cabe destacar para los periodos de 1950-1980, 1953-1983 al 1955-1985 son significativos al menos al 10% (1954-1984 llega a ser significativo al 1%), para estas sub-muestras, la ecuación que caracteriza la relación de largo plazo *muestra convergencia condicional*, con un coeficiente *beta* ligeramente superior a uno, y con constante significativa negativa, queriendo decir que en estos años la evidencia era a favor de que las diferencias entre estos países iban a disminuir *hasta cierto nivel* por la existencia de un intercepto diferente de cero.

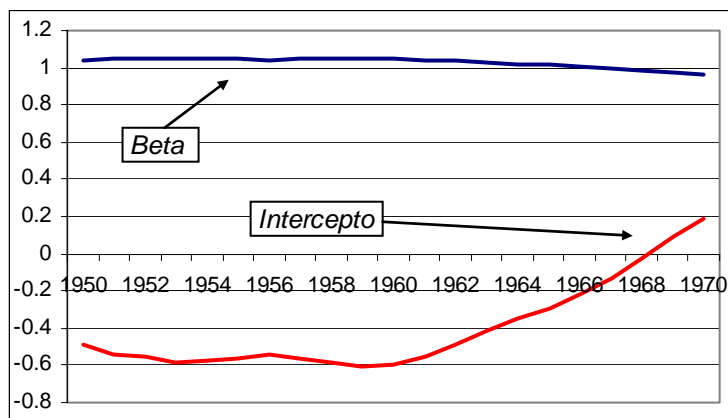
Particularmente para la sub-muestra más significativa (1954-1984), se realizó la misma prueba sin constante basado en la ecuación 9, y se aplicó la prueba de raíz unitaria a sus residuales, dando un coeficiente de -1.4297, el cual no puede rechazar la presencia de raíz unitaria a diferencia de su contraparte con intercepto, por lo que la idea de convergencia condicional para éste periodo se fortalece.

Las crisis económicas (la de 1982 parece tener un efecto marginal *a como están los datos dispuestos*) tienen efectos negativos en el ratio-t lo cual nos lleva a un nivel donde no es posible rechazar la presencia de raíz unitaria en la serie, por lo que la hipótesis de si-convergencia no puede ser aceptada.

4.5 Análisis recursivo de convergencia para Canadá-Estados Unidos, modelo irrestricto

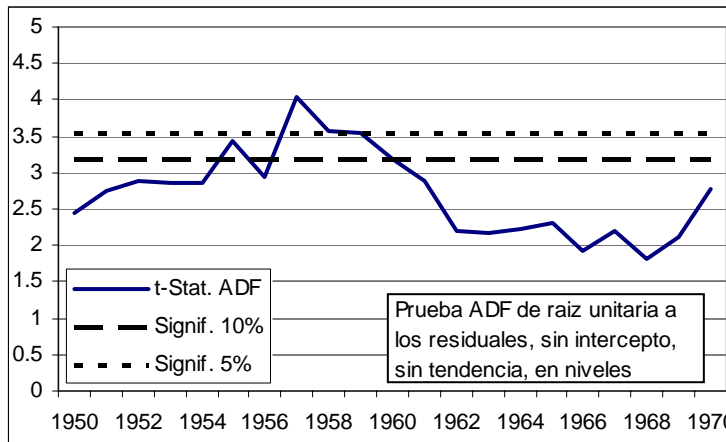
De igual manera que en el caso mexicano, para Canadá se realizó exactamente el mismo procedimiento, con 20 regresiones cada una con 30 observaciones se realizaron las pruebas de raíz unitaria a los residuales, obteniendo los resultados que se muestran en las Gráficas 5 y 6.

Gráfico 5. Regresión ecuación 9 para el modelo irrestricto
Recursiva en un espacio de 30 años 1950-1970
Canadá-Estados Unidos



Fuente: Cálculos propios en base a la Penn World Table 6.1

Gráfico 6. Prueba recursiva de raíz unitaria para el modelo irrestricto en un espacio de 30 años
 Canadá-Estados Unidos $(y_{i,t} - \beta y_{j,t}) = \alpha + \varepsilon_t$



Fuente: Cálculos propios en base a la Penn World Table 6.1

En las regresiones, Canadá presenta más estabilidad en su parámetro *beta* oscilando alrededor de uno, aunque se observa el mismo caso que México con respecto a la constante, ambas se acercan a cero con el tiempo. En la prueba de raíz unitaria, surgieron 5 periodos al menos significativos al 10% (1955-1985, 1957-1987 al 1960-1990), donde la constante es significativa y diferente de cero lo que nos puede dar algunos indicios, de igual manera que como se hizo en México, de *convergencia condicional*.

5. Análisis de convergencia con cambio estructural

En las pruebas anteriores (rodantes) se quiso ilustrar de qué manera se puede ver al análisis de convergencia como un proceso dinámico: *Si el espacio de tiempo fuese distinto, ¿se podría observar la evidencia de no-convergencia obtenida en las secciones 4.1 y 4.2?* Los resultados nos muestran que, al menos para el modelo irrestricto, en ciertos periodos se obtienen estadísticos t altos (donde se puede presumir la existencia de convergencia condicional). Esta posibilidad de existencia efímera de convergencia en las submuestras nos lleva a cuestionarnos si su ausencia en las series analizadas no se debe precisamente a ‘cambios estructurales sufridos’ en los procesos de los productos per cápita a lo largo del tiempo. En otras palabras, queremos ver si pudo haber existido un ‘cambio’ en el comportamiento del producto (debido a políticas económicas, crisis financieras, etc.) que no nos esté permitiendo ver el verdadero proceso de convergencia.

Respecto a nuestros análisis de convergencia, lo anterior nos dice que, aunque no existe evidencia a favor de ésta aplicando la metodología tradicional, puede ser que hubiesen existido ‘cambios’ en la relación de largo plazo entre las economías (p. ej. una ampliación en el intercepto, lo que implica que, aunque estén convergiendo a largo plazo, el ‘cambio sufrido’ hará que lo haga a un nivel menor del que venía registrando). Si se demuestra dicho ‘cambio estructural’ podría cambiar los resultados hasta ahora obtenidos: la falta de evidencia a favor de convergencia pudo ser resultado de un ‘salto’ en el intercepto en un año específico (no conocido), no a la ausencia de convergencia.

La metodología que se utilizará para incorporar posibles cambios estructurales en la cointegración, se basa en Gregory & Hansen (1996). En el contexto de esta investigación se consideran a los siguientes modelos:

Modelo 1: Cointegración estándar (la ya aplicada en la sección 4.1 y 4.2)

$$y_{i,t} = \alpha_t + \beta y_{j,t} + \varepsilon_t \quad (\text{igual que 9})$$

Modelo 2: Cambio en el nivel

$$y_{i,t} = \alpha_t + \mu_t \varphi_t^\tau + \beta y_{j,t} + \varepsilon_t \quad (16)$$

Donde φ_t^τ es la variable *dummy*, igual a cero si $t \leq [n\tau]$ e igual a uno si $t > [n\tau]$

Modelo 3: Cambio en el nivel con tendencia

$$y_{i,t} = \alpha_t + \mu_t \varphi_t^\tau + \delta t + \beta y_{j,t} + \varepsilon_t \quad (17)$$

Donde δt es la tendencia

Modelo 4: Cambio de régimen

$$y_{i,t} = \alpha_t + \mu_t \varphi_t^\tau + \varphi_t^\tau y_{j,t} + \beta y_{j,t} + \varepsilon_t \quad (18)$$

Donde φ_t^τ es el cambio de pendiente

En cada uno de los modelos anteriores se calculó la prueba ADF (*Augmented Dickey Fuller*) para un intervalo de $([0.10n],[0.90n])$ lo que dejó como amplitud al intervalo de 1954 a 1995 (42 regresiones para cada par de países estudiados). De

acuerdo a la metodología se obtiene el estadístico ADF mínimo y se compara con las tablas de valores críticos computados por Gregory & Hansen (1996) para dos variables. El país benchmark fue, de nueva cuenta, Estados Unidos.

Tabla 7. Valores *ADF* mínimos de la prueba de cointegración con cambio de régimen (Gregory & Hansen)
Varios Países, 1950-2000

País	Modelo			
	1	2	3	4
México	-1.9540	-4.3206 <i>1986</i>	-4.4327 <i>1986</i>	-5.0933 <i>1986</i>
Canadá	-2.1910	-3.7482 <i>1972</i>	-4.5764 <i>1988</i>	-4.2035 <i>1976</i>
China	-0.9397	-2.7532 <i>1988</i>	-3.2713 <i>1963</i>	-4.0001 <i>1976</i>
Chile	-1.4670	-3.4801 <i>1993</i>	-4.0395 <i>1991</i>	-3.4130 <i>1991</i>
Argentina	-2.8626	-4.2664 <i>1984</i>	-4.7227 <i>1985</i>	-4.9111 <i>1986</i>
Brasil	-1.0603	-2.6385 <i>1986</i>	-2.5850 <i>1986</i>	-3.3609 <i>1981</i>
Signif. 10%		-4.6900	-5.0300	-5.2300

Fuente: Cálculos propios, abajo del valor se muestra el año del cual pertenece

En la tabla A.2 del Anexo se muestran las gráficas del estadístico ADF para cada par de países analizados tomando el Modelo 4 (que es el más negativo). Ninguna de las series estudiadas alcanza al menos el valor crítico al 10% (para dos

variables). Destaca México que en los tres modelos con ‘cambio estructural’ reporta tener el mismo año (1986) acercándose bastante al nivel significativo. Ningún otro con excepción de Argentina logra acercarse.

Cellini, et.al. (1998) hace un estudio similar para los países G-7, utilizando el estadístico $inf(Zt)$ (que es la prueba de Phillips Perron) llega a resultados análogos a los obtenidos aquí para el caso de Estados Unidos-Canadá en la regresión de su ‘modelo a’. En particular, Cellini, et.al. restringe al vector (1,-1) (modelo restringido) el análisis, mientras que aquí se utilizó el modelo irrestricto para llevar a cabo estas pruebas.

Al no haber hallado evidencia a favor de algún ‘cambio estructural’ en la relación de convergencia por pares, aunado a la falta de evidencia de convergencia en la metodología tradicional nos lleva a concluir que no se puede afirmar (al menos con estos datos) que los niveles de producto per-cápita *convergerán* a largo plazo, ni aún controlando por la presencia de posibles ‘cambios estructurales’.

6. Conclusiones

¿Qué se puede decir a favor de la convergencia a la luz de estos datos?, los supuestos de misma productividad y tasas de ahorro no parecen sostenerse para indicarnos una convergencia absoluta en las pruebas. Tampoco queda claro si la convergencia condicional se muestre en los datos, en la serie completa al parecer los productos *per capita* están divergiendo en el tiempo, aunque en las pruebas rodantes parece haber algunos indicios de convergencia condicional de manera esporádica en algunos periodos.

En el caso del modelo irrestricto, al divergir las series (en la hipótesis de no-convergencia) nos limita el análisis de las regresiones (por la posibilidad de tener regresiones espúreas), pero con fin de ilustrar, lo que nos muestran estas regresiones del modelo irrestricto tampoco es halagador. Si bien Canadá tiene una constante significativa, el vector de cointegración parece ser cercano al (1,-1), típico caso de convergencia absoluta (además que pasa la prueba KPSS de si-convergencia).

Para el caso mexicano, la *beta* es de 0.95, lo que nos muestra (al margen de realizar pruebas para ver si estadísticamente es *uno* o no) que además de crecer sólo a un nivel del PIB Norteamericano, la velocidad de crecimiento *es menor*: un indicio que la serie potencialmente está divergiendo.

Habría que ampliar el estudio de cointegración como hipótesis nula en el modelo irrestricto, debido a que el análisis del KPSS está limitado: sus niveles críticos no están hechos para tratar con dos o más variables. En el modelo restringido, sin embargo, estos resultados son válidos.

La prueba rodante da pistas sobre la calamidad de la no-convergencia para los países emergentes, las crisis han empeorado las pruebas y alejan a las variables del nivel significativo mínimo para poder alcanzar una convergencia (en este caso, absoluta). Canadá y México dan algunas muestras de tener convergencia condicional en algunos periodos; se tendría que explorar con series más amplias esta posibilidad.

También queda descartada cualquier posibilidad de cambio en el comportamiento de las series que puedan afectar las pruebas de raíz unitaria. El análisis de cambio estructural no mostró evidencia alguna de que estos “cambios” hubiesen ocurrido, lo que fortalece los resultados obtenidos en el análisis de convergencia (en este caso particular, de no-convergencia).

Además de la convergencia absoluta y la condicional, existen otras teorías que sugieren que los niveles del PIB per capita se nivelan sólo ‘*entre miembros de un club*’. Aquellos países que se encuentren dentro de este grupo observarán convergencia, mientras que entre grupos se podría observar divergencia (Mayer-Foulkes, 2004).

En este sentido, los resultados obtenidos pueden ir acorde a dicha tesis. Entre Canadá y Estados Unidos se puede observar en la prueba KPSS cierta ‘sugerencia’ a convergencia (ambos son de hecho miembros del mismo ‘*club*’), asimismo en el caso KPSS-irrestricto de Brasil y Argentina. Habría que profundizar más en este ámbito.

Siempre es tentador, y a quién no le agradaría, que la profecía de la convergencia absoluta se pueda corroborar en los datos. Pero todo sugiere que las diferencias tanto en productividad, ahorro-inversión, etc., *importan* en el desempeño de las diferencias en el ingreso entre países. No es posible, entonces, esperar que las *fuerzas naturales del mercado del capital* nivelen los ingresos a largo plazo. Es posible que existan *causas estructurales* que nos evitarían llegar a tan anhelado *estado estacionario*, similar al de los países desarrollados. Los datos pueden sugerir que nuestro estado estacionario (más bajo, más pobre) esté más cerca para nosotros que el de nuestro vecino (más rico), y que por tanto, la brecha pueda ampliarse aún más.

7. Bibliografía

Alan Heston, Robert Summers and Bettina Aten, *Penn World Table Version 6.1*, Center for International Comparisons at the University of Pennsylvania (CICUP), October 2002.

Amable, Bruno; Juillard, Michel (2000); 'The Historical Process of Convergence' *manuscrito*:

<http://pythie.cepremap.ens.fr/~amable/convergence.pdf>

Barro, Robert; Sala-i-Martin, Xavier; *Economic Growth*; Second Edition, MIT Press, 2004

Bernard, Andrew B.; Durlauf, Steven N. (1994); 'Interpreting Test of the Convergence Hypothesis'; Technical Working Paper No. 159, National Bureau of Economic Research (NBER) Junio.

Bernard, Andrew B.; Durlauf, Steven N. (1995); 'Convergence in International Output'; *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 10, No. 2. Apr-Jun.; pp. 97-108

- Camarero, Mariam; Flôres, Renato; Tamarit, Cecilio (2002);
‘Multivariate time series evidence of international output
convergence in Mercosur’ *Computing in Economics and
Finance* 2002, No. 87
- Cellini, Roberto; Scorcu, Antonello E. (1998); ‘Segmented
stochastic convergence across the G-7 countries’;
Journal of Empirical Economics, August 2000; Vol.
25(3); pp. 463-474
- Cheung, Yin-Wong; Garcia Pascual, Antonio (2004); Testing
for *output convergence: a re-examination*; en Oxford
Economic Papers, Vol. 56; pp. 45-63
- Durlauf, Steven N. (1996); ‘On The Convergence and
Divergence of Growth Rates’; *The Economic Journal*;
Vol. 106, No 437; pp. 1016-1018
- Easterly, William; Fiess, Norbert; Lederman, Daniel (2003);
‘NAFTA and Convergence in North America: High
Expectations, Big Events, Little Time’; *Economía*:

Journal of the Latin American and Caribbean Economic Association; Vol. 4, No. 1. Fall; pp. 1-53

Franses, Philip Hans; *Time series models for business and economic forecasting*; Cambridge University Press, 1998.

Gregory, Allan W.; Hansen, Bruce E. (1996); 'Residual-Based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts'; *Journal of Econometrics*, vol. 70; pp. 99-126

Linden, Mikael (2000); 'Testing Growth Convergence with Timer Series Data – a non-parametric approach'; *International Review of Applied Economics*; Vol. 14, No. 3.

MacKinnon, J.G. (1991); Valores críticos para las pruebas de cointegración en: R.F. Engle and C.W.K. Granger, eds., 'Long-run economic relationships: Readings in cointegration' (Oxford Press, Oxford); pp. 267-276

- Maddala, G.S.; Kim, In-Moo (1998); *Unit Roots, Cointegration and Structural Change*; Cambridge (England) New York: Cambridge University
- Mayer-Foulkes, David, "Global Divergence" (September 2002).
<http://ssrn.com/abstract=335140>
- Quah, Danny (1993); 'Galton's Fallacy and Tests of the Convergence Hypothesis'; Working Paper, London School of Economics; December.
- Quah, Danny (2002); 'International Patterns of Growth: I. Persistence in cross-country disparities'; Working Paper, London School of Economics; October.
- Zivot, Eric; Andrews, Donald W. K. (1992); 'Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis'; *Journal of Business & Economic Statistics*; Vol. 10, No. 3; July.

Anexos

Tabla A1. Caracterización de las series diferenciadas del logaritmo natural del PIB *per capita* Países Seleccionados (1950-2000)

País	Proceso	r2 ajust	Akaike	Schwarz	Breusch-G. 2-lags	Jarque Bera	
México	AR(1)	0.1293	-3.2371	-3.1599	0.4158	2.23	
	MA(1)	0.1168	-3.2104	-3.1339	0.9695	2.41	
	AR(1,2,3)						
	MA(1,2,3)	0.2179	-3.2895	-3.0139	3.7718 *	0.87	
	1 AR(1,2)						
	MA(2,3)	0.2020	-3.2466	-3.0516	0.0141	6.96 *	
	2 AR(1,3)						
	MA(1,2,3)	0.1745	-3.2533	-3.0171	0.1362	1.09	
	AR(3)						
	MA(1,3)	0.1486	-3.2599	-3.1025	1.2200	1.75	
Estados Unidos	AR(1)	0.0946	-4.3975	-4.3203	3.0390 *	1.18	
	AR(2)	0.1289	-4.4271	-4.3491	2.2043	0.95	
	AR(3)	0.0576	-4.3356	-4.2569	2.5705 '	15.68 **	
	MA(1)	0.0572	-4.2697	-4.1932	6.9181 **	0.43	
	MA(2)	0.0710	-4.2845	-4.2080	1.4449	0.13	
	MA(3)	0.0621	-4.2749	-4.1985	1.9601	15.46 **	
		AR(1,2)					
	2 MA(1,2)	0.3326	-4.6359	-4.4410	0.1944	2.07	
		AR(1,2)					
	1 MA(2,3)	0.4391	-4.8096	-4.6147	2.2707	3.87	
		AR(1,2)					
	MA(2)	0.3206	-4.6367	-4.4808	0.5730	1.34	
Canadá	AR(1)	0.2162	-3.9294	-3.8522	0.6217	1.7	
	MA(1)	0.2246	-3.9351	-3.8587	0.3500	1.19	
	AR(2)						
	MA(1,2)	0.2590	-3.9360	-3.7800	2.3250	1.82	
	AR(2)						
	MA(1,2,3)	0.2861	-3.9546	-3.7596	1.2822	0.99	
	AR(1,2,3)						
1 MA(2,3)	0.4085	-4.1227	-3.8865	1.1117	0.54		

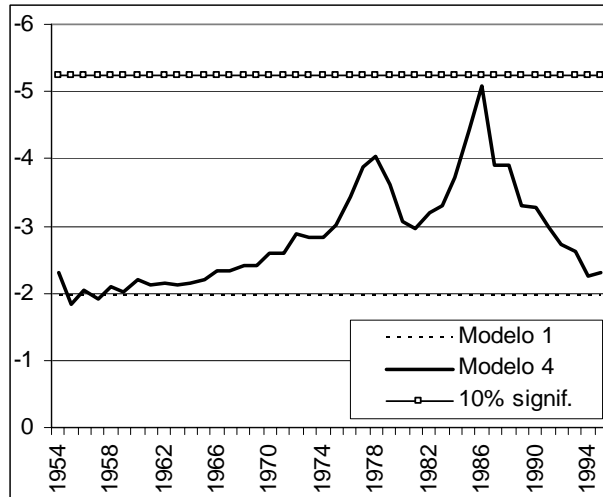
Tabla A1. (cont.) Caracterización de las series diferenciadas del logaritmo natural del PIB *per capita* Países Seleccionados (1950-2000)

País	Proceso	r2 ajust	Akaike	Schwarz	Breusch-G. 2-lags	Jarque Bera	
China	AR(1)	0.1331	-3.1978	-3.1191	1.6454	2.4	
	2	MA(1)					
		MA(2)	0.2030	-3.2782	-3.1612	0.0486	0.3
	1	AR(1,2,3)					
		MA(2,3)	0.1633	-3.1596	-2.9187	0.1079	0.79
		AR(1,2)					
MA(2,3)		0.3105	-3.3944	-3.1956	8.7845 **	0.83	
Argentina	AR(1)						
	MA(1)	0.1068	-2.7949	-2.6791	0.4981	1.09	
Chile	AR(1,3)						
	MA(1,3)	0.0989	-2.7972	-2.6004	5.1464 **	1.96	
	1	MA(2)					
		MA(3)	-0.0097	-2.6356	-2.5197	1.4851	10.34 **
		AR(3)					
		MA(1,3)	0.0986	-2.7585	-2.5994	0.2543	32.23 **
AR(2)							
MA(2,3)	0.1130	-2.7046	-2.5472	0.1880	5.63 '		
Brasil	AR(2,3)						
	MA(2,3)	0.0870	-2.7263	-2.5275	0.7531	16.25 **	
	AR(1)						
		AR(2)	0.2738	-3.7079	-3.6307	2.2347	0.88
	2	AR(2)	0.2410	-3.6420	-3.5640	2.6037 '	1.33
		AR(1)					
	AR(2)	0.3293	-3.7460	-3.6291	0.2966	0.49	
	1	MA(1)	0.1574	-3.5558	-3.4793	6.7695 **	0.98
		MA(2)	0.1784	-3.5810	-3.5046	3.9849 *	1.56
	2	AR(1)					
MA(1)		0.3111	-3.7413	-3.6255	1.0431	0.76	
1	AR(1,2,3)						
	MA(1,2,3)	0.4037	-3.7865	-3.5110	0.8851	1.35	

Fuente: Cálculos propios en base a la Penn World Table 6.1

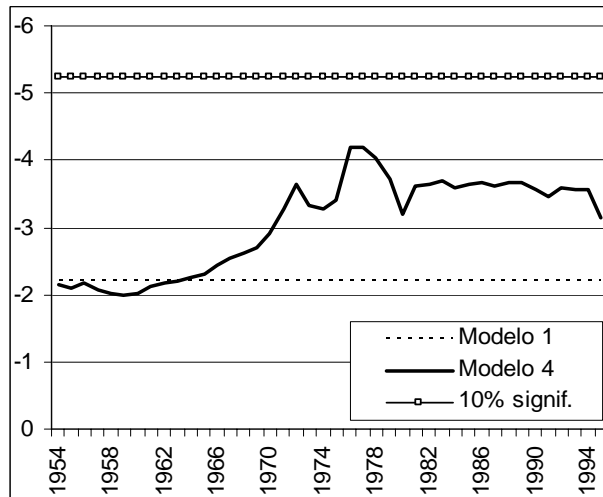
' Signif. al 10%; * Signif. al 5%; ** Signif. al 1%

Tabla A2.a Prueba de ‘cambio de régimen’ Gregory & Hansen para México – Estados Unidos, Modelo 4



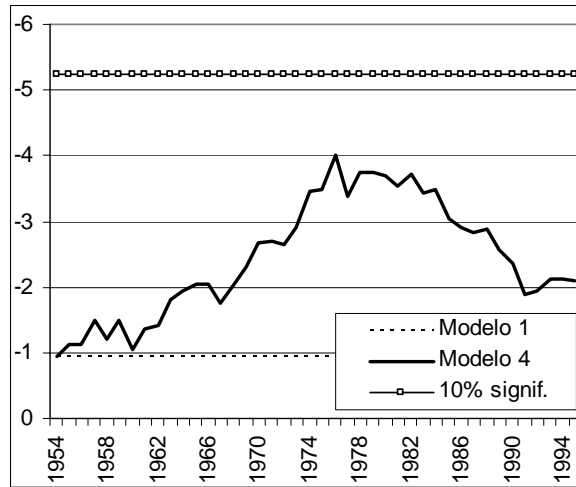
Fuente: Cálculos Propios

Tabla A2.b Prueba de ‘cambio de régimen’ Gregory & Hansen para Canadá – Estados Unidos, Modelo 4



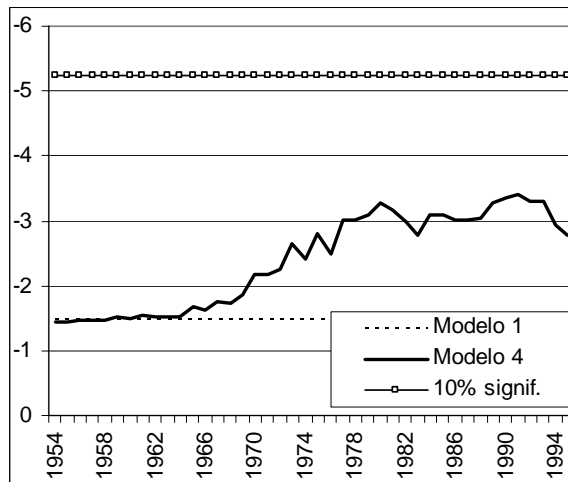
Fuente: Cálculos Propios

Tabla A2.c Prueba de ‘cambio de régimen’ Gregory & Hansen para China – Estados Unidos, Modelo 4



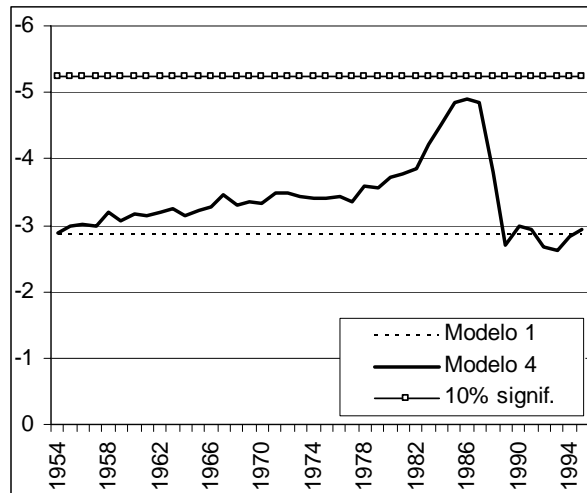
Fuente: Cálculos Propios

Tabla A2.d Prueba de ‘cambio de régimen’ Gregory & Hansen para Chile – Estados Unidos, Modelo 4



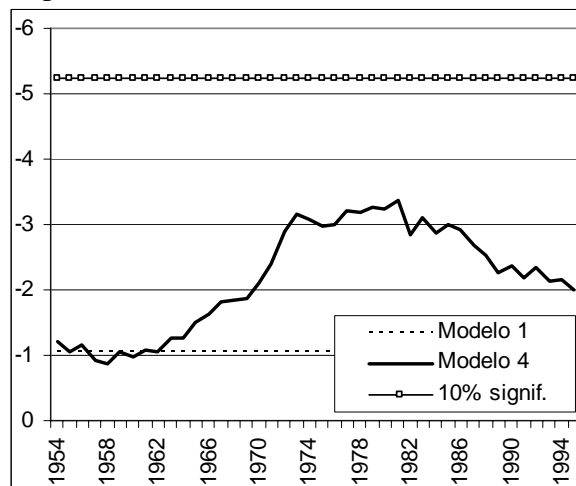
Fuente: Cálculos Propios

Tabla A2.e Prueba de ‘cambio de régimen’ Gregory & Hansen para Argentina – Estados Unidos, Modelo 4



Fuente: Cálculos Propios

Tabla A2.f Prueba de ‘cambio de régimen’ Gregory & Hansen para Brasil – Estados Unidos, Modelo 4



Fuente: Cálculos Propios