

CRECIMIENTO ENDÓGENO
Y CHOQUES EXÓGENOS
EN AMÉRICA LATINA
DURANTE EL SIGLO XX

PABLO ASTORGA

AME R. BERGÉS

VALPY FITZGERALD



documentos



Serie: América Latina

Número 6. Crecimiento endógeno y choques exógenos en América Latina durante el siglo XX

© Pablo Astorga, Ame R. Bergés y Valpy FitzGerald
© Fundació CIDOB, de esta edición

Edita: CIDOB edicions

Elisabets, 12

08001 Barcelona

Tel. 93 302 64 95

Fax. 93 302 21 18

E-mail: publicaciones@cidob.org

URL:<http://www.cidob.org>

Depósito legal: B-20.689-2004

ISSN: 1697-7688

Imprime: Cargraphics S.A.

Barcelona, junio de 2005

CRECIMIENTO ENDÓGENO Y CHOQUES EXÓGENOS EN AMÉRICA LATINA DURANTE EL SIGLO XX

Pablo Astorga*
Ame R. Bergés**
Valpy FitzGerald***

Junio de 2005

*Economista senior en Oxford Economic Forecasting (OEF);

**Lecturer en la London School of Economics

***Reader en Economía y Finanzas Internacionales en la Universidad de Oxford

Agradecemos a Peter Mitchell de OEF su valiosa contribución en el análisis económico. Este trabajo se benefició sobremanera con los comentarios de James Foreman-Peck, Leandro Prados de la Escosura y Mar Rubio. También damos las gracias a los participantes de los seminarios realizados en la Universidad Carlos III de Madrid y en la Fundació CIDOB de Barcelona.

Introducción

El aspecto más destacable del comportamiento de la economía latinoamericana durante el siglo XX ha sido la ausencia de convergencia de su productividad respecto a los países industrializados. Para ser más precisos, mientras que la esperanza de vida y el índice de alfabetización de América Latina se acercaron a los niveles de Estados Unidos al final del siglo pasado, el PIB por trabajador permaneció alrededor de un séptimo del valor estadounidense¹. El propósito de este trabajo es explicar la persistencia de esta brecha con el uso del análisis econométrico sobre estimaciones comparables y consistentes del PIB y la fuerza laboral a lo largo del siglo entero, contenidas en la nueva base de datos OxLAD². Aunque OxLAD contiene datos sobre toda la región, nuestro estudio se circunscribe a las economías mayores del continente (Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Venezuela) las cuales, en su conjunto, han representado las tres cuartas partes del PIB y la población de la región.

Existen varios ejercicios de “contabilidad del crecimiento” en el largo plazo en América Latina; entre ellos destacan los trabajos de Elías (1992) y de Hofman (2000), aunque ninguno de ellos ofrece test formales del proceso de crecimiento. Aquellos trabajos que sí lo hacen están reseñados en Mejía Reyes (2003), pero todos comienzan en el mejor de los casos en 1950, de manera que su análisis tiende a estar dominado por las crisis del último cuarto de siglo y no capturan el proceso de industrialización en su totalidad, como tampoco someten a prueba las series para detectar la presencia de quiebres estructurales. En el presente estudio empleamos un

1. Véase Astorga, Bergés y FitzGerald, 2004. Prados de la Escosura (2004) amplía la comparación entre América Latina y el mundo desarrollado y halla resultados similares.
2. La *Oxford Latin American Economic History Database* (<http://oxlad.keh.ox.ac.uk/>). A menos que se indique lo contrario, las fuentes de datos para este trabajo están descritas en OxLAD. Para el análisis econométrico se usó el programa E-Views.

procedimiento consistente de pruebas estadísticas sobre los seis países, el cual nos permite examinar la sincronicidad y la naturaleza de tales discontinuidades, así como también la medida en que el crecimiento económico individual refleja la exposición a choques comunes.

De especial interés es la contribución relativa de los factores exógenos y endógenos al proceso del crecimiento. Los primeros pueden tener un origen externo, como cambios súbitos en los precios de las materias primas o en los tipos de interés internacional, o bien tener causas internas como en el caso del descubrimiento de recursos naturales o los golpes de estado³. Los segundos se refieren a factores bajo el control de los responsables de las políticas económicas y de los agentes económicos, y cuyos valores presentes están a menudo determinados por la inercia histórica (*path dependency*). Este no es puramente un debate académico, ya que la importancia relativa de cada grupo de factores en la explicación de la “condición económica latinoamericana” sigue siendo el centro de atención del debate político en la región y el fundamento de estrategias de desarrollo en disputa.

Para analizar el crecimiento económico adoptamos dos técnicas de modelación. En la siguiente sección del trabajo se emplean modelos multivariantes anuales para estimar la contribución de los determinantes del PIB. Allí se sigue la especificación de corrección de errores (*error correction mechanism*) para cada uno de los países de la muestra. Además de las variables de capital y de trabajo, se incluyen otros factores que influyen en el crecimiento, pero que no son el foco de atención del

3. En este trabajo los eventos políticos se tratan como exógenos en la especificación de los modelos econométricos. Sin embargo, somos conscientes de la existencia de una interdependencia entre los resultados económicos y los eventos políticos y de que eventos económicos sobresalientes (como por ejemplo la Gran Depresión y la crisis de la deuda de los ochenta) han sido detonantes de cambios políticos importantes en la región.

modelo neoclásico⁴. El primero es la transformación de la estructura económica: a medida que avanza el desarrollo económico, los factores de producción se movilizan hacia los sectores de mayor productividad –usualmente el sector manufacturero–, lo que trae consigo un aumento en la eficiencia de la economía en su conjunto⁵.

En segundo lugar, también es de esperar una mejoría en la eficiencia y el potencial de crecimiento debido al avance de instituciones que facilitan la inversión privada y aumentan la oferta de bienes públicos. Así, el tamaño del Estado puede ser un factor clave para promover el crecimiento económico o para frenarlo, si es ineficiente o propenso a generar déficits crónicos. En tercer lugar, en este trabajo intentamos capturar choques exógenos al proceso de crecimiento; en particular el impacto de las fluctuaciones del comercio exterior, por un lado, y de las condiciones en los mercados financieros internacionales, por el otro. Si bien no es usual encontrar estos últimos dos aspectos en la literatura estándar, los mismos son sin duda esenciales para entender el desarrollo económico de América Latina en el largo plazo.

En la segunda sección del trabajo se usa la técnica de datos de panel (*panel data*)⁶ para estimar el grado de convergencia económica, vista ésta

4. Los modelos de crecimiento económico de largo plazo y de convergencia forman parte de la literatura estándar por lo que no requieren ser cubiertos aquí. Entre las contribuciones importantes consúltese Abramovitz (1986); Baumol (1986); Baumol, Nelson, y Wolff (1993); Barro y Sala i Martin (1995). Y más recientemente Rodrik (2003), con énfasis en el papel de las instituciones.
5. Esta fuente de convergencia no se toma en cuenta en el modelo neoclásico de un sector, que supone de entrada una asignación de recursos eficiente. Sin embargo, este asunto ha sido el foco de atención de los economistas del desarrollo al menos desde la aparición del modelo de Lewis (1954).
6. Regresiones de corte transversal donde el período bajo análisis se divide por subperíodos, en nuestro caso según décadas.

tanto como el proceso de homogenización entre los países latinoamericanos como de acercamiento (*catching up*) al nivel de desarrollo de la economía líder —en nuestro caso Estados Unidos. La implicación básica del modelo neoclásico es que países con tasas de ahorro y aumento poblacional similares y con acceso a la misma tecnología deberían converger en términos de ingreso y capital por trabajador a medida que se alcance el estado estacionario, definido como la posición donde el ahorro generado tan sólo compensa la depreciación del capital y el aumento de la fuerza laboral⁷. Sin embargo, el aprovechamiento del potencial de convergencia dista mucho de estar garantizado. Existen una serie de factores que condicionan la medida en que los países pueden realizar su potencial de crecimiento. Entre los más importantes se cuentan la dotación de recursos naturales, la difusión de nuevas tecnologías, el capital humano, la estabilidad política y el acervo social e institucional.

Aun más, los modelos de crecimiento endógeno han aportado nuevos elementos al análisis del proceso de convergencia así como razones adicionales para esperar divergencia⁸. La ausencia de convergencia absoluta respecto a la economía estadounidense puede entonces explicarse de varias maneras. Por ejemplo, según la visión neoclásica, si los países difieren en uno o más parámetros clave, cada uno de ellos alcanzará un estado estacionario diferente; o si los avances tecnológicos no fluyen adecuadamente, los países en vías de desarrollo encontrarán difícil

7. El supuesto de los rendimientos marginales decrecientes del capital es clave para la validez de esta predicción. Este supuesto es sometido a pruebas estadísticas con el uso de los mismos datos en Astorga, Bergés y Fitzgerald (2003b) encontrándose que las seis economías muestran, a grandes rasgos, rendimientos a escala constantes.
8. Una característica común en este tipo de modelos es la relajación del supuesto de rendimientos marginales decrecientes del capital, que a su vez resta fuerza a la hipótesis de convergencia del modelo neoclásico tradicional. Véase Romer (1986); Grossman y Helpman (1994); y Mankiw, Romer, y Weil (1992).

alcanzar a las economías líder. Sin embargo, los países pueden todavía mostrar convergencia condicional, una vez que se controla por posibles diferencias en los parámetros del crecimiento.

La última sección concluye con una interpretación general de los resultados de los ejercicios econométricos en términos de las causas y los obstáculos del crecimiento económico en América Latina en el siglo XX.

Modelos de series temporales por país

Comenzamos por analizar el comportamiento de series de tiempo individuales con el objeto de identificar discontinuidades sobresalientes en el proceso de crecimiento, tanto en valores absolutos como en términos per cápita. La tarea de identificar los quiebres estructurales acaecidos durante el siglo XX, además de tener un interés propio, aporta información útil en el momento de especificar más adelante los modelos anuales multivariantes.

Quiebres estructurales

Las series del PIB absoluto y en términos de población se someten a pruebas de quiebres estructurales mediante el uso de los test de Chow aplicados a modelos autoregresivos. A tal fin, adoptamos el enfoque propuesto por Hansen (2001) quien estudia la estabilidad de los parámetros de la serie en diferencias. Un enfoque alternativo es el propuesto por Zivot y Andrews (1992) quienes usan el rechazo de la hipótesis de raíz unitaria en series macroeconómicas agregadas como evidencia de la presencia de quiebres estructurales donde tal ruptura se asocia a un corte en la tendencia o el nivel de la serie. Sin embargo, nuestros hallazgos en las fechas de tales discontinuidades son consistentes con los reportados en estudios por países que adoptan el segundo enfoque, como por ejemplo Noriega y Ramírez (1999) en el caso de México, y Utrera (2001) y Sanz (2004) en Argentina.

Nuestros resultados sobre quiebres estructurales se resumen a continuación en el cuadro 1 (los detalles de las estimaciones se encuentran en el apéndice I). En los seis países las series del PIB absoluto, PIB per cápita y por trabajador activo –luego de aplicar una transformación logarítmica a cada una de las series– resultaron ser integradas de primer orden. Y las tres series tienden a mostrar el mismo patrón de quiebres como en la serie del PIB. Sólo en el caso de Colombia (1980-1982) y México (1995) los test utilizados sobre la serie del PIB per cápita no confirmaron las rupturas identificadas en las otras dos series.

Cuadro 1: Resumen de quiebres estructurales

	período	PIB	PIB por trabajador	PIB per cápita
Argentina	1900-2000	1914* ; 1930 1976 ; 1992	1914* ; 1930 1976 ; 1992	1914* ; 1930 1976 ; 1992
Brasil	1900-2000	1929-30* 1963 ; 1981	1929-30* 1963 ; 1981	1929-30* 1963 ; 1981
México	1900-2000	1910s ; 1930-31 (rev) 1981-82 ; 1995	1910s ; 1930-31 (rev) 1981-82 ; 1995	1910s ; 1930-31 (rev) 1981-81
Chile	1909-2000	1920-22* ; 1933 1972 ; 1982 (rev)	1920-22* ; 1933 1972 ; nd	1920-22* ; 1933 1972 ; nd
Colombia	1905-2000	1929-30 1980-82	1929-30 1980-82	1929-30 no rechazo
Venezuela	1900-2000	1923-25 1930* ; 1978	1923-25 1930* ; 1978	1923-25 1930* ; 1978

rev = test con series en reverso ; nd = no disponible

*Los test de Chow fallan, pero hay fuertes indicios de inestabilidad en los parámetros

Algunas de las rupturas en las series son el resultado del efecto simultáneo de choques externos sobre las seis economías: en los comienzos de los años treinta, asociados con la Gran Depresión; y de nuevo en el inicio de los ochenta, asociados en esa oportunidad al cambio de la política monetaria de Estados Unidos y a la crisis de la deuda que le siguió. Sin embargo, hay otras instancias donde un choque común al conjunto de países sólo resultó en rupturas específicas en algunos de ellos, como por ejemplo en Argentina hacia 1914 provocada por la Gran Guerra, y la inestabilidad económica en Chile a comienzos de los años veinte, en sintonía con la recesión mundial de la posguerra. Estas respuestas singulares parecen deberse a diferentes grados de exposición del sector exportador de materias primas⁹. Sin embargo, mientras que los eventos externos fueron la fuente primordial de fluctuaciones macroeconómicas, afectando al conjunto de países más o menos simultáneamente durante la primera mitad del siglo pasado, a medida que dichas economías se diversificaron en la segunda mitad del siglo (y con ello un grado menor de vulnerabilidad a la volatilidad externa), los quiebres estructurales se presentan menos sincronizados.

Hay varios choques donde la causa principal es de origen interno, y no siempre ligada directamente a factores económicos. Aquí se incluyen la revolución mexicana en la segunda década del siglo XX, la transición en Venezuela de una economía dependiente del café a una impulsada por el petróleo (que dió origen a una ruptura estructural

9. Debido a una vinculación estrecha en los flujos de exportaciones e inversión entre Argentina y el Reino Unido, la Primera Guerra Mundial tuvo mayores repercusiones en ese país en comparación con otras economías de la región donde existía una relación más cercana con Estados Unidos. Por otra parte, en el caso de Chile, el impacto de la turbulencia en la economía mundial al inicio de los años veinte fue agravado por su dependencia de las exportaciones de salitre, producto que en ese momento estaba siendo reemplazado por los fertilizantes químicos.

alrededor de 1924), y la recesión en Brasil a comienzos de los años sesenta. También pertenecen a este grupo las discontinuidades en Chile alrededor de 1973 asociadas con el derrocamiento del presidente Allende y la reforma de la propiedad que le sucedió en medio de una cruenta represión política.

La última década del siglo registró un conjunto de quiebres no sincronizados, y en su mayoría de origen interno. Aquí se cuentan el inicio de la convertibilidad en Argentina en 1992 (efecto positivo), la incorporación de México al Tratado de Libre Comercio (TLC)¹⁰ en 1995 (positivo), y la intensificación de la inestabilidad política y los experimentos institucionales en Venezuela a finales del siglo. Otro aspecto a resaltar es la diferencia en las fechas de las rupturas experimentadas por las seis economías entre mediados de los años setenta y comienzos de los ochenta, después de un período de alto crecimiento desde mediados de la década de los cincuenta. Así encontramos evidencia de quiebres estructurales en Chile alrededor de 1973 y en 1982, y en Argentina hacia 1976. Venezuela sufrió un marcado estancamiento de su economía a partir de 1978, mientras que los test señalan la presencia de quiebres estructurales en Colombia, Brasil y México en los inicios de los años ochenta.

El modelo de corrección de errores (MCE)

El uso del modelo de corrección de errores permite distinguir entre efectos de corto y de largo plazo en el proceso de crecimiento económico. Y mediante la estimación de modelos en diferentes períodos se puede evaluar cambios en la importancia relativa de los factores endógenos y exógenos. Aun más, el coeficiente de retroalimentación de este modelo tiene una interpretación económica relevante: define la velocidad del ajuste a los desequilibrios dinámicos de la economía y, en nuestro caso,

10. NAFTA según sus siglas en inglés.

también la habilidad de los responsables de la política económica para responder a los choques exógenos. La especificación estándar del MCE es la siguiente:¹¹

$$(1) \quad \Delta Y_t = b_0 + \alpha [Y_{t-1} - KX_{t-1}] + b_1 \Delta X_t + e_t ,$$

$$(2) \quad Y^* = KX^* .$$

En (1) Y_t es la variable dependiente, X_t denota un vector de variables explicativas, y Δ es el operador de primeras diferencias. Por su parte (2) establece la relación de equilibrio de largo plazo entre las variables. Nuestra ecuación de largo plazo adopta la forma de una función de oferta Cobb-Douglas, donde los factores de producción son la formación de capital bruto, la fuerza laboral (aquí aproximada por la población económicamente activa [PEA]), y una variable tipo tendencia que refleja los cambios en la estructura productiva de los países¹². El factor trabajo se ajusta por las mejoras del nivel de alfabetización para así dar cuenta de cambios cualitativos debidos a los avances en el capital humano.

K es un vector de coeficientes que relacionan al PIB (en niveles) con sus principales determinantes. La validez en la aplicación del MCE requiere que las series sean co-integradas. Para someter a prueba esta condición usamos el test de Johansen el cual no arrojó evidencia suficiente para rechazar la hipótesis nula de “no co-integración” en ninguno de los países. Una evidencia adicional en apoyo a la hipótesis de co-integración es que el test de ADF (Dickey-Fuller aumentado) indica que los residuos de las ecuaciones de largo plazo son series estacionarias.

11. Véase Banerjee, Galbraith y Hendry (1993, capítulo 2).

12. Para el cálculo de las series de acervo de capital fijo empleamos el método de inventarios perpetuos. Por otro lado, las series de la PEA con anterioridad a 1960 se obtienen con base a interpolaciones entre datos censales, véase Astorga, Bergés y FitzGerald (2003b). Finalmente, la variable de cambio estructural se calcula a partir del inverso de la participación agrícola en el PIB.

La ecuación MCE (1) incluye dos efectos principales. En primer lugar, el efecto de retroalimentación, α , o término de corrección del error, mide el grado de ajuste necesario para que el sistema retorne a su posición de equilibrio de largo plazo tras haber sufrido una perturbación. El valor de α debe ser negativo ($-1 < \alpha < 0$) para que un alejamiento del PIB respecto a su valor de equilibrio dé lugar a un movimiento en la dirección contraria. En segundo lugar, están los coeficientes de impacto de corto plazo, b_p , que miden el efecto de los cambios en las variables explicativas –ya sean contemporáneos o rezagados– en los valores contemporáneos del crecimiento del producto.

Las variables de tipo exógeno incluidas en (1) son los términos del intercambio y la demanda foránea en tasas de variaciones¹³, junto con el tipo de interés real de Estados Unidos (en niveles) para dar cuenta del costo del endeudamiento externo. Mientras que los factores endógenos son el gasto público como porcentaje del producto (por lo general rezagado un año) y los valores pasados de la inversión neta y la tasa de variación del PIB y la PEA. También se introducen variables tipo dummy escalón en la ecuación de largo plazo con información sobre la presencia de quiebres estructurales y otros eventos de singular importancia, como por ejemplo la introducción de un conjunto de medidas promercado en 1989 en Venezuela que desató una violenta reacción popular.

En especificaciones alternativas sometimos a prueba la contribución del grado de apertura externa (medido como el peso de las exportaciones en el PIB), pero no se encontraron resultados estadísticamente significativos. Esto puede tener varias explicaciones, entre ellas las limitaciones en

13. Para cada país, la variable de demanda internacional se obtiene al ponderar los índices anuales de volumen de importaciones de los principales socios comerciales de la región (i.e., Estados Unidos, Reino Unido, Alemania, Francia, Japón y el resto de países latinoamericanos) usando como pesos la participación de las exportaciones según sus principales destinos (también, cuando hay datos disponibles, con frecuencia anual).

la variable usada para medir la política comercial, o el hecho de que su impacto es un proceso complejo y gradual que no puede ser capturado adecuadamente en modelos anuales. Además, debido a limitaciones en la frecuencia y disponibilidad de los datos, los modelos de MCE no incluyen variables diseñadas para medir los cambios en la estructura económica y las instituciones. Sin embargo, estos factores, junto con el grado de apertura externa, forman parte del ejercicio econométrico con datos de panel cuyos resultados se presentan en la sección siguiente.

Las regresiones con el modelo de corrección de errores se estimaron siguiendo un procedimiento de dos etapas (Holden y Perman, 1994). Primero, se estima la ecuación de largo plazo (2); luego los residuos resultantes se incorporan en la estimación de la ecuación (1). Se corrieron regresiones de tipo MCE con sus correspondientes componentes de largo plazo para cada uno de los países sobre la muestra completa –bajo el nombre de “todo”– así como para tres subperíodos los cuales se definen según la ocurrencia de quiebres estructurales: (i) el subperíodo inicial (“inicial”) que, por lo general, va desde el comienzo del siglo pasado hasta la Segunda Guerra Mundial; (ii) el subperíodo intermedio (“medio”), que abarca más o menos desde mediados de los años cuarenta hasta mediados de los setenta; y (iii) el subperíodo final (“final”), que en la mayoría de los casos cubre los años comprendidos entre el quiebre estructural cercano a 1980 hasta el final del siglo.

Al momento de correr las regresiones para los subperíodos, usamos las series de residuos de la ecuación de largo plazo estimada sobre la muestra completa. De esta manera evitamos volatilidad innecesaria debida a valores atípicos al comienzo o al final de los subperíodos.

Las ecuaciones de largo plazo y la contribución de los factores de producción

Los resultados de las regresiones de largo plazo para las economías más grandes y relativamente menos integradas al comercio internacional

(Argentina, Brasil y México) se resumen en el cuadro 2A, mientras que el cuadro 2B recoge los correspondientes a las economías medianas y con un grado mayor de apertura externa (Chile, Colombia y Venezuela).

Cuadro 2A: Regresiones de largo plazo

Variable Dep.: PIB en lóg. Periodo	Argentina				Brasil				México			
	todo 1900-2000	inicial 00-45	medio 46-75	final 76-00	todo 1900-2000	inicial 00-34	medio 35-61	final 62-00	todo 1900-2000	inicial 00-38	medio 38-75	final 76-00
<i>(variables en niveles, log.)</i>												
Constante	-1,87	-2,17	-6,06	1,13	-4,82	-16,14	4,99	18,59	-1,69	2,03	-20,23	-10,5
Capital (rezagado)	0,31	-0,21	0,04	0,2	9,46	-0,16	0,28	0,75	0,26	-0,37	-0,51	1,37
Trabajo (rezagado)	0,55	1,11	-1,17	4,39	0,6	-0,17	1,35	1,66	0,86	1,61	0,47	-2,61
Cambio estructural	0,05	0,06	0,32	-0,39	0,05	0,34	-0,13	-0,38	0,02	-0,03	0,37	0,35
Dummy 1	-0,16	-0,24	-0,06			-0,11			-0,05	-0,03		
Dummy 2		-0,13							-0,13	-0,22		
Dummy 3	-0,08			0,01	-0,27			-0,05	-0,31			-0,2
Dummy 4	0,02			0,18	-0,22			-0,31	-0,14			-0,07
R2 ajustado	0,992	0,993	0,982	0,932	0,998	0,991	0,997	0,984	0,998	0,943	0,999	0,952
Des. estándar	0,077	0,035	0,043	0,041	0,069	0,032	0,024	0,075	0,061	0,035	0,019	0,047
Apertura (X\$/PIB\$)	15	21	11	8	14	24	11	8	12	11	7	17

Los coeficientes en negrita son estadísticamente significativos a un nivel crítico del 5%.

Cuadro 2B: Regresiones de largo plazo

Variable dep.: PIB en lóg. Periodo	Chile				Colombia				Venezuela			
	todo 1909-2000	inicial 09-45	medio 38-71	final 71-00	todo 1925-1998	inicial 25-48	medio 48-75	final 75-98	todo 1920-2000	inicial 20-45	medio 46-77	final 78-00
<i>(variables en niveles, log.)</i>												
Constante	-14,46	-8,58	1,54	7,63	-1,41	-1,79	-1,99	0,35	-0,75	-0,14	0,98	14,67
Capital (rezagado)	0,38	-1,38	1,33	0,53	0,2	0,13	0,37	0,09	0,76	0,55	0,34	-1,38
Trabajo (rezagado)	0,17	2,24	-0,6	2,0	0,56	1,04	0,86	1,14	0,24	-3,29	1,46	2,06
Cambio estructural	0,21	0,14	-0,01	-0,22	0,06	0,01	0,01	-0,02	0,0	0,36	-0,08	-0,09
Dummy 1	-0,13	-0,32				-0,01			0,44	0,24		
Dummy 2					-0,14			-0,05	-0,26	-0,4		
Dummy 3	-0,13			-0,18					-0,43			
Dummy 4				-0,17								0,13
R2 ajustado	0,989	0,889	0,993	0,976	0,998	0,981	0,998	0,995	0,995	0,973	0,997	0,903
Des. estándar	0,098	0,104	0,027	0,059	0,038	0,037	0,017	0,02	0,088	0,082	0,033	0,035
Apertura (X\$/PIB\$)	22	25	11	22	13	11	10	13	28	27	29	25

Los coeficientes en negrita son estadísticamente significativos a un nivel crítico del 5%.

Todas las series están expresadas en términos logarítmicos por lo que los coeficientes de las regresiones se pueden interpretar como elasticidades del producto respecto a los factores de producción. Las variables tipo dummy escalón –que reflejan quiebres estructurales en las series de PIB o algún evento de especial relevancia– se interpretan de la siguiente manera: por ejemplo, en el caso de Brasil, la “dummy 4” recoge la introducción del Plan Real en 1994, y su coeficiente resultó negativo y significativo, lo que sugiere que, *caeteris paribus*, la contribución al crecimiento del PIB de las tres variables explicativas principales fue menor en 1994-2000 (i.e., que la productividad de los factores fue menor) que durante la totalidad del siglo¹⁴.

Una característica común de los coeficientes de las regresiones de largo plazo por subperíodos es su inestabilidad. Es probable que, en parte, esto se deba a la calidad de los datos usados (en particular los de inversión en las primeras décadas del siglo pasado) y también a un notable aumento en la volatilidad de las series del PIB durante los períodos inicial y final. Sin embargo, y quizás con implicaciones de más cuidado, la inestabilidad de los coeficientes también puede estar reflejando un problema de causalidad inversa, a pesar de que las regresiones incluyen un término rezagado de la variable dependiente¹⁵.

Sin embargo, los coeficientes de las regresiones asociados a los factores de producción estimados sobre la muestra completa (“todo”) en las

14. Las variables tipo dummy para Brasil tienen un escalón en 1930, 1963, 1981 y 1994 respectivamente; Argentina en 1914, 1931, 1976, y 1992; México en 1912, 1932, 1982 y 1996; Chile en 1919, 1930, 1972 y 1982; Colombia en 1932 y 1980; y Venezuela en 1923, 1931, 1979 y 1989.

15. La causalidad inversa ocurre cuando tasas altas de crecimiento del PIB atraen capital y mano de obra del extranjero, en cuyo caso el PIB se convierte en una variable explicativa de los cambios en los factores de producción y no, como suponemos en nuestra especificación, en una variable que es explicada por estos últimos.

economías más grandes suman cerca de la unidad, con la participación del factor trabajo relativamente mayor en el caso de México. La variable tipo tendencia –que refleja cambios en la estructura productiva– es estadísticamente significativa en todos los países con la excepción de Brasil y Venezuela; mientras que, como era de esperar, la mano de obra juega un papel relativamente menor en las economías mineras de Chile y Venezuela.

Entre tanto, la contribución del capital es sorpresivamente errática. Su principal contribución ocurre durante las décadas cercanas a la mitad del siglo, dominadas por el modelo de desarrollo basado en la sustitución de importaciones bajo el liderazgo del Estado. Las variables de cambio estructural concentran su contribución en el período inicial, lo cual es reflejo de una reducción significativa en la importancia de la agricultura a favor de la manufactura y los servicios durante esos años. La excepción es México, donde el efecto positivo de una mejor distribución de recursos se muestra en los períodos medio y final.

Los coeficientes de retroalimentación y los efectos de corto plazo

Los cuadros 3A y 3B recogen el resultado de las regresiones basadas en el MCE. Todas las variables con la excepción del tipo real de interés de Estados Unidos y la participación del gasto público en el PIB se expresan en términos de tasas de variaciones. Los coeficientes de retroalimentación estimados sobre la totalidad de la muestra son significativos y con el signo adecuado, con el valor absoluto más alto en el caso de Chile (-0,33) y el más bajo para Argentina (-0,15). Este resultado significa que en cada uno de los países existe una relación de largo plazo entre el PIB y los principales factores de producción, y que ante la aparición de choques hay fuerzas que actúan de manera que mueven a la economía en dirección del equilibrio.

Cuadro 3A: Análisis de las variaciones del PIB con base en el MCE

Variable Dep.: PIB tasa var.	Argentina				Brasil				México			
	todo Periodo 1900-2000	inicial 00-45	medio 45-75	final 76-00	todo 1900-2000	inicial 00-34	medio 35-61	final 62-00	todo 1900-2000	inicial 00-38	medio 38-75	final 75-00
<i>(variables en tasas de var.)</i>												
PIB (t-1)	0,05	-0,05	0,24	0,33	0,19	-0,03	-0,29	0,33	0,05	-0,13	0,11	0,25
Capital (rezagado)	-0,2	-0,31	0,63	1,65	0,26	0,11	0,49	0,59	0,24	-0,37	-0,06	0,29
Trabajo (rezagado)	0,63	0,74	0,31	3,85	0,11	-3,75	-1,83	1,5	0,00	0,74	0,0	0,0
Demanda foránea	0,12	0,05	0,11	-0,1	0,11	0,21	-0,05	0,28	0,17	0,29	0,11	0,29
Términos intercambio	0,08	0,08	0,14	0,05	0,03	0,00	0,04	-0,02	0,01	0,02	-0,09	0,17
Términos inter. (t-1)		0,09			0,05		0,05	-0,03	-0,08		-0,12	
Interés real EEUU (nivel)	-0,09	-0,05	-0,25	-0,54	-0,05	-0,02	0,08	0,21	-0,12	0,0	-0,09	0,14
Gasto púb. % PIB (t-1)	-0,16	-0,64	-0,16	0,82	-0,08	-0,83	-1,28	-0,07	-0,08	-0,3	-0,06	-0,17
Cof. retroalimentación	-0,15	-0,11	-0,26	-0,66	-0,18	-0,32	-0,86	-0,03	-0,21	-0,19	-0,12	-0,25
<i>(estadístico t)</i>	-2,35	-0,78	-2,56	-3,3	-2,86	-2,11	-3,17	-0,37	-3,15	-0,85	-0,98	-3,22
R2 ajustado	0,4	0,48	0,52	0,22	0,25	0,33	0,44	0,44	0,39	0,31	0,12	0,83
Des. estándar	0,039	0,037	0,033	0,044	0,035	0,034	0,024	0,032	0,034	0,043	0,023	0,017

Los coeficientes en **negrita** son estadísticamente significativos a un nivel crítico del 5%.

Las diferencias en los coeficientes de retroalimentación pueden surgir de la combinación de una serie de factores, entre ellos, la volatilidad en los determinantes del crecimiento; las variaciones en la respuesta de los sectores público y privado a los choques, tanto de origen externo como interno; y la naturaleza particular de las economías i.e., el nivel de apertura externa y la composición del aparato productivo. Nuestros resultados indican que aquellos países, como Argentina y Brasil, relativamente menos abiertos al comercio internacional a lo largo del siglo tienen coeficientes más bajos.

Cuadro 3B: Análisis de las variaciones del PIB con base en el MCE

Variable dep.: PIB tasa var. Período	Chile				Colombia				Venezuela			
	todo 1909-2000	inicial 09-45	medio 38-71	final 71-00	todo 1925-1998	inicial 25-48	medio 46-75	final 75-98	todo 1920-2000	inicial 20-45	medio 46-77	final 78-04
<i>(variables en tasas de var.)</i>												
PIB (t-1)	0,23	0,08	-0,19	0,23	0,31	0,64	-0,2	-0,09	0,45	0,4	0,28	-0,17
Capital (rezagado)	0,48	0,77	-0,58	-0,44	-0,22	-0,33	-0,2	-0,19	0,1	0,3	0,17	-0,33
Trabajo (rezagado)	-0,55	-2,00	1,57	2,08	0,93	-1,46	0,5	0,24	-0,18	-0,49	-0,26	3,63
Demanda foránea	0,46	0,84	-0,11	0,98	-0,02	-0,05	-0,06	0,24	0,17	0,2	0,1	-0,16
Términos intercambio	0,12	0,16	0,0	0,05	0,03	0,11	0,07	-0,02	0,01	0,2	-0,03	-0,07
Términos inter. (t-1)	0,12	0,25		-0,3					0,04	0,06		
Interés real EEUU (nivel)	-0,26	-0,27	0,1	-0,66	0,11	0,24	-0,03	-0,05	-0,18	-0,01	-0,34	-0,24
Gasto púb. % PIB (t-1)	0,04		0,31	-0,67	-0,18	0,14	0,55	-0,39	-0,18		-0,36	-0,62
Coef. retroalimentación (estadístico t)	-0,33	-0,19	-0,65	-0,3	-0,23	-0,37	-0,53	-0,05	-0,19	-0,15	-0,25	-0,26
	-3,25	-0,96	-3,54	-2,2	-3,07	-2,13	-2,69	-0,44	-2,76	-0,75	-2,39	-2,02
R2 ajustado	0,38	0,43	0,52	0,65	0,29	0,53	0,49	0,37	0,46	0,36	0,48	0,42
Des. estándar	0,066			0,035	0,019	0,021	0,014	0,014	0,046	0,067	0,026	0,034

Los coeficientes en negrita son estadísticamente significativos a un nivel crítico del 5%.

En cuanto a los efectos de corto plazo, en el caso brasileño, por ejemplo, las estimaciones sobre la muestra completa indican que una cuarta parte de las variaciones del PIB es explicada por la inversión. Por otra parte, el coeficiente asociado al valor rezagado del crecimiento del PIB no resultó significativo, lo que a primera vista sugiere la falta de un vínculo de importancia entre la tasa contemporánea de crecimiento y sus valores pasados. Sin embargo, la significación del coeficiente de retroalimentación sugiere que choques contemporáneos en el producto tienen efectos duraderos a través de su impacto en la posición de la economía respecto al equilibrio de largo plazo. Pasando a las variables externas, la evidencia indica que una desviación estándar de la tasa contemporánea de variación de la demanda foránea (7,5%) añadiría 0,8% al crecimiento anual del PIB.

El cuadro 4 sintetiza el efecto que los cambios en las variables explicativas tienen en la tasa de variación del producto en cada uno de los países. Los valores se calculan a partir de los coeficientes de las regresiones sobre el período completo. En particular, el cuadro presenta información sobre las caídas o aumentos en el ritmo de crecimiento del PIB

que ocurrirían si alguna de las variables explicativas experimentara una variación igual a una desviación estándar respecto a su media.

Cuadro 4: Impacto de los efectos de corto plazo en las variaciones del PIB en %

<i>var. en tasas de variaciones</i>	Argentina	Brasil	México	Chile	Colombia	Venezuela
PIB (t-1)	0,3	0,8	0,2	1,9	0,8	2,9
Inversión	-0,6	1.0	0,9	1,2	-0,4	0,5
Fuerza laboral	0,6	0,1	0,0	-0,4	0,6	-0,2
Demanda foránea	1,0	0,8	1,8	3,8	-0,2	1,3
Términos intercambio	1,0	0,6	0,2	1,6	0,5	0,3
Interés real EEUU (en niveles)	-0,8	-0,4	-1.0	-2,1	0,9	-1,4
Gasto público (% del PIB)	-0,5	-0,6	-0,6	0,2	-1,2	-1,0
PIB tasa var. media anual	3,2	4,4	3,7	3,4	4,2	5,3

Los coeficientes en **negrita** son estadísticamente significativos a un nivel crítico del 5%.

Por ejemplo, en el caso de los términos del intercambio de Argentina, el valor de 1,0 que aparece en el cuadro indica que la tasa de variación del PIB habría sido un 1% mayor por año ante un choque positivo de los términos de intercambio de una desviación estándar¹⁶. Por otro lado, en el caso de Chile, una mejora de una desviación estándar en la tasa de variación de la variable de demanda internacional (8,3%) se traduciría en un aumento de 3,8 puntos porcentuales en la tasa de crecimiento del PIB (i.e., $0,46 \times 8,3\%$).

16. El impacto resulta de multiplicar el coeficiente de la variable por la desviación estándar calculada sobre el período completo, i.e., $0,08 \times 13,3$.

Los resultados asociados a los choques externos sugieren que, por un lado, las fluctuaciones en los términos del intercambio y en la demanda internacional juegan un papel importante al momento de explicar el crecimiento económico, pero, por otro, que su contribución relativa varía significativamente entre los países y los subperíodos. Se encontraron correlaciones significativas en el caso de Argentina, Chile y Colombia sobre la muestra completa. Pero en el caso de Venezuela no hay evidencia de un vínculo entre fluctuaciones en los términos del intercambio y el crecimiento del PIB a pesar del hecho de que el país se benefició de varias bonanzas petroleras a lo largo del siglo pasado. Este resultado es probable que se deba en parte a problemas asociados con el síndrome holandés¹⁷ y, en un período más tardío, al efecto de las cuotas de producción de la OPEP.

Sin embargo, en lo que concierne a las regresiones sobre el período completo, los cambios en la demanda foránea resultaron ser estadísticamente significativos en todos los países con excepción de Colombia. En cuanto a los subperíodos, los coeficientes asociados a la variable de demanda foránea durante el período medio carecen de significación en todos los países con excepción de México, el cual estuvo más expuesto al ciclo de negocios de los Estados Unidos. El período inicial muestra una contribución importante de la demanda externa al crecimiento económico en Brasil, México y Chile; pero en el período final sólo es relevante en los casos de México, Chile y Colombia.

Otros resultados de las regresiones sobre la muestra completa muestran coeficientes significativos en el tipo de interés real de los Estados Unidos –y con el signo esperado– en México, Chile y Venezuela. De acuerdo con nuestras estimaciones, el impacto de esta variable sobre el crecimiento del PIB ha sido más marcado en Venezuela y Chile. Sin embargo, el nivel de

17. Término que se refiere al efecto negativo de una apreciación del tipo de cambio real en la competitividad y las posibilidades de desarrollo del sector de bienes comerciales (aquel que está expuesto a la competencia internacional).

significación no es robusto en los subperíodos, sobre todo en la etapa final donde se registraron sólo coeficientes significativos en Argentina y Chile, a pesar del protagonismo de la subida en los tipos de interés en Estados Unidos en la crisis de la deuda en los años ochenta.

Finalmente, la evidencia de la contribución de las variables endógenas es también mixta. La tasa de variación del PIB rezagada tiene importancia estadística en las economías medianas de Chile, Colombia y Venezuela, donde da cuenta de entre 20% al 45% del crecimiento contemporáneo del PIB. Este resultado también indica la perdurabilidad de los choques. Por otro lado, cuando se considera la muestra completa, el coeficiente de la inversión pasada es significativo en Brasil y México. En el caso de Argentina la inversión rezagada muestra una contribución positiva durante los períodos temprano y medio, pero el coeficiente no es significativo cuando se considera la muestra completa. En Venezuela la contribución negativa de la inversión en el período final refleja la pobreza de los resultados de una serie de proyectos de envergadura (los llamados “megaproyectos”) que se emprendieron durante la segunda mitad de los años setenta y la primera de los ochenta. Por último, nuestra medida relativa del gasto público no dio evidencia de ser un factor de crecimiento relevante (como tampoco un obstáculo) en ninguno de los países sobre la totalidad del período.

Test de convergencia mediante regresiones de datos de panel

En esta sección se informa de los resultados obtenidos mediante el uso de técnicas de datos de panel. Comenzamos por comparar el crecimiento económico de los seis países para evaluar el grado de convergencia regional, es decir, la tendencia hacia la homogeneización en la productividad laboral. El hecho de que los países seleccionados tienen una historia común e instituciones similares, pocas barreras de idioma, y condiciones parecidas en la asimilación de tecnologías, debería facilitar el proceso de convergen-

cia. A continuación pasamos a discutir la posibilidad de una reducción de distancias respecto a la economía estadounidense. El apéndice II incluye una descripción de las variables que se consideran en esta sección así como una muestra de sus valores típicos.

El modelo neoclásico de crecimiento económico

Nuestro punto de partida en la búsqueda de evidencia empírica de la convergencia regional es la ecuación adoptada por Barro & Sala-i-Martin (1995) que vincula el PIB per cápita como variable dependiente y tres tipos de variables explicativas: las condiciones iniciales de las variables de estado (e.g., el acervo de capital físico y humano); las variables de control tales como la inversión doméstica y el consumo del Gobierno en términos del PIB; y las variables ambientales (mayoritariamente determinadas de manera exógena) como la variación de los términos del intercambio y los indicadores de estabilidad política.

En este trabajo los factores de crecimiento se dividen en dos grupos: aquellos que tienden a estar determinados de manera exógena (similar a las variables ambientales); y los que responden primordialmente a decisiones bajo el control de los agentes económicos locales o donde los valores pasados determinan en una medida importante las opciones en el presente (inercia histórica). El segundo grupo es cercano a las variables de control y de estado de Barro y Sala-i-Martin.

La variable dependiente es la productividad laboral, expresada como la tasa de variación anualizada promedio por décadas (dPIBL)¹⁸. El conjunto de variables explicativas incluye tanto aquellas que usualmente se encuentran en la especificación estándar del modelo de Solow, como también una serie de variables que miden factores externos y transformaciones estructurales. Éstas son:

– Nivel inicial de producto por trabajador (LPIBT_{t-1}), calculado como el promedio a tres años al comienzo de cada década. También se

18. Por lo general usamos promedios de tres años al inicio y al final de cada década para minimizar las posibles distorsiones debidas a valores atípicos.

incluye la esperanza de vida al nacer (LVIDAt-1) y el índice de alfabetización (LLEEt-1) como indicadores aproximados del nivel inicial de capital humano¹⁹.

– Los niveles de las variables de estado tienden a estar altamente correlacionados, especialmente el PIB por trabajador y la esperanza de vida y, en menor medida, el índice de alfabetización. Para evitar problemas de multicolinealidad, las variables de estado con excepción de PIBT entran en las regresiones en forma de crecimiento promedio por década. Por ejemplo, en el caso de la esperanza de vida, en vez de usar sus valores rezagados en niveles se incluye el crecimiento promedio anual de la variable en la década previa (d2VIDA).

– La participación de la inversión en el producto (IPIB), la cual se obtiene al promediar las participaciones anuales en cada una de las décadas²⁰. Alternativamente, el esfuerzo de ahorro se aproxima por la inversión neta (dCAP). Aunque las dos mediadas están estrechamente correlacionadas, el nivel de significación de sus coeficientes en las regresiones tiende a variar, sobre todo cuando se incluyen instrumentos en la regresión (ver más abajo). También se incluye una variable para reflejar la acción del Gobierno en forma de la participación promedio por década del gasto público en el PIB (GOBPIB).

Por otra parte se incluyen unas variables externas, a saber:

– Los términos del intercambio (TINT), expresados como la tasa media de crecimiento anual por década, así como la desviación estándar (DETINT) como medida de su volatilidad.

19. A menudo las regresiones de crecimiento también incluyen la tasa de escolarización como medida de capital humano. Sin embargo, ésta no se pudo incluir en nuestro análisis debido a la falta de datos para algunos países y períodos.

20. En el modelo neoclásico una mayor tasa de ahorro (igual a la tasa de inversión en una economía cerrada) aumenta el estado de equilibrio del PIB por trabajador –en niveles– y, dado un conjunto de condiciones iniciales, implica una mayor tasa de crecimiento durante la etapa de transición hacia el equilibrio.

– El poder de compra de las exportaciones (PCEXP), y una variable proxy de la demanda externa (DEMUN)²¹ por cada país; ambas variables entran en la regresión en forma de tasas anuales de variación promedio por década.

– El tipo de interés real promedio de EEUU (IREALEU) en cada década para relejar cambios en los mercados financieros internacionales.

– Hay tres variables tipo dummy que reflejan eventos de significación en la economía mundial: la crisis de 1929 (CRISIS29), y sus repercusiones (DEPRES30) y la crisis de la deuda en la década de los ochenta (DEUDA80)²².

Un tercer grupo de variables refleja las transformaciones estructurales e institucionales. En contraste con las variables externas y de control, su impacto tiende a ocurrir de forma gradual. Aquí se incluyen:

– La participación anual promedio del valor agregado agrícola en el PIB (AGRI) como aproximación del grado de industrialización.

– La participación del valor exportado en el producto al comienzo de cada década (ABRAX), como medida del grado de integración con la economía mundial²³.

– La participación de los impuestos de aduanas en los ingresos fiscales (ADUTAX), que intenta capturar el desarrollo institucional o el nivel de

21. Para cada país, esta variable se calcula como el promedio ponderado de los índices anuales del volumen de importaciones de los principales socios comerciales, donde los pesos usados corresponden a las participaciones de las exportaciones según destino.

22. Nótese que el impacto de la Gran Depresión se recoge en parte en las variables externas tales como los términos del intercambio y la demanda internacional, mientras que las repercusiones negativas de la crisis de la deuda en la balanza de capitales de los países pueden estar reflejadas parcialmente por los tipos de interés en EEUU.

23. Esta es una medida un poco burda del grado de apertura externa cuando se la compara con variables más sofisticadas de política comercial (e.g., Sachs y Wagner, 1995). Sin embargo, a pesar de su simpleza, su uso nos permite abarcar el siglo entero.

“governabilidad”. Su justificación es que el desarrollo económico suele ir de la mano de un aumento en la complejidad y la cobertura del sistema impositivo, donde las actividades internas desplazan al comercio internacional como la principal fuente de financiamiento del Gobierno. De igual manera, un mayor grado de organización y control de las instituciones del Estado va asociado a la capacidad para gravar a los individuos y a las empresas.

Debido a la ausencia de datos para la totalidad del siglo para los seis países y a dificultades de medición, hemos dejado a un lado variables relevantes como la inflación, los factores políticos y la disponibilidad de recursos naturales. La inflación es difícil de manejar y analizar en el largo plazo debido a la presencia de fluctuaciones extremas en los índices de precios domésticos de por lo menos tres de las seis economías²⁴. En lo que respecta a las variables de tipo político, la relación entre los regímenes políticos y el crecimiento económico es ambigua y los trabajos empíricos conducidos sobre una amplia muestra de países no han arrojado una conclusión clara al respecto (Alesina y Perotti, 1994). Y no se disponen de índices de estabilidad política para el período completo. En cuanto al papel de los recursos naturales, las medidas que se usan comúnmente, como por ejemplo el área cultivable, no capturan aspectos cruciales en varios de nuestros países –especialmente en México, Venezuela y Chile– como son el descubrimiento y explotación de recursos minerales. Sin embargo, en cierta medida, la disponibilidad de recursos naturales tiende a estar reflejada en los valores iniciales del PIB por trabajador.

24. Sin embargo, De Gregorio y Lee (2000) reportan una correlación negativa entre la inflación y la tasa de crecimiento –primordialmente vía la inversión– en su estudio de 21 economías de América del Sur y del Centro durante el período 1965-1999. Este resultado se mantiene cuando los países con inflación alta son excluidos de la muestra.

Los factores endógenos y exógenos

El cuadro 5 resume el resultado de un conjunto de regresiones para someter a prueba la hipótesis de convergencia regional. Comenzamos por estimar un modelo simple que busca explicar la tasa de crecimiento del PIB por trabajador a partir de su nivel inicial ($LPIBT_{t-1}$) y la tasa de crecimiento promedio de la esperanza de vida rezagada una década ($d2VIDA$). El coeficiente asociado con $LPIBT_{t-1}$ (-0,014) en la regresión (1) es significativo y con el signo apropiado, lo cual valida, en una primera instancia, la hipótesis de la convergencia entre las seis economías. Según este resultado, la convergencia en la productividad laboral ocurrió a una tasa anual de 1,4%. La regresión también muestra que una desviación estándar sobre la tasa anualizada de la esperanza de vida en la década precedente contribuyó a un aumento de 0,6% anual en el crecimiento de la productividad²⁵.

Las regresiones (2) se concentran en la contribución de los factores endógenos mientras que (3) trata con los factores exógenos. El valor del R^2 ajustado indica que ambas regresiones explican por lo menos el 40% de las variaciones en el crecimiento de la productividad. Los coeficientes de las condiciones iniciales son significativos en ambas regresiones, pero (2) arroja un ritmo de convergencia más rápido (1,5% versus 0,9%). Esta diferencia es consistente con el hecho de que la regresión con factores endógenos incluye aspectos cruciales en la determinación del “estado estable” como lo es la tasa de ahorro.

25. Este es el resultado de multiplicar la desviación típica de $dVIDA$ (0,006) por su coeficiente en la regresión (1,0). Cuando se usa en sustitución del PIB por trabajador, el nivel inicial de la esperanza de vida muestra igualmente una correlación negativa y significativa con la tasa de variación del PIB por trabajador. Lo mismo es cierto para el nivel inicial de la tasa de alfabetización y de la participación agrícola (pero esta última con signo positivo).

Cuadro 5: Regresiones de convergencia tradicional

Variable dependiente	dPIBT = tasa anualizada de variación del PIB por trabajador						
	Absoluta (1)	Endógena (2)	Exógena (3)	Modelo aumentado IPIB dCap (4a) (4b)		Modelo aumentado, TSLS IPIB dCap (5a) (5a)	
Constante	0,11	0,1	0,08	0,14	0,09	0,13	0,11
Variables de estado							
LPIBT(t-1)	-0,014	-0,015	-0,009	-0,019	-0,012	-0,019	-0,014
d2VIDA	1,0	0,4		0,28	0,05	0,28	0,04
d2LEE							
Variables de política							
IPIB		0,161		0,148		0,155	
dCAP					0,482		0,355
GOBPIB		-0,03		-0,04	-0,05	-0,03	-0,02
ABRAX(t-1)		-0,03	0,01	0,01	0,01		0,02
Variables externas							
DEMUNC			0,221	0,197	0,099	0,185	0,12
TINTc			-0,013		-0,068		
DETINT			-0,062	-0,069		-0,067	-0,048
IREALUS			-0,07	0,03	0,07	0,03	0,01
DEUDA80			-0,017	-0,017	-0,016	-0,017	-0,015
CRISIS29			0,02				0,01
Variables de cambio estructural e institucional							
d2AGRI		-0,56 *		-0,077	0,093	-0,075	-0,00
d2ADUTAX		-0,016				0,06	
R2 ajustado	0,27	0,56	0,49	0,54	0,71	0,66	0,67
Des. est. regresión	0,017	0,013	0,406	0,013	0,011	0,012	0,011
Observaciones	54	54	60	54	54	54	54
Instrumentos						IPIB(-1) ; PCEXPc	d2CAP ; PCEXPc

(*) usa dAGRI (tasa anualizada de variación durante la década)
Los coeficientes en **negrita** son estadísticamente significativos a un nivel crítico del 5%.

En (2) el coeficiente del cambio anualizado de la participación agrícola en el PIB es significativo y con el signo esperado (-0,56), lo cual confirma la importancia de la transformación de la estructura productiva de los países en la evolución de la convergencia regional. La participación de la inversión también se muestra significativa y con el signo adecuado (0,16). Mientras tanto, en la regresión con variables exógenas (3) el crecimiento promedio anual de la demanda foránea por décadas (DEMUNC) aparece como el contribuyente principal al crecimiento de la productividad laboral. El coeficiente de las fluctuaciones de los tér-

minos del intercambio no resultó ser significativo²⁶, pero no así su volatilidad que aparece con signo negativo, lo cual es consistente con las teorías recientes de la inversión (Dixit y Pindyck, 1994). La variable dummy asociada a la crisis de la deuda de los años ochenta confirma la severidad de su impacto en los estándares de vida de la región. Pero la inclusión de la variable de apertura al comercio internacional –en forma de niveles y de cambios y con diferentes rezagos– no arrojó coeficientes estadísticamente significativos.

En cuanto a la comparación de estos resultados con otros estudios empíricos sobre la región, Cardoso y Fishlow (1989) en un análisis de datos de panel sobre una muestra de 18 países latinoamericanos durante el período 1950-1980 también resaltan la importancia de la demanda extranjera en el crecimiento económico. En particular, estos autores encontraron que tanto la expansión del sector exportador como el crecimiento de las importaciones fueron factores cruciales en el crecimiento económico. Por otra parte, De Gregorio (1991) en un estudio sobre 12 países sobre un período similar, al igual que nosotros, no halló una significación estadística de las variables de apertura externa y de términos del intercambio. Sin embargo, nuestro resultado de la volatilidad de los términos del intercambio es más novedoso al tiempo que plausible.

Regresiones que incluyen todos los factores

Las regresiones que se presentan en el cuadro 5 combinan los factores endógenos y los exógenos. Al igual que las regresiones anteriores (4a) y (4b) se estiman según el método de los “mínimos cuadrados ordinarios”.

26. Una mejora en los términos del intercambio obviamente aumenta el ingreso nacional; pero su efecto en el nivel de actividad –y, en consecuencia, en la posición del estado estable– es en teoría ambiguo ya que depende de la respuesta de la asignación de los recursos ante el cambio en los precios relativos.

La diferencia entre ambas regresiones estriba en que en (4a) el esfuerzo de ahorro se mide como la participación media de la inversión en el PIB (IPIB) mientras que en (4b) se utiliza la tasa anualizada de crecimiento del acervo de capital (dCAP).

La velocidad de convergencia se estima entre el 1% y el 2% por año. El coeficiente de la desviación típica de los términos del intercambio (DETINT) es significativo en (4a) mientras que su tasa de variaciones (TINTc) arroja mejores resultados en (4b). Aquí también la dummy de la crisis de la deuda se muestra significativa y con el signo esperado. Por otro lado, la variable de demanda externa sólo es relevante en (4a). La medida de cambio estructural, que aquí entra en la ecuación con una década de rezago (d2AGRI), no es significativa²⁷. Lo mismo ocurre con las variables de apertura al comercio internacional, de gasto público, tipos de interés de los Estados Unidos y el crecimiento anual rezagado de la esperanza de vida (d2VIDA).

Una preocupación común en los trabajos empíricos sobre crecimiento económico es que, dada la vinculación entre la tasa de crecimiento del PIB y la inversión, el poder explicativo de la tasa de ahorro –o en su lugar la participación de la inversión– bien puede reflejar un fenómeno de causalidad inversa (Temple, 1999). Este problema puede ser tratado mediante la inclusión de instrumentos y el uso del método de estimación de los “mínimos cuadrados en dos etapas” (*Two-Stage Least Square*, TSLS). Este procedimiento es el adoptado en las regresiones (5a) y (5b)²⁸.

27. Debido a la presencia de una correlación alta con el PIB por trabajador y la esperanza de vida, las medidas de transformaciones estructurales e institucionales se incluyen en la regresión en forma de cambios anualizados por década.
28. Los instrumentos para la inversión son su valor rezagado y las variaciones contemporáneas del poder de compra de las exportaciones (PCEXPc). Así la regresión de IPIB con su valor rezagado y PCEXPc, arroja coeficientes significativos y un R² ajustado de 0,42.

La capacidad explicativa de los regresores varía poco con la inclusión de los instrumentos. Por ejemplo, los coeficientes que reflejan la convergencia permanecen dentro del rango del 1-2%. Las regresiones (5a) y (5b) ofrecen evidencia del impacto de la volatilidad de los términos del intercambio en el crecimiento de la productividad. Por ejemplo, el coeficiente de $-0,067$ en (5a) indica que un aumento de 5% en la volatilidad se traduciría en una caída anual de 0,3% en la tasa de crecimiento del PIB por trabajador. Y, de nuevo, las fluctuaciones de los términos del intercambio no resultaron significativas. Por otro lado, el coeficiente de DEUDA80 indica que el costo de la crisis en términos del crecimiento de la productividad se sitúa entre 1,5% y 1,7 % por año. Finalmente, el resultado en (5b) indica que una desviación típica de la tasa de variaciones del capital (i.e., de 2,6% por año por sobre el crecimiento regional promedio anual de 3,6%) se traduciría en ganancias de 0,9% anual en el crecimiento de la productividad²⁹.

Una diferencia a resaltar al comparar (4a) y (5b) es el hecho de que en (5a) el coeficiente de IPIB pierde su significación estadística. Esto es un resultado recurrente en la literatura empírica (Barro y Sala i Martin, 1995: 432), y usualmente se interpreta como una indicación de que la dirección de la causalidad va de la productividad a la inversión, y no viceversa, como se asume en el modelo de crecimiento estándar. Sin embargo, la significación del coeficiente de dCAP en (5b) sugiere que las causas pueden ser otras, por ejemplo, el resultado de limitaciones en los datos.

La convergencia en el modelo de corrección de errores

A continuación adoptamos el modelo de corrección de errores como una especificación alternativa para someter a prueba la hipótesis de con-

29. En regresiones alternativas incluimos "efectos fijos" para dar cuenta de posibles especificidades de los países. Pero en la mayoría de los casos los coeficientes de las dummies por país no fueron significativos.

vergencia entre los países y con Estados Unidos³⁰. El uso de la especificación MCE es también consistente con los modelos anuales de la sección anterior. El cuadro 6 presenta los resultados de dos ejercicios. El primero aborda la convergencia de la tasa de variación del PIB a su valor potencial de largo plazo, definido éste por los factores de producción y la estructura de la economía (regresiones 1a y 1b). El segundo ejercicio (regresiones 2a y 2b) examina la posibilidad de un acortamiento de distancias respecto a la economía estadounidense, en este caso con la productividad laboral como variable dependiente.

Comenzamos por estimar un conjunto de regresiones con una estructura similar a la usada durante el análisis de las series anuales en la primera sección, con el propósito de evaluar las características del proceso de crecimiento promedio de la muestra de países. Más aún, el uso de la técnica de datos de panel nos permite comprobar la contribución de factores adicionales cuyo impacto ocurre gradualmente como es el caso de la mejoría en el capital humano y el tramado institucional

Al igual que en la sección anterior, empleamos un procedimiento de estimación en dos etapas, el cual consiste en estimar en primer lugar la ecuación de largo plazo y usar los residuos resultantes (con un rezago de un período) en la estimación del resto de los coeficientes de la ecuación MCE. Nótese que aquí las observaciones corresponden a décadas, así que lo que en el modelo con series anuales son “efectos de corto plazo”, deben ser vistos como “efectos de transición” hacia el estado de equilibrio (definido por la ecuación de largo plazo). El resultado de la estimación de la ecuación de largo plazo con todas las variables en valores logarítmicos es el siguiente (los coeficientes en negrita son significativos a un nivel del 5%):

$$LPIB = -0,21 + 0,65*LCAP(t-1) + 0,44*LPEA - 0,24*LAGRI$$

30. Foreman-Peck y Lains (2002) adoptan un enfoque similar en su estudio sobre crecimiento económico en la periferia europea durante el período 1870-1914.

El acervo de capital entra en la ecuación con una década de rezago para evitar problemas de causalidad inversa. Todos los coeficientes de los regresores son significativos y con el signo apropiado. El coeficiente de la variable de cambio estructural es negativo, lo que indica que un menor peso relativo de la agricultura se traduce en un mayor nivel del PIB.

La regresión (1a) en el cuadro 6 incluye un conjunto de variables similares a los utilizados en los modelos multivariantes por país para explicar el crecimiento del PIB; mientras que en (2b) se añaden variables de gobierno, capital humano, y transformaciones en las instituciones y la estructura productiva. El coeficiente de retroalimentación indica que la brecha entre la posición inicial y el equilibrio de largo plazo al comienzo de cada década se reduce a un ritmo de 2,5% por año. Este resultado es consistente con la convergencia de la economía hacia su potencial.

Por otro lado, la incorporación de factores adicionales en (1b) mejora la capacidad explicativa de la regresión pero sin que se produzcan cambios en el nivel de respuesta del crecimiento del PIB ante desviaciones respecto a la posición de equilibrio³¹. También se observa una correlación positiva entre los valores pasados y presentes del crecimiento del producto (en términos de décadas), lo cual indica perdurabilidad de los choques. En cuanto a los efectos de transición, los coeficientes de la demanda externa, la volatilidad de los términos del intercambio, el tipo de interés estadounidense (sólo en 1a) y el peso de la agricultura resultaron significativos y con los signos espe-

31. Nótese que el tamaño promedio del efecto de retroalimentación que arroja la regresión con datos de panel (0,025) es bastante menor que el promedio obtenido con el uso de los modelos anuales por país (véanse páginas 19 y 20), cuyo promedio simple es 0,22. Esta diferencia puede explicarse por el hecho de que la agregación de los datos a través del tiempo y geografía reduce significativamente las fluctuaciones de las variables.

rados. En particular, el coeficiente de $-0,06$ de la volatilidad de los términos del intercambio (1b) indica que un aumento de 5% en dicha variable se traduciría en una caída de 0,4% anual en la tasa de crecimiento del PIB.

Finalmente, empleamos el modelo MCE para someter a prueba la hipótesis del acercamiento a la economía de Estados Unidos. En el caso presentado en las regresiones (2a) y (2b) el componente de largo plazo mide las desviaciones del producto por trabajador de los seis países latinoamericanos respecto al valor de la misma variable para Estados Unidos. Los dos coeficientes de retroalimentación son significativos y con el signo apropiado ($-0,013$ y $-0,015$). Este resultado es consistente con una dinámica de acercamiento lento, en el sentido que una posición inicial por debajo del valor de la economía líder da lugar a un aumento en la tasa de crecimiento de la productividad laboral en las economías rezagadas.

En relación con los efectos de transición, la regresión (2a) muestra una correlación positiva de $dPIBT$ con la tasa de inversión y un vínculo negativo con la volatilidad de los términos del intercambio, la crisis de la deuda, y la participación del gasto público. En (2b) incluimos $ABRAX$, $dAGRI$ y $dADUTAX$. Si bien las nuevas variables no mejoran la capacidad explicativa de la regresión, su inclusión hace que la variable de demanda externa cobre significación.

Cuadro 6: Regresiones según el modelo de corrección de errores

Variable dependiente	dPIB (crecimiento anualizado)		dPIBT (crecimiento por trabajador)	
	(1a)	MCE PIB (1b)	Acercamiento (2a)	(2b)
Constante	0,02	0,01	-0,01	-0,01
d2PIB	0,5	0,35		
d2PIBT			0,11	0,10
<i>Efectos de transición</i>				
<i>Externos</i>				
DEMUNC	0,293	0,255	0,12	0,207
TINTc	0,069			
DETINT	-0,117	-0,061	-0,06	-0,06
IREALEU	-0,13	-0,06	0,02	0,03
DEUDA80	-0,023	-0,013	-0,023	-0,018
<i>Política económica</i>				
IPIB			0,14	0,12
GOBPIB		-0,05	-0,11	-0,10
ABRAX	0,052	0,04		-0,01
<i>Cambios estructurales e institucionales</i>				
dAGRI		-0,685		-0,12 (*)
dADUTAX		-0,01		-0,01
d2PEA	-0,06	0,44		
d2LEE		0,28		
<i>Efecto de retroalimentación</i>				
MCE PIB [IPIB-LCAP-LPEA-LAGRI]	-0,025	-0,025		
Acercamiento (catch up) [LPIBT - LPIBTEU]			-0,013	-0,015
R2 ajustado	0,21	0,54	0,363	0,437
Des. est. regresión	0,019	0,014	0,016	0,015
Observaciones	54	54	54	54

(*) usa d2AGRI (tasa anualizada de variación durante la década)
Los coeficientes en **negrita** son estadísticamente significativos a un nivel crítico del 5%.

La presencia de un acercamiento condicional si bien es consistente con la teoría económica, es un resultado que está en disonancia con la visión convencional. Una manera de interpretar este hallazgo es que existen fuerzas de largo plazo que actúan para reducir la brecha en la

productividad laboral entre la economía líder y las que le siguen, especialmente mediante la transferencia tecnológica y el aprendizaje institucional. Sin embargo, un mayor grado de vulnerabilidad de las economías de la región a los choques contemporáneos, tanto internos como externos, han tenido un impacto negativo en el motor de crecimiento y, en consecuencia, un nuevo aumento de la brecha. Debido a este proceso semejante a la maldición de Sísifo, la región no ha podido beneficiarse plenamente de las fuerzas positivas de la convergencia.

En realidad, durante la década de los treinta hubo una reducción en la brecha del producto por trabajador respecto a la economía de Estados Unidos, y lo mismo ocurrió durante el período 1950-1980. El primer acercamiento fue el resultado del hecho de que la Gran Depresión tuvo un impacto más marcado en la economía estadounidense que en las de América Latina (quizás con la excepción de Chile). Las economías más grandes de la región implementaron una política económica de corte keynesiano para estimular la demanda interna y enfrentar la escasez de divisas, las cuales sirvieron para mitigar los efectos de la depresión de la demanda mundial (Thorp, 2000). El segundo acercamiento se debió a un proceso de industrialización acelerada en la región en las décadas de la posguerra. Sin embargo, el último cuarto del siglo estuvo dominado por desarrollos que apartaron a las economías de Estados Unidos y Latinoamérica. Esta tendencia centrífuga fue el resultado de la combinación de un crecimiento raquítico en América Latina al tiempo que la economía estadounidense experimentaba un auge impulsado por las tecnologías ligadas a la información e Internet³².

32. El último cuarto de siglo también trajo consigo un aumento en la brecha entre Estados Unidos y los países europeos más avanzados. Sobre este punto véase Boltho (2003).

Conclusiones

Nuestro análisis de la contribución de los factores endógenos y exógenos al crecimiento económico y de la productividad laboral en América Latina durante el siglo XX presenta sus complicaciones, en parte debido a variaciones marcadas entre países y períodos. Nuestro grupo de países presenta diferencias considerables en cuanto a la importancia relativa de los factores del crecimiento, a la vulnerabilidad a choques exógenos, así como en la velocidad de ajuste a las desviaciones respecto al equilibrio de largo plazo.

Los hallazgos de quiebres estructurales confirman las dislocaciones causadas al proceso de crecimiento por la crisis de 1929; pero los quiebres cercanos a 1980 presentan un grado de sincronía menor y, en algunos casos, preceden la crisis de la deuda simbolizada por la moratoria de México en 1982. Por ejemplo, al final de los años setenta la economía venezolana mostraba una ralentización marcada y, unos años antes, Argentina ya experimentaba problemas con su modelo de crecimiento. En general, Colombia surge de nuestro análisis como el país con el menor grado de inestabilidad en los parámetros de las regresiones de crecimiento, mientras que Chile es el país más afectado por severas discontinuidades.

Hallazgos principales relacionados con el crecimiento y la convergencia

(i) Si bien la inestabilidad de los coeficientes en los subperíodos hace difícil identificar patrones consistentes a través del tiempo y la geografía, los resultados indican que la acumulación de capital tuvo un papel más prominente durante el período medio, cuando los seis países estaban relativamente cerrados a la economía mundial y aceleraban el proceso de industrialización liderada por el Estado. En contraste, la escasa contribución de la inversión al crecimiento del producto en las décadas finales del siglo, caracterizado por profundas reformas pro-mercado, es una fuente de preocupación.

(ii) Las economías principales de la región muestran un proceso marcado de convergencia a lo largo del siglo XX debido a mejoras en la asignación de recursos, los avances en sanidad, salud y educación y una mayor inversión. En consecuencia, la dispersión tanto en el producto por trabajador como per cápita en el año 2000 es considerablemente menor que la registrada en 1900.

(iii) Sin embargo, no hubo un acercamiento duradero entre la productividad laboral de América Latina y de Estados Unidos. La homogeneización regional no fue suficiente para producir un acortamiento de distancias con la economía líder. Nuestros resultados muestran en cambio un proceso que se asemeja a la maldición de Sísifo, donde cualquier avance en el cierre de la brecha fue erosionado por la acción de choques económicos externos y crisis políticas internas. Y de hecho, ocurrió una divergencia marcada respecto a regiones en vías de industrialización comparables como la Europa del sur y Asia del este (Astorga, Bergés y FitzGerald, 2003b).

(iv) La volatilidad de los términos del intercambio, las fluctuaciones del comercio internacional y los cambios súbitos en los tipos de interés internacional fueron obstáculos de envergadura tanto para el crecimiento económico sostenido como para la convergencia. Es difícil establecer si estos obstáculos fueron más importantes que las crisis internas, ya que las últimas estuvieron por lo general asociadas a los choques externos. Mientras otros estudios confirman la importancia de los cambios en el comercio internacional y los tipos de interés internacionales, el resultado del papel de la volatilidad de los términos del intercambio en el transcurso del siglo es novedoso y sugiere que su principal mecanismo de transmisión fue vía las expectativas de los inversionistas, más que a través de la capacidad importadora, como se ha argumentado previamente.

Implicaciones

A pesar de un esfuerzo significativo en la modernización y la industrialización durante el siglo pasado, América Latina se ha quedado claramente atrás en comparación con el resto del mundo industrializado o en vías

de serlo, especialmente en los últimos veinticinco años. La evidencia combinada de la convergencia de la esperanza de vida en relación con Estados Unidos y el fracaso en el cierre de la brecha de la productividad laboral en el período 1900-2000 sugiere la presencia de importantes variaciones en la difusión de innovaciones científicas y tecnológicas. Mientras que los avances en la medicina y la sanidad cruzaron las fronteras nacionales con relativa facilidad, lo mismo no parece ser cierto en el caso de las innovaciones asociadas con el aparato productivo. Esto, a su vez, podría implicar diferencias inesperadas entre los sectores público y privado en cuanto a la absorción de tecnologías y el desarrollo institucional.

Nuestro hallazgo de la importancia de los choques externos y la volatilidad de los términos del intercambio en el proceso de crecimiento y la convergencia resalta la necesidad de mejorar los mecanismos de coordinación multilateral en el comercio y las finanzas internacionales. Ante la ausencia de una reducción significativa en la intensidad y la frecuencia de los choques externos, los cambios institucionales en el ámbito nacional (e.g., los fondos de estabilización, la independencia del banco central, y una política fiscal anticíclica) se tornan imperativos para minimizar su impacto en el crecimiento y el bienestar en la región.

La comparación de los coeficientes de corrección de desviaciones, el grado de apertura a la economía mundial, y la volatilidad de los factores de producción ofrece una indicación sobre la capacidad de respuesta de la política económica. Por ejemplo, si la volatilidad del producto generada por los choques externos y los factores endógenos —i.e., debida a las fluctuaciones en los factores productivos— son similares en dos o más países, entonces las variaciones en los coeficientes de retroalimentación pueden estar asociadas con diferencias en la capacidad de reacción de la política económica. Sin embargo, un mayor coeficiente de ajuste a las desviaciones respecto a la posición de equilibrio de largo plazo bien puede ser más un reflejo de la falla de los encargados de la política económica en reducir el grado de vulnerabilidad de la economía a los choques, antes que evidencia en el éxito de respuesta a ellos.

Para terminar, aunque nuestro análisis cuantitativo no puede, debido a limitaciones en los datos, incorporar plenamente los factores políticos e institucionales, se puede llegar a afirmar con un alto grado de certeza que una mayor estabilidad política y un régimen más creíble y consistente de política económica hubiese aumentado la tasa de crecimiento del producto en el largo plazo en América Latina y hecho posible la reducción de la brecha con Estados Unidos³³.

Advertencias

La evidencia presentada en apoyo a la convergencia entre las seis economías más grandes es robusta. Sin embargo, es necesario hacer dos salvedades al respecto. En primer lugar, la convergencia intrarregional puede estar infraestimada debido al uso de un solo factor de ajuste para la paridad del poder adquisitivo (PPA) con 1970 como año de referencia³⁴. En particular, es probable que se esté infraestimando el valor del PIB a inicios del siglo pasado en aquellas economías que para ese momento tenían un menor nivel de industrialización y de apertura al comercio internacional (e.g., Brasil), lo cual hace que la estimación de la tasa de crecimiento a lo largo del siglo sea mayor con relación a aquellos países más avanzados e integrados a la economía mundial (e.g., Argentina). Por extensión, otra implicación es que la falta de convergencia observada respecto a Estados Unidos puede en realidad ocultar un proceso de divergencia en el largo plazo.

En segundo lugar, nuestros hallazgos para el grupo de seis economías en cuanto a convergencia y características del crecimiento pueden ser

33. Después de todo, si el PIB per cápita hubiese crecido a una tasa de variación 1% mayor a lo largo del siglo XX, la brecha con respecto a EEUU se habría reducido a la mitad.

34. No se dispone de pesos de PPA con anterioridad a 1960, y tampoco es posible estimarlos. Véase Astorga, Bergés y FitzGerald (2003b).

tomados como representativos de la economía de América Latina en su conjunto ya que nuestra muestra da cuenta de las tres cuartas partes de la población y del producto regional de manera consistente a lo largo del siglo. Sin embargo, esto no quiere decir que el resto de países latinoamericanos se identifiquen con tales resultados. De hecho, el grupo de países no incluidos en el análisis muestra un nivel de dispersión creciente en el PIB per cápita después de 1950 (año que marca el inicio de la contabilidad nacional en un número de países) en comparación con las seis economías mayores, lo que ha llevado a la formación de dos distintos “clubes de convergencia”. Especialmente, las economías más pequeñas de la región –con excepciones como Costa Rica y Uruguay– muestran un patrón de crecimiento relativamente inferior en el sentido de un menor crecimiento de largo plazo y una mayor volatilidad, lo cual puede encontrar una explicación en una vulnerabilidad mayor a los choques externos³⁵.

35. Véase Astorga, Bergés y FitzGerald (2003b).

Referencias bibliográficas

- ABRAMOVITZ, Moses. "Catching up, Forging Ahead and Falling Behind." *Journal of Economic History* XLVI. N. 2. (1986). P. 385-406.
- ABREU DE PAIVA, Marcelo; BEVILAQUA, Afonso S.; PINHO, Demosthenes. "Import Substitution and Growth in Brazil, 1890s-1970s." En: E. Cárdenas, J.A. Ocampo, y R. Thorp (eds). *Industrialization and the State in Latin America: The Postwar Years*, Macmillan, Basingstoke, 2000. (Versión en castellano publicada por el Fondo de Cultura Editorial).
- ALESINA, Alberto; PEROTTI, Roberto. "The Political Economy of Growth: A Critical Survey of the Recent Literature." *World Bank Economic Review*. Vol. 8. N.3. (Septiembre, 1994). P. 351-71.
- ASTORGA, Pablo. "The Industrialisation in Venezuela: The Problem of Abundance." En: E. Cárdenas, J.A. Ocampo, y R. Thorp (eds). *Industrialization and the State in Latin America: The Postwar Years*. Macmillan, Basingstoke, 2000. (Versión en castellano publicada por el Fondo de Cultura Editorial).
- ASTORGA, Pablo; BERGÉS, Ame R.; FITZGERALD, Edmund V.K. "The Oxford Latin American Economic History Database (OxLAD)". The Latin American Centre, Oxford University. (2003a). <http://oxlad.qeh.ox.ac.uk/>.
- ASTORGA, Pablo; BERGÉS, Ame R.; FITZGERALD, Edmund V.K. "Productivity Growth in Latin America during the Twentieth Century." *Discussion Papers in Economic and Social History* 51. Nuffield College, Oxford University. (2003b). <http://www.nuff.ox.ac.uk/Economics/History/>.
- ASTORGA, Pablo; BERGÉS, Ame R.; FITZGERALD, Edmund V.K. "The Standard of Living in Latin America during the Twentieth Century." *Discussion Papers in Economic and Social History* 52. Nuffield College, Oxford University. (2004). <http://www.nuff.ox.ac.uk/Economics/History/>.
- BANERJEE, Anindya; DOLADO, Juan J.; GALBRAITH, John W.; HENDRY, David F. *Co-Integration, Error-Correction, and the Econometric Analysis of Non-stationary Data*. Oxford University Press, Oxford y Nueva York, 1993.

- BANERJEE, Anindya; LUMSDAINE, R.-L.; STOCK, J.-H. "Recursive and sequential test of the unit root and trend-break hypotheses: Theory and international evidence." *Journal of Business and Economic Statistics*. Vol.10, N.3 (1992). P. 271-287.
- BARRO, Robert; SALA-I-MARTIN, Xavier. *Economic Growth*. McGraw-Hill, Nueva York, 1995.
- BAUMOL, W.J. "Productivity growth, convergence and welfare: what the long-run data show." *American Economic Review*, N. 76 (1986). P. 1072-85.
- BAUMOL, William J.; NELSON, Richard; WOLFF, Edward. *Convergence of Productivity*. Oxford University Press, Oxford, 1993.
- BOLTHO, Andrea. "What's wrong with Europe?" *New Left Review*, 22 (julio-agosto 2003). P. 5-26.
- CARDOSO, Eliana; FISHLOW, Albert. "Latin American Economic Development: 1950-1980." *NBER Working Paper Series 3161*, National Bureau of Economic Research (1989).
- CASTILLO PONCE, Ramón; DÍAZ Bautista, Alejandro. "Testing for unit roots in Mexico's GDP." *Momento Económico*. N. 124, (nov-dic, 2002). P. 2-10.
- CORTÉS CONDE, Roberto. *La Economía Argentina en el Largo Plazo (siglos XIX y XX)*. Editorial Sudamericana, Universidad de San Andrés, 1997.
- DE GREGORIO, José; LEE, Jong-Wha. "Economic Growth in Latin America: Sources and Prospects." Artículo presentado en la reunión anual de LACEA en Santiago de Chile, 1999.
- DE GREGORIO, José. "Economic Growth in Latin America." *IMF Working Paper Series WP/91/71*. International Monetary Fund, Washington, DC, 1991.
- DIXIT, A.; PINDYCK, R. *Investment under Uncertainty*. Princeton University Press, New Jersey, 1994.
- ELÍAS, Victor. *Sources of Growth: A Study of Seven Latin American Countries*. ICS Press, San Francisco, 1992.

- FOREMAN-Peck, James; LAINS, Pedro. "European Economic Development; the Core and the Southern Periphery 1870-1910." En: S. Pamuk y J.G. Williamson (eds) *The Mediterranean Response to Globalization*. Routledge, Nueva Cork, 2000.
- FRENCH-DAVIS, Ricardo; MUÑOZ, Oscar; BENAVENTE, José M.; CRESPI, Gustavo. "The industrialization in Chile during protectionism, 1940-82". En: E. Cárdenas; Ocampo, J.A.; y Thorp, R. (eds). *Industrialization and the State in Latin America: The Postwar Years*. Palgrave Macmillan en asociación con St Antony's College, Basingstoke, 2000. (Versión en castellano publicada por el Fondo de Cultura Editorial).
- GROSSMAN, Gene M.; HELPMAN, Elhanan. "Endogenous Innovation in the Theory of Growth." *Journal of Economic Perspectives*, vol 8, n.1, (invierno, 1994). P. 23-44.
- HANSEN, Bruce. "The new econometrics of structural change: dating changes in U.S. Labor Productivity." *Journal of Economic Perspectives*, vol 15, n.4 (2001). P.117-128.
- HOFMAN, André. *The Economic Development of Latin America in the Twentieth Century*. Edward Elgar, Cheltenham, 2000.
- KATZ, Jorge; KOSACOFF, Bernardo. "Technological Learning, Institution Building, and the Microeconomics of Import Substitution." En: Enrique Cárdenas, José Antonio Ocampo, y Rosemary Thorp (eds). *Industrialization and the State in Latin America: The Postwar Years*. Palgrave Macmillan en asociación con St Antony's College, Basingstoke, 2001. (Versión en castellano publicada por el Fondo de Cultura Editorial).
- HOLDEN, Darryl; PERMAN, Roger. "Unit roots and cointegration for the economist." En: B.B. Rao (ed.) *Cointegration for the Applied Economist*. Macmillan Press, London, 1994.
- LEWIS, W. A. "Economic Development with Unlimited Supplies of Labour." *Manchester School*, 22, (1954). P. 139-91.
- MADDISON, Angus. *Monitoring the World Economy, 1920-1992*. Publicaciones de la OECD, París, 1995.

- MANKIW, N.G.; ROMER, D.; WEIL, D.N. "A contribution to the empirics of economic growth." *Quarterly Journal of Economics*, 107 (1992). P. 407-37.
- MEJÍA REYES, Pablo. "Business cycles and economic growth in Latin America: a survey". *Documentos de investigación*, el Colegio Mexiquense, Toluca, México, 2003.
- NELSON, C.R.; PLOSSER, C.I. "Trends and random walk in macro-economic time series: Some evidence and implications." *Journal of Monetary Economics*, n. 10, (1982). P. 139-162.
- NORIEGA, Antonio; RAMÍREZ, Araceli. "Unit roots and multiple structural breaks in real output: how long does an economy remain stationary." *Estudios Económicos*, 14, 2, (1999).
- PERRON, Pierre. "The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis." *Econometrica*, vol. 57, n. 6, (1989). P. 1361-1401.
- PRADOS DE LA ESCOSURA, Leandro. "When did Latin America fall behind? Evidence from long-run international inequality." *Universidad Carlos III working papers*, Madrid. (2004).
- RODRIK, Dani. "Institutions, Integration, and Geography: In Search of the Deep Determinants of Economic Growth." En: D. Rodrik (ed.) *In Search for Prosperity: Analytic Narratives on Economic Growth*. Princeton University Press, Princeton, 2003.
- ROMER, P.M. "Increasing returns and long-run growth." *Journal of Political Economy*, vol 94, (1986). P. 1002-1037.
- SACHS J.; WAGNER, A. "Economic Reform and the Process of Global Integration." *Brookings Papers on Economic Activity* 1, (agosto 1995). P. 1-118.
- SANZ, Isabel. "Las tendencias a largo plazo de la economía Argentina: 1875-2000." *Revista de Historia Económica*, vol. 22, n.1 (2004). P. 177-205.
- SOLOW, Robert. "Technical change and the aggregate production function." *Review of Economics and Statistics* vol. 39, n.3, (agosto 1957). P. 312-20.

- , "A contribution to the theory of economic growth." *Quarterly Journal of Economics*, 70, (1956). P. 65-94.
- TEMPLE, Jonathan. "The new growth evidence". *Journal of Economic Literature*, 38 (marzo 1999). P. 112-156.
- THORP, Rosemary (ed.) *Latin America in the 1930s: The Role of the Periphery in World Crisis*. An Economic History of Twentieth-Century Latin America Series, 2. Palgrave Macmillan en asociación con St Antony's College, Basingstoke, 2000. (Versión en castellano publicada por el Fondo de Cultura Editorial).
- URRUTIA, Miguel (ed.). *Long-Term Trends in Latin America Economic Development*. Publicaciones del Banco Inter-Americano de Desarrollo, Washington DC, 1991.
- UTRERA, Gaston Ezequiel. "Is the Argentine GDP Stationary Around a Broken Trend?" *Documentos de Investigación*, Departamento de Economía, Universidad Empresarial Siglo, mayo, 2001.
- ZIVOT, Eric; ANDREWS, Donald W.K. "Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock and the Unit-Root Hypothesis." *Journal of Business and Economic Statistics*, 10(3). (1992). P. 251-270.

Apéndice I: Análisis de los modelos ARI por países

Este apartado presenta una descripción de los test a que se someten los modelos autorregresivos diferenciados (ARI) con el fin de evaluar la presencia de quiebres estructurales en las series del PIB (a precios constantes de 1970), y del PIB por trabajador y per cápita. Estas series, aunque relacionadas, informan sobre aspectos diferentes del proceso de desarrollo. Mientras el PIB mide la evolución de la actividad económica, el PIB por trabajador (en nuestro caso aproximado por la población activa) mide la productividad laboral, y el PIB per cápita refleja las condiciones de vida. Las tres series para cada país a lo largo del siglo XX se presentan de manera gráfica en la página subsiguiente.

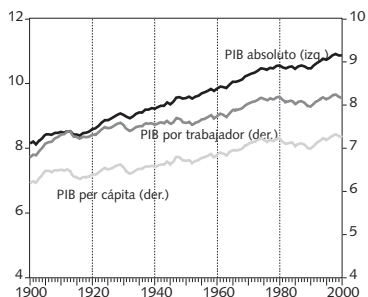
Un quiebre estructural se define como una diferencia significativa en el ajuste de un modelo autorregresivo particular en dos períodos consecutivos de la muestra de observaciones. Dicha ruptura también se asocia con una falla en la capacidad de predicción del modelo y con un aumento marcado de la inestabilidad de los parámetros. Para la estimación de los modelos usamos el método de mínimos cuadrados recursivos (*Recursive Least Squares*, RLS). Este método consiste en estimar la ecuación de regresión repetidamente, usando cada vez una muestra de datos mayor. De esta manera, para un número k de coeficientes en el vector de coeficientes b , las primeras k observaciones se usan para generar la primera estimación del conjunto de coeficientes. Acto seguido, el conjunto de datos se amplía a $k+1$ observaciones y se procede a generar un segundo conjunto de coeficientes. Este procedimiento se repite hasta que se usan todas las observaciones (Banerjee et al, 1992).

En cada iteración el último conjunto de estimaciones del vector de coeficientes puede ser usado para predecir el próximo valor de la variable dependiente. Los errores de predicción un período adelante resultantes, ajustados de manera adecuada, forman los residuos recursivos. Estas series de residuos proveen la información básica para los test de Chow de quiebre estructural. El “test de Chow de punto de quiebre” (Chow-B) estima el modelo sobre dos submuestras consecutivas y evalúa la presencia de diferencias significativas en las estimaciones. Una disparidad marcada se toma como evidencia de un quiebre estructural. Entre tanto, el “test de Chow de predicción” (Chow-F) estima el modelo sobre una submuestra y luego predice la variable dependiente en el resto del intervalo muestral. Desviaciones marcadas entre los valores observados y los predichos es indicativo de cambios significativos en la capacidad predictiva del modelo en una fecha dada.

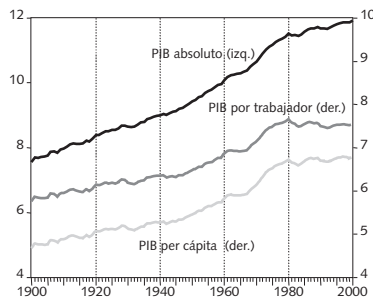
Otras pruebas de estabilidad del modelo son la “suma al cuadrado de los residuos” (Cusumsq) y la “predicción de un período adelante” (*one-step ahead forecast*). El test de Cusumsq se construye a partir de la suma acumulada de los residuos recursivos. Valores de dicha sumatoria fuera de un intervalo crítico dado se toma como evidencia de inestabilidad de los parámetros. Por otro lado, los errores de predicción del período siguiente permiten identificar las fechas donde el modelo genera un mayor margen de error.

Crecimiento endógeno y choques exógenos en América Latina durante el siglo XX

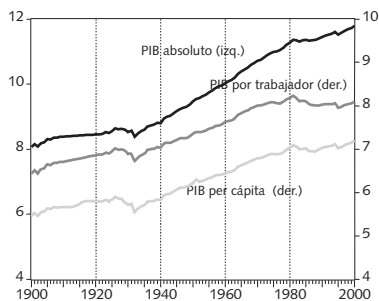
ARGENTINA: series de tiempo (en logs)



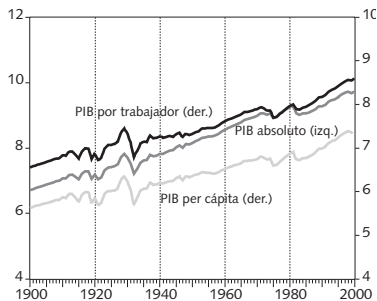
BRASIL: series de tiempo (en logs)



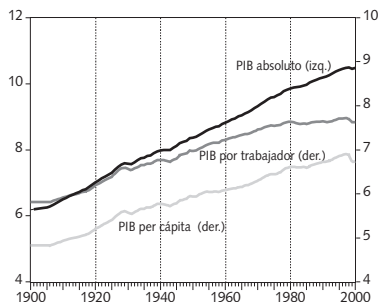
MEXICO: series de tiempo (en logs)



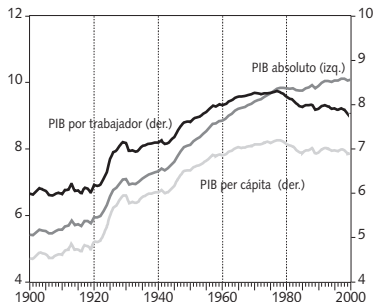
CHILE: series de tiempo (en logs)



COLOMBIA: series de tiempo (en logs)



VENEZUELA: series de tiempo (en logs)



Los modelos ARI se escogen de acuerdo a las propiedades de autocorrelación de las series, donde el modelo ARI(1) resultó el más usado. En todos los países se encontró que las series del PIB, PIB por trabajador y per cápita –luego de aplicárseles una transformación logarítmica– son integradas de primer orden³⁶. En consecuencia, centramos el análisis en las series en primeras diferencias. También se identificaron los intervalos más largos de relativa estabilidad, i.e., donde no se detectaron discontinuidades significativas en la estimación recursiva de los parámetros.

Cuando hay una fuerte evidencia de un quiebre estructural, la muestra se separa en dos según la fecha del quiebre, y el modelo es sometido de nuevo a pruebas para detectar rupturas estructurales adicionales en cada una de las submuestras así formadas. Este procedimiento se repite hasta que no se detectan signos de interrupciones mayores en los parámetros. En la mayoría de los casos, los test se aplicaron primero sobre la muestra comprendida entre el comienzo del período más largo de relativa estabilidad y el final del siglo, y luego sobre aquella limitada por el comienzo del siglo y un punto intermedio en el período de mayor estabilidad relativa, para así incluir quiebres potenciales.

Las economías más grandes: Argentina, Brasil y México

En Argentina el período de estabilidad relativa más largo se encontró entre 1958 y 1975. Los test de Chow se aplicaron a un modelo ARI(1), primero sobre el período 1958-1990, excluyendo los años de la convertibilidad. Tanto el Chow-B (con un nivel de significación del 1%) como en Chow-F (5% de significación) indican la presencia de un quiebre

36. Una serie no estacionaria es integrada de primer orden si sus primeras diferencias son estacionarias. Usamos el test de Dickey-Fuller aumentado (ADF) para verificar la presencia de raíces unitarias. Sin embargo, como Perron (1989) ha demostrado, el no rechazo de la hipótesis nula de dicho test bien puede deberse a quiebres estructurales en la serie.

estructural en 1976 para las tres series. Este quiebre se asocia con el golpe militar contra el Gobierno de María Estela de Perón ese año, en medio de un alto nivel de agitación social y una profunda inestabilidad macroeconómica (Katz y Kosacoff, 2000). También se encontró evidencia de una ruptura en la serie del PIB alrededor de 1992, esta vez con un modelo ARI(2) sobre el período 1980-2000.

En lo que respecta a la primera mitad del siglo pasado, la estimación de un modelo ARI(1) sobre el período 1917-1958 arrojó evidencia de un quiebre en 1930. Entre tanto, la recesión de 1914-1916 sufrida por la economía argentina como consecuencia de la interrupción en el comercio internacional durante la Gran Guerra es un fuerte candidato de ruptura estructural. Sin embargo, a pesar de que hay una inestabilidad marcada en los parámetros del modelo hacia la mitad de la década de los diez, ninguno de los test de Chow rechazó la hipótesis nula de ausencia de quiebre estructural³⁷. Finalmente, aunque fuera del período de estudio de este trabajo, el final abrupto del esquema de convertibilidad cambiaría en diciembre de 2001 y el colapso económico sin precedentes que le siguió, es sin lugar a dudas el primer quiebre estructural en Argentina en este siglo³⁸.

37. Cortes Conde (1997) califica al período de la Gran Guerra como de cambio en la tendencia del proceso de crecimiento en Argentina, donde la escasez de importaciones causó un impacto severo en la actividad industrial. Sanz (2004) corrobora la importancia de este evento al hallar evidencia de un quiebre estructural en 1913 en las series del PIB per cápita.
38. En un estudio sobre los rasgos estadísticos de la serie anual del PIB argentino durante el período 1913-1999, Utrera (2001) encontró evidencia que apoya la hipótesis de un proceso estacionario con tendencia determinística con quiebres en 1929, 1979-1980 y 1989-1990. Y en cuanto al GDP per cápita, este autor reporta quiebres en 1929, 1968 y 1987-1988.

En el caso de Brasil el intervalo más largo de estabilidad se encontró entre 1936 y 1960. Las series se sometieron a las pruebas de Chow, primero durante 1936-1978 y luego sobre el período 1965-2000. La hipótesis nula de ausencia de quiebre alrededor de 1963 es rechazada por ambos test en las series de PIB por trabajador y per cápita, y sólo por el test Chow-B en las series del PIB (véase los cuadro de resultados al final de este apéndice para mayor detalle). La fecha del quiebre coincide con el final de la época dorada de sustitución de importaciones en el país. El proceso de crecimiento acelerado de los años cincuenta fue interrumpido por una recesión en 1961-1962, que hizo aparente las limitaciones del modelo sustitutivo (Abreu et al, 2000). También se evidenció una ruptura estructural en las tres series hacia 1981.

Por otro lado, las pruebas de Chow no detectaron quiebres durante la primera mitad del siglo. Sin embargo, se observa un alto grado de inestabilidad de los parámetros en los años de 1929 y 1930. Es posible que la falta de evidencia –basada en las pruebas de Chow– se deba al alto nivel de volatilidad de las series durante las primeras décadas del siglo, lo cual se refleja en modelos ARI con coeficientes no significativos.

En México la carencia de datos durante los años de la revolución (1911-1919) y sus secuelas hacen que el análisis de las series se limite al período 1921-2000. Sin embargo, el comienzo de la revolución debe ser tomado como el primer quiebre estructural del país en el siglo pasado. La falta de observaciones en la segunda década y el comienzo de la tercera crea dificultades al momento de estimar el modelo ARI con el fin de buscar evidencia de un quiebre en los tiempos de la Gran Depresión. Una alternativa para salvar este obstáculo es la de estimar el modelo con las series en reverso, de manera de tener suficientes valores iniciales para el método recursivo de estimación. Al hacerlo estamos, de hecho, usando el futuro para explicar el pasado, lo cual crea problemas con la interpretación económica de los coeficientes del modelo. Pero el procedimiento es válido para detectar rupturas estructurales. El análisis de la serie revertida arroja evidencia de un quiebre alrededor de 1930-1931 en las tres series.

En lo que concierne a la segunda mitad del siglo, se encontró evidencia de una ruptura estructural hacia 1981 en las tres series. Finalmente, las pruebas de Chow rechazan la hipótesis nula de ausencia de quiebres en 1995 en el caso de las series del PIB y el PIB por trabajador³⁹.

Las economías medianas: Chile, Colombia y Venezuela

De nuestro grupo de países, Chile es el país con una mayor volatilidad en las series e inestabilidad en los parámetros. Los gráficos anteriores muestran fluctuaciones marcadas alrededor de 1919-1921 y 1930-1932 en la primera mitad del siglo, y hacia 1972 y 1982 durante la segunda mitad. La proximidad de estos episodios de turbulencia hace difícil el someter a prueba de quiebres estructurales a las series del PIB absoluto y relativo. Aun más, el análisis de las primeras tres décadas se complica por la falta de mediaciones confiables del PIB con anterioridad a 1909⁴⁰.

Tomando como período de partida 1938-1980, el test de Chow-F indica la presencia de un quiebre cerca de 1973. Tras el golpe militar en contra del Gobierno de Allende, la estrategia de desarrollo chilena experimentó un cambio radical hacia una economía más abierta, privatizada y con un reducido papel del Estado. Los ajustes del aparato productivo que siguieron dieron lugar a un período de gran inestabilidad económica. Y esta situación sufrió el agravante del aumento súbito de los precios del petróleo en 1974 (French-Davis et al, 2000). Debido a la proximidad entre 1973-1974 y 1981-1982, hacemos uso de las series en orden revertido al momento de buscar eviden-

39. Noriega y Ramírez (1999) concluyen que las series anuales del PIB absoluto y per cápita en México en el período 1925-1995 presentan un comportamiento cíclico en torno a una tendencia secular interrumpida en tres ocasiones: 1931, 1950 y 1980. Por otro lado en otro estudio de la serie del PIB mexicano durante el período 1900-2001, Castillo y Díaz (2002) reportan quiebres estructurales en 1932, 1983 y 1995.

40. Valores del PIB con anterioridad a 1910 se excluyen del análisis debido a que se obtienen suponiendo una tasa de variación anual constante.

cia de quiebres en el último cuarto de siglo. De esta manera se dispone de 18 observaciones (de 2000 a 1983), en vez de solamente 5 (de 1974 a 1980) al momento de estimar el modelo ARI.

Durante el período 1923-1965 el test de Chow-B arroja evidencia de una ruptura estructural en 1933 para las tres series usando un modelo ARI(1,4). Sin embargo, los resultados de los test no son consistentes con una ruptura cerca de 1920, a pesar de inspección gráfica de la serie muestra una discontinuidad marcada. Esta aparente contradicción puede bien encontrar una explicación en los altos niveles de volatilidad en las series del PIB en el primer cuarto del siglo y en la falta de observaciones en la primera década.

Los datos para Colombia cubren el período 1905-2000. El análisis de estabilidad de los parámetros indica que el período más largo de relativa estabilidad en las series del PIB ocurrió entre los años 1945 y 1978. El test de Chow-B rechaza la hipótesis nula de ausencia de un quiebre estructural en 1980-1982 en las series del PIB absoluto y el PIB por trabajador. Y en cuanto a la primera mitad del siglo, ambos test de Chow indican la presencia de una ruptura alrededor de 1930 en las tres series.

Para terminar, en Venezuela el período más largo de relativa estabilidad en los parámetros del modelo correspondió a 1946-1976. En las tres series, los test de Chow son consistentes con una ruptura hacia 1978. Otro posible candidato para un quiebre durante la segunda parte del siglo es 1989, que coincide con el comienzo de una etapa de inestabilidad política en el país. Pero en este caso los test de Chow no indican la presencia de un corte en el proceso de crecimiento.

En cuanto a las primeras décadas, los test de Chow detectan un quiebre estructural en las tres series hacia 1924. Esta fecha marca el comienzo de la producción de petróleo en gran escala en el país (Astorga, 2000). También hay signos de un alto nivel de inestabilidad en los parámetros alrededor de 1932, aunque los test de Chow no rechazan la hipótesis nula. Si bien fuera del período de nuestro estudio, el comienzo del siglo XXI (2002-03) ofrece una nueva ruptura estructural –con gestación en los años noventa– asociado con una contracción sin precedentes en la actividad económica en parte consecuencia de los esfuerzos para sacar del poder al presidente Chávez.

Análisis de quiebre estructural con modelos ARI (series en primeras diferencias, en logaritmos)

Argentina		PIB	PIB por trabajador	PIB per capita
Análisis de estabilidad Ajuste de Cointegración	modelo completo	1961-2001	1961-2001	1961-2001
	Modelo ARI: R^2 / des. est.	0.90(2.2); 0.1; 0.040	0.90(2.2); 0.1; 0.040	0.91(2.2); 0.1; 0.040
	Estabilidad de parámetros	prueba de raíz 100-estados 31a	prueba 100-estados sólo shocks reales 1000	prueba 100-estados 31a sólo shocks reales 1000
	Cusan muestrales	no hay problema aparente	no hay problema aparente	no hay problema aparente
	Promedios a un año (series estacionales)	1961-1969; 1980-1989 1992-1999-1999	1961-1969; 1980-1989	1961-1969; 1980-1989; 1992-1999
Quiebres estructurales Ajuste de Cointegración	Periodo largo de estabilidad	1961-1979	1961-1979	1961-1979
	Modelo ARI: R^2 / des. est.	0.90(2); 0.21; 0.028	0.90(2); 0.20; 0.024	0.90(2); 0.21; 0.023
	Quiebres: 1913-14	1961-1923 - ARI(7) no shocks	1961-1923 - ARI(7) no shocks	1961-1923 - ARI(7) no shocks
	Quiebres: 1930	1927-1933 - ARI(7) Choc# al 1%	1927-1933 - ARI(7) Choc# al 1%	1927-1933 - ARI(7) Choc# al 1%
	Quiebres: crisis de 1970	1961-1969 - ARI(2) Choc 0 al 1% - Choc# al 1%	1961-1969 - ARI(2) Choc 0 al 1% - Choc# al 1%	1961-1969 - ARI(2) Choc 0 al 1% - Choc# al 1%
Quiebres: 1982	1980-2000 - ARI(2) Choc# al 1%	1980-2000 - ARI(2) Choc# al 1%	1980-2000 - ARI(2) Choc# al 1%	
Brasil		PIB	PIB por trabajador	PIB per capita
Análisis de estabilidad Ajuste de Cointegración	modelo completo	1960-1999	1960-1999	1960-1999
	Modelo ARI: R^2 / des. est.	0.79(2.2); 0.14; 0.037	0.79(2.2); 0.09; 0.039	0.79(2.2); 0.14; 0.037
	Estabilidad de parámetros	2000 simulac en 1970-1973	2000 simulac en 1970-71	2000 simulac en 1970-71
	Cusan muestrales	no hay problema aparente		
	Promedios a un año (series estacionales)	1961-1969; 1981-1981	1961-1969; 1981-1981	1961-1969; 1981-1981
Quiebres estructurales Ajuste de Cointegración	Periodo largo de estabilidad	1960-1980	1960-1980	1960-1980
	Modelo ARI: R^2 / des. est.	0.80(2.2); 0.20; 0.021	0.80(2.2); 0.20; 0.021	0.80(2.2); 0.21; 0.020
	Quiebres: 1930	1960-1960 - ARI(7) no shocks	1960-1960 - ARI(7) no shocks	1960-1960 - ARI(7) no shocks
	Quiebres: 1960-61	1955-1970 - ARI(7) Choc# al 1%	1955-1970 - ARI(7) Choc# al 1% - Choc# al 1%	1955-1970 - ARI(7) Choc# al 1% - Choc# al 1%
	Quiebres: 1981	1980-2000 - ARI(7) Choc# al 1% - Choc# al 1%	1980-2000 - ARI(7) Choc# al 1%	1980-2000 - ARI(7) Choc# al 1% - Choc# al 1%
México		PIB	PIB por trabajador	PIB per capita
Análisis de estabilidad Ajuste de Cointegración	modelo completo	1955-2000	1955-2000	1955-2000
	Modelo ARI: R^2 / des. est.	0.91(7); 0.22; 0.024	0.91(7); 0.20; 0.024	0.91(7); 0.21; 0.023
	Estabilidad de parámetros	modelo ajuste 1000	modelo ajuste en 1982	modelo ajuste 1000
	Cusan muestrales	serie estacional; más en 1982	serie estacional; más en 1982	serie estacional; más en 1982
	Promedios a un año (series estacionales)	1962-1969-1990	1962-1990	1962-1990
Quiebres estructurales Ajuste de Cointegración	Periodo largo de estabilidad	1949-1979	1949-1979	1949-1979
	Modelo ARI: R^2 / des. est.	0.90(7); 0.21; 0.023	0.90(7); 0.21; 0.024	0.90(7); 0.21; 0.023
	Quiebres: 1930-31 (reverso)	1919-1920 - ARI(7) Choc# al 1% - Choc# al 1%	1919-1920 - ARI(7) Choc# al 1% - Choc# al 1%	1919-1920 - ARI(7) Choc# al 1% - Choc# al 1%
	Quiebres: 1981-82	1962-1980 - ARI(7) Choc# al 1% - Choc# al 1%	1962-1980 - ARI(7) Choc# al 1% - Choc# al 1%	1962-1980 - ARI(7) Choc# al 1% - Choc# al 1%
	Quiebres: 1995	1980-1990 - ARI(7) Choc# al 1%	1980-1990 - ARI(7) Choc# al 1%	1980-1990 - ARI(7) no shocks (problema raíz)
Quiebres: 1970-1975	serie de datos	serie de datos	serie de datos	

Todas las series son integrales de primer orden al 1% (según el test ADF), excepto el PIB en Brasil y México al 5%.

Análisis de quiebre estructural con modelos ARI (series en primeras diferencias, en logaritmos)

		Chile	PIB	PIB por trabajador	PIB per cápita
Análisis de estabilidad <small>PRUEBA DE CLAU</small>	muestra completa Modelo AR : $R(1)$: des. est.	1959-2000 #702 (3.1) : 0.09 : 0.08	1959-2000 #702 (3.1) : 0.09 : 0.08	1959-2000 #702 (3.1) : 0.09 : 0.08	1959-2000 #702 (3.1) : 0.09 : 0.08
	Estabilidad de parámetros	testable en 1970-1971 y 1970-76	testable en 1970-1971 y 1970-76	testable en 1970-1971 y 1970-76	testable en 1970-1971 y 1970-76
	Cuasi cuadrado	base observ. más en 1970	base observ. más en 1970	base observ. más en 1970	base observ. más en 1970
	Promedio a un año (primer orden)	1970, 1921, 1932 1970, 1987	1970, 1921, 1932 1970, 1987	1970, 1921, 1932 1970, 1987	1970, 1921, 1932 1970, 1987
	Periodo largo de estabilidad Modelo AR : $R(1)$: des. est.	1959-1971 #671 (3) : 0.10 : 0.03	1959-1971 #671 (3) : 0.10 : 0.03	1959-1971 #671 (3) : 0.10 : 0.03	1959-1971 #671 (3) : 0.10 : 0.03
Quiebre estructural <small>PRUEBA DE CLAU</small>	(período - modelo) Quiebre: 1959-82	no rechazo no hay evidencia de que	-	-	-
	Quiebre: 1970	192 (190) : #671 (4) Clas 2 al 7%	192 (190) : #671 (4) Clas 2 al 7%	192 (190) : #671 (4) Clas 2 al 7%	192 (190) : #671 (4) Clas 2 al 7%
	Quiebre: 1970	1939-1980 : #421 (6) Clas 2 al 7%	1939-1980 : #421 (6) Clas 2 al 7%, Clas 2 al 7%	1939-1980 : #421 (6) Clas 2 al 7%	1939-1980 : #421 (6) Clas 2 al 7%
	Quiebre: 1982 (primer)	2000-1970 : #707 (7) Clas 2 al 7%	-	-	-
		Colombia	PIB	PIB por trabajador	PIB per cápita
Análisis de estabilidad <small>PRUEBA DE CLAU (Bilateral)</small>	muestra completa Modelo AR : $R(1)$: des. est.	1959-1990 #467 (4) : 0.10 : 0.021	1959-1990 #467 (4) : 0.10 : 0.021	1959-1990 #467 (4) : 0.10 : 0.021	1959-1990 #467 (4) : 0.10 : 0.021
	Estabilidad de parámetros	testable en 1920-22 Clas 2 al 7%	testable en 1920-22 Clas 2 al 7%	testable en 1920-22 Clas 2 al 7%	testable en 1920-22 Clas 2 al 7%
	Cuasi cuadrado	más hacia 1980	más hacia 1980	más hacia 1980	más hacia 1980
	Promedio a un año (primer orden)	1920-22, 1990	1920-22, 1990-82, 1990	1920-22, 1934, 1990	1920-22, 1934, 1990
	Periodo largo de estabilidad Modelo AR : $R(1)$: des. est.	1959-1970 #467 (4) : 0.10 : 0.019	1959-1970 #467 (4) : 0.10 : 0.022	1959-1970 #467 (4) : 0.10 : 0.019	1959-1970 #467 (4) : 0.10 : 0.019
Quiebre estruct. <small>PRUEBA DE CLAU (Bilateral)</small>	(período - modelo) Quiebre: 1920-1920	1959-1990 : #421 (6) Clas 2 al 7% - Clas 2 al 7%	1959-1990 : #421 (6) Clas 2 al 7% - Clas 2 al 7%	1959-1990 : #421 (6) Clas 2 al 7% - Clas 2 al 7%	1959-1990 : #421 (6) Clas 2 al 7% - Clas 2 al 7%
	Quiebre: 1920-82	1959-1990 : #421 (6) Clas 2 al 7%	1959-1990 : #421 (6) Clas 2 al 7%	1959-1990 : #421 (6) Clas 2 al 7%	1959-1990 : #421 (6) Clas 2 al 7%
		Venezuela	PIB	PIB por trabajador	PIB per cápita
Análisis de estabilidad <small>PRUEBA DE CLAU (Bilateral)</small>	muestra completa Modelo AR : $R(1)$: des. est.	1959-2000 #447 (7) : 0.09 : 0.080	1959-2000 #447 (7) : 0.09 : 0.080	1959-2000 #447 (7) : 0.09 : 0.080	1959-2000 #447 (7) : 0.09 : 0.080
	Estabilidad de parámetros	sólo hacia hacia 1920 base del intervalo	sólo hacia hacia 1920 base del intervalo	sólo hacia hacia 1920 base del intervalo	sólo hacia hacia 1920 base del intervalo
	Cuasi cuadrado	20192-1920 : 01 : 1920 : 81920	20192-1920 : 01 : 1920 : 81920	20192-1920 : 01 : 1920 : 81920	20192-1920 : 01 : 1920 : 81920
	Promedio a un año (primer orden)	1971, 1970, 1971, 1980	1971, 1970, 1971, 1980	1971, 1970, 1971, 1980	1971, 1970, 1971, 1980
	Periodo largo de estabilidad Modelo AR : $R(1)$: des. est.	1949-1971 #447 (7) : 0.10 : 0.033	1949-1971 #447 (7) : 0.10 : 0.035	1949-1971 #447 (7) : 0.10 : 0.033	1949-1971 #447 (7) : 0.10 : 0.033
Quiebre estructural <small>PRUEBA DE CLAU</small>	(período - modelo) Quiebre: 1920	1959-1920 : #447 (7) Clas 2 al 7%, Clas 2 al 7%	1959-1920 : #447 (7) Clas 2 al 7%, Clas 2 al 7%	1959-1920 : #447 (7) Clas 2 al 7%, Clas 2 al 7%	1959-1920 : #447 (7) Clas 2 al 7%, Clas 2 al 7%
	Quiebre: 1920	1920-1990 : #447 (7) no rechazo/ alta estabilidad	1920-1990 : #447 (7) no rechazo/ alta estabilidad	1920-1990 : #447 (7) no rechazo/ alta estabilidad	1920-1990 : #447 (7) no rechazo/ alta estabilidad
	Quiebre: 1970	1949-2000 : #707 (8) Clas 2 al 7%, Clas 2 al 7%	1949-2000 : #707 (8) Clas 2 al 7%	1949-2000 : #707 (8) Clas 2 al 7%	1949-2000 : #707 (8) Clas 2 al 7%
	Quiebre: 1970				

Todos los tests son integrales de primer orden al 7% (excepto el test ADF, excepto el PIB en Colombia y Venezuela al 5%).

Apéndice II: Descripción de las variables

Variables	original	en logs		tasa variación	tasa rezagada
	VAR	LVAR-LOG(VAR)	LVAR - VAR(-6)	dVAR = LVAR - LVAR1T	d2VAR = LVAR1T - LVAR2T
PIB US\$ PPA, precios de 1970	PIB	LPIB	LPIB(-1)	dPIB	d2PIB
PIB por trabajador US\$ ppa, precios de 1970	PIBT	LPIBT	LPIBT(-1)	dPIBT	d2PIBT
Esperanza de vida al nacer (años)	VIDA	LVIDA	LVIDA(-1)	dVIDA	d2VIDA
Índice de alfabetización (%)	LEE	LLEE	LLEE(-1)	dLEE	d2LEE
Inversión como % del PIB razón, promedio por década	IPIB	LPIB	LPIB(-1)		
Acervo de capital físico US\$, precios de 1970	CAP	LCAP	LCAP(-1)	dCAP	d2CAP
Población total (miles)	POP	LPOP	LPOP(-1)	dPOP	d2POP
Población Económicamente Activa (miles)	PEA	LPEA	LPEA(-1)	dPEA	d2PEA
Demanda Mundial índice de volumen, 1970=100	DEMUN			DEMUNc*	
Términos del intercambio índice, 1970=100	TINT			TINTc*	
Volatilidad términos intercambio desviación estándar por década	DETINT				
Poder compra de exportaciones índice, 1970=100	PCEXP			PCEXPc*	
Tipo de interés real de EEUU %, promedio por década	IREALEU				
Gasto público como % del PIB razón, promedio por década	GOBPIB				
Exportaciones como % del PIB razón calculada con valores en US\$	ABRAX	LABRAX	LABRAX(-1)	dABRAX	d2ABRAX
Agricultura como % del PIB razón calculada con valores constantes	AGRI	LAGRI	LAGRI(-1)	dAGRI	d2AGRI
Impuestos al comercio % del PIB razón calculada con valores corrientes	ADUTAX	LADUTAX	LADUTAX(-1)	dADUTAX	d2ADUTAX
Crisis de 1929	CRISIS29	dummy igual a "1" cerca de 1930, "0" en el resto			
Gran Depresión	DEPRES30	dummy igual a "1" durante la década de los treinta, "0" en el resto			
Crisis de la deuda de los ochenta	DEUDA80	dummy igual a "1" durante la década de los ochenta, "0" en el resto			

(*) tasa de variación calculada como promedio anual durante la década

Valores típicos promedio sobre la muestra completa

variables	valores originales (VAR)			transformacion log. (LVAR)			tasa de variacion (dVAR)		
	media	des. est.	coef. var.	media	des. est.	coef. var.	media	des. est.	coef. var.
AGRI	21,0	0,166	0,8	1,3	0,6	0,2	-0,01	0,016	-1,3
ABRAX	17,0	0,085	0,5	1,2	0,5	0,4	-0,003	0,038	-13,3
ADUTAX	28,6	22,2	0,8	2,9	1,0	0,3	-0,03	0,054	-2,1
CAP	51388	79933	1,6	9,9	1,4	0,1	0,04	0,026	0,7
DEMUN	111	151	1,4	10,5	1,1	0,1	0,04	0,03	0,7
DETINT	0,16	0,081	0,5						
GOBPIB	14,0	0,065	0,5						
INV	4506	7031	1,6						
IPIB	18,0	0,047	0,3						
IREALEU	0,01	0,042	3,0						
LEE	32,0	21,1	0,7	3,2	0,8	0,3	-0,02	0,012	-0,6
PCEXP	3150	7081	2,2	7,1	1,4	0,2	0,04	0,052	1,3
PEA	11106	14991	1,3	8,7	1,1	0,1	0,02	0,01	0,4
PIB	22567	32877	1,5	9,1	1,4	0,2	0,04	0,021	0,5
PIBT	1826	1010	0,6	7,3	0,7	0,1	0,02	0,019	1,2
PIBTEU	8847	5026	0,6	8,9	0,6	0,1	0,02	0,03	1,7
POP	29177	34880	1,2	9,7	1,0	0,1	0,02	0,008	0,4
TINT	125,5	97,3	0,8	4,6	0,6	0,1	0,001	0,043	55,0
VIDA	52,5	15,5	0,3	3,9	0,3	0,1	0,01	0,006	0,7