

Libre comercio y crecimiento: la evidencia econométrica para América Latina

HENDRIK VAN DEN BERG*

INTRODUCCIÓN

En años recientes la mayoría de los países de América Latina abandonó las políticas económicas de crecimiento hacia adentro y, para estimular el comercio internacional, desmanteló unilateralmente las restricciones cuantitativas a las importaciones y redujo los aranceles. También se pusieron en marcha acuerdos regionales de comercio, como el TLCAN, entre México, Estados Unidos y Canadá, y el Mercosur que une a Argentina, Brasil, Paraguay y Uruguay. La total reorientación de la política comercial en la zona ha sido muy radical, más aún si se considera que en el pasado inmediato el proteccionismo y la sustitución de importaciones tuvieron un fuerte arraigo.

Sin embargo, la evidencia estadística sobre la relación entre el comercio internacional y el crecimiento económico en América Latina no justifica a cabalidad ese cambio radical. Mientras que un gran número de estudios de sección cruzada confirma la hipótesis de que el comercio internacional, y sobre todo la exportación, es la locomotora del crecimiento económico, estudios de series temporales para países individuales son menos alentadores. Los estudios de causalidad de Granger contienen poca evidencia en favor de la hipótesis de que el comercio genere crecimiento en los países latinoamericanos y los resultados de las regresiones de series temporales varían mucho de un país a otro.

En este artículo se revisa la evidencia econométrica sobre la relación entre el comercio internacional y el crecimiento económico en América Latina. Se destacan algunas deficiencias de esos estudios empíricos que más adelante se corrigen por me-

dio de nuevas pruebas estadísticas. Para reducir un posible sesgo por la omisión de variables relevantes y por la simultaneidad y errores en las variables, se aplican métodos modernos de series temporales con datos provenientes de seis países latinoamericanos, tomados individualmente. Las importaciones y exportaciones se emplean para representar el comercio internacional en modelos de ecuaciones simples, así como en modelos de ecuaciones simultáneas.

El análisis de series temporales para Argentina, Brasil, Colombia, Chile, México y Venezuela muestra que los resultados contradictorios de estudios anteriores no sólo se debieron a deficiencias metodológicas. Aparentemente, la diversidad de resultados se debe a las políticas económicas comerciales que cada uno de esos países aplica. Se verá que con un régimen de política económica apropiado, las exportaciones actúan como una máquina de crecimiento en América Latina.

RESEÑA DE ANÁLISIS ECONOMETRICOS PARA AMÉRICA LATINA¹

Los estudios econométricos que han analizado la relación entre el comercio internacional y el crecimiento económico casi siempre han especificado modelos econométricos lineales, como el siguiente:

$$\text{CPIB} = a_0 + a_1 \text{CCAP} + a_2 \text{CMO} + a_3 \text{COMIN}. \quad [1]$$

1. Esta reseña sólo considera estudios econométricos. No se incluyen trabajos más generales por país, como, por ejemplo, los de Bhagwati y Kreuger en Anne Krueger, *Foreign Trade Regimes and Economic Development: Liberalization Attempts and Consequences*, Ballinger Publishing Company para la National Bureau of Economic

* Profesor del Departamento de Economía de la Universidad de Nebraska, Lincoln. El autor agradece a Jaime Almonte y a Carlos Blanco sus valiosas observaciones a este trabajo. E-mail: hvandenb@unlinfo.unl.edu.

donde CPIB, CCAP y CMO son las tasas de crecimiento del PIB, de la acumulación de capital y de la mano de obra, respectivamente, y COMIN es una medida del comercio internacional. El modelo [1] es muy parecido a la ecuación de "fuentes del crecimiento":

$$CY = CPFT + \alpha CCAP + (1 - \alpha) CMO, \quad [2]$$

derivado de la función neoclásica de producción, y en la cual CY, CCAP, CMO y CPFT son las tasas de crecimiento de la producción total, del capital, de la mano de obra y de la productividad factorial total, respectivamente. Las variables α y $(1 - \alpha)$ son las proporciones del ingreso relativo de capital y mano de obra.² Por tanto, la introducción de la variable COMIN sirve para explicar una parte de la constante en la regresión, la productividad factorial total.³

El modelo [1] es también perfectamente compatible con la teoría de crecimiento endógeno, la cual sostiene que el crecimiento económico o de la productividad son resultado de actividades o políticas económicas determinadas endógenamente. Por ejemplo, Grossman y Helpman, Edwards y Ruffin desarrollaron modelos de crecimiento en los que la transferencia del conocimiento y de la tecnología de otros países disminúa el costo de introducir nuevos conocimientos y tecnología en la economía interna.⁴ Debido a que los incrementos en tecnología y conocimiento se manifiestan como aumentos en la productividad factorial total, la especificación [1] ofrece una prueba de la hipótesis de que las políticas de promoción comercial facilitan las transferencias internacionales de conocimiento y tecnología.

Sin embargo, es posible que el modelo [1] no provea una prueba estadísticamente consistente. Los resultados de estudios econométricos previos pudieron mostrar sesgos a causa de errores

Research, Cambridge, Massachusetts, 1978, o de Michael Michaely, Demitrios Papageorgiou y Armeane Choski, *Liberalizing Foreign Trade*, vol. 7, *Lessons of Experience in the Developing World*, Basil Blackwell, Oxford, 1991.

2. Por ejemplo, supongamos que la producción, Y, es una función de la acumulación de capital, K, y empleo, L, de acuerdo con la función $Y = e^{\rho} K^{\alpha} L^{1-\alpha}$. Expresando Y en logaritmos y diferenciando, se obtiene la ecuación [2].

3. Este resultado lo han señalado muchos autores, entre ellos Joaquín A. Cottani, Domingo F. Cavallo y M. Shahbaz Khan, "Real Exchange Rate Behavior and Economic Performance in LDC's", *Economic Development and Cultural Change*, vol. 39, 1991, pp. 61-76; Rudiger Dornbusch, "The Case for Trade Liberalization in Developing Countries", capítulo 5 en R. Dornbusch, *Stabilization, Debt, and Reform, Policy Analysis for Developing Countries*, Prentice Hall, Englewood Cliffs, Nueva Jersey, 1993, pp. 83-99; Rostam M. Kavoussi, "Export Expansion and Economic Growth, Further Empirical Evidence", *Journal of Development Economics*, vol. 14, 1984, pp. 241-250, y Anne Krueger, "Trade Policy as an Input to Development", *American Economic Review*, vol. 70, núm. 2, 1980, pp. 288-292.

4. Sebastian Edwards, "Trade Orientation, Distortions and Growth in Developing Countries", *Journal of Development Economics*, vol. 39, 1992, pp. 31-57; Gene M. Grossman y Elhanan Helpman, *Innovation and Growth in the Global Economy*, Massachusetts Institute of Technology Press, Cambridge, 1991, y Roy J. Ruffin, "Endogenous Growth and International Trade", *Research Paper*, núm. 9332, Federal Reserve Bank of Dallas, agosto de 1993.

en variables, variables omitidas, variables no estacionarias y la simultaneidad entre variables dependientes e independientes.

Errores en variables

Por las limitaciones de datos, la relación entre la inversión y el PIB, I/Y, y el crecimiento de la población total, CPOP, a menudo han sustituido las variables CCAP y CMO del modelo 1. El crecimiento real de las exportaciones, CREX, normalmente ha servido como una aproximación a COMIN. Así, el modelo más utilizado ha sido el siguiente:

$$CPIB = a_0 + a_1(I/Y) + a_2 CPOP + a_3 CREX \quad [3]$$

Pero esta especificación probablemente produce estimaciones sesgadas.

En el caso del CPOP, si la productividad de la mano de obra no es igual en cada uno de los países incluidos en un estudio de sección cruzada (o si la productividad cambia de un año a otro en estudios de series temporales), las estimaciones del coeficiente a_3 de la variable COMIN, o CREX, probablemente serán sesgadas. Si por casualidad las exportaciones y la educación crecieran más rápidamente en economías con altos niveles de crecimiento del PIB y si el CPOP no se ajusta para el capital humano y la educación, las técnicas estadísticas clásicas de sección cruzada atribuirán erróneamente a la variable CREX los cambios en la producción total cuando, de hecho, éstos fueron resultado de los incrementos en la productividad de la mano de obra.

Otras variables de la ecuación [3] también son imprecisas. I/Y no es necesariamente una buena aproximación para CCAP porque ignora la depreciación del capital. Además, el crecimiento de las exportaciones, CREX, no representa todas las influencias económicas ejercidas por el comercio internacional. Aunque el éxito de los tigres asiáticos y su modelo económico de promoción de exportaciones lógicamente ha concentrado toda la atención sobre el papel de aquéllas en el desarrollo económico, las importaciones también son relevantes para el crecimiento económico. Éstas pueden mejorar la productividad no sólo porque eliminan la escasez crítica de insumos y equipamientos, sino también porque proporcionan mejores insumos y, en el caso de bienes de capital, facilitan la entrada al país de nuevas tecnologías.⁵ La mayoría de las economías latinoamericanas racionó las importaciones y su escasez puede haber afectado seriamente el crecimiento económico. Si las compras externas son verdaderamente importantes, entonces el popular modelo [3] está mal especificado.

5 Por ejemplo, la bien conocida teoría de brechas gemelas (*twin gap*) se centra en la falta de recursos para adquirir las importaciones necesarias. Recientemente, una orientación hacia el exterior parece haber ayudado a algunos países a mantener el acceso a los préstamos del exterior y por este motivo evitar las crisis financieras que devastaron muchas economías latinoamericanas después de 1982. Véanse, por ejemplo, J. Eaton y M. Gersovitz, "LDC Participation in International Financial Markets", *Journal of Development Economics*, vol. 35, 1991, pp. 93-116, y M.S. Khan y M.D. Knight, "Import Compression and Export Performance in Developing Countries", *Review of Economics and Statistics*, vol. 70, 1988, pp. 315-321.

Datos de sección cruzada

A pesar del potencial de sesgo por errores en las variables, se han utilizado ampliamente especificaciones semejantes al modelo [3] con datos de sección cruzada. En numerosos estudios que emplean ésta el tamaño de las muestras y los períodos observados varía, pero en todos se confirma una relación directa significativa entre el comercio internacional y el crecimiento económico.⁶ En las muestras de la mayoría de dichos estudios se incluye a los países latinoamericanos. Por tanto, los resultados parecían justificar empíricamente la liberalización comercial en la zona. Sin embargo, es muy arriesgado usar resultados de regresiones de sección cruzada para hacer inferencias acerca de cada uno de los países incluidos en la muestra o analizar la política económica interna de una nación en particular.

El uso de muestras de sección cruzada también introduce serios problemas de estimación. Los estimadores de modelos como el [1] asumen de manera implícita que las funciones de producción son idénticas en todos los países de la muestra. Si las funciones de producción varían entre los países, como ciertamente es el caso, entonces la relación entre comercio y crecimiento no podrá estimarse correctamente con el modelo [1].⁷ Además, el sesgo originado por la omisión de variables puede distorsionar los resultados porque no se midieron o estimaron muchos factores (culturales, políticos, ambientales, etc.) de gran importancia para el crecimiento económico pero diferentes para cada país en concreto.

Recientemente se señaló que las regresiones de sección cruzada también generarán resultados inconsistentes si las variables empleadas son valores medios de series temporales no estacionarias.⁸ Los estudios de sección cruzada han usado promedios de series temporales de períodos de cinco, diez o aun veinte años en lugar de observaciones simples; dichos promedios reducen

6. Véanse, por ejemplo, David Dollar, "Outward-oriented Developing Economies Really Do Grow More Rapidly: Evidence from 95 LDCs, 1976-1985", *Economic Development and Cultural Change*, vol. 40, núm. 3, 1992, pp. 523-544; Sebastian Edwards, *Exchange Rate Misalignment in Developing Countries*. The Johns Hopkins University Press, Baltimore, 1988; David Greenaway y Chong Hyun Nam, "Industrialization and Macroeconomic Performance in Developing Countries under Alternative Trade Strategies", *Kyklos*, vol. 41, 1988, pp. 419-435; R.M. Kavoussi, *op. cit.*; Demetrios Moschos, "Exports and Economic Growth: Some Additional Evidence", *Economic Development and Cultural Change*, vol. 33, 1985, pp. 415-425, y William G. Tyler, "Growth and Export Expansion in Developing Countries", *Journal of Development Economics*, vol. 9, 1981, pp. 121-130. Véanse también las reseñas de Sebastian Edwards, "Openness, Trade Liberalization, and Growth in Developing Countries", *Journal of Economic Literature*, vol. 31, 1993, pp. 1358-1393, y David Greenaway y David Sapsford, "What Does Liberalization Do for Exports and Growth?", *Weltwirtschaftliches Archiv*, vol. 129, 1994, pp. 153-173.

7. Steven N. Durlauf y Paul A. Johnson, "Multiple Regimes and Cross-Country Growth Behavior", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 10, 1995, pp. 365-384. Los autores muestran definitivamente que las funciones de producción de diferentes países no son idénticas.

8 Hendrik Van den Berg y James R. Schmidt, "Foreign Trade and Economic Growth: Time Series Evidence from Latin America", *The Journal of International Trade & Economic Development*, vol. 3, núm. 3, 1994, pp. 249-268.

el "ruido" de variaciones cíclicas o efectos exógenos excepcionales. Sin embargo, si una variable incluida en los estudios de sección cruzada no es estacionaria, como a menudo es el caso, el valor del promedio calculado no representa la media verdadera de las series. La media de una serie temporal no estacionaria con tendencia, por supuesto, siempre cambia con el tiempo y la serie tiene una varianza infinita cuando exhibe tendencia estocástica (raíz unitaria). Técnicamente dichas series no tienen media definida y por tanto los resultados de una regresión usando promedios calculados no son claros.

El uso de series temporales y las pruebas de causalidad de Granger

Las deficiencias de los estudios de sección cruzada han llevado a algunos investigadores a usar datos de series temporales por país. Hay métodos modernos de series temporales para generar estimaciones consistentes con variables no estacionarias. Además, el análisis de las series temporales para cada país puede reducir el sesgo causado por variables omitidas. Por supuesto, los resultados serán más indicativos de la relación entre comercio y crecimiento en un país específico, lo cual es muy importante para el análisis de las políticas económicas de los distintos países latinoamericanos.

Casi todos los estudios pioneros de series temporales que pretendían encontrar la relación entre el comercio internacional y el crecimiento económico efectuaron pruebas de causalidad de Granger y no análisis de regresión. La regresión de Granger se especifica como sigue:

$$X_t = \sum_{i=1}^n a_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^m b_j Y_{t-j} + u_t, \quad [4]$$

$$Y_t = \sum_{i=1}^m c_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^n d_j X_{t-j} + v_t.$$

Las variables u y v son independientes y aleatorias con media cero. La variable Y causa X si la hipótesis $H_0: b_j = 0, j = 1, \dots, m$ se puede rechazar. De manera análoga, X causa Y si la hipótesis $H_0: d_j = 0, j = 1, \dots, n$ puede rechazarse. Si ambas hipótesis se pueden rechazar, se dice que hay causalidad bidireccional. El número de retardos se escoge utilizando, por ejemplo, el bien conocido criterio AIC de Akaike.⁹

En las pruebas de su análisis de causalidad de Granger, Woo Jung y Peyton Marshall usaron promedios del período 1950-1980 de 37 economías en desarrollo.¹⁰ Sus resultados mostraron que, entre los 18 países latinoamericanos y del Caribe incluidos en su muestra, sólo las exportaciones de Costa Rica y Ecuador causaron un aumento en la tasa de crecimiento del PIB. En contras-

9. H. Akaike, "Information Theory and the Extension of the Maximum Likelihood Principle", en B. N. Petrov y F. Caski (comps.), *2nd International Symposium on Information Theory*, Budapest, Akademiai Kiadó, 1973.

10 Woo S. Jung y Peyton J. Marshall, "Exports, Growth and Causality in Developing Countries", *Journal of Development Economics*, vol. 18, 1985, pp. 1-12.

te, el crecimiento del PIB *causó* un aumento en la tasa de crecimiento de las exportaciones en Chile y Perú.

Santo Dodaro siguió el enfoque de Jung y Marshall, pero incrementó a 87 el número de países de la muestra, entre ellos 24 latinoamericanos.¹¹ Sus observaciones fueron valores promedio del período 1967-1986. Encontró que el crecimiento en las exportaciones causó un aumento en la tasa de crecimiento real del PIB sólo en Costa Rica y El Salvador. Dodaro encontró la causalidad inversa, del PIB a las exportaciones, para Chile, Guatemala, Haití y Nicaragua.

Peter Chow desarrolló pruebas de causalidad sobre el crecimiento de las exportaciones y la producción industrial en el período 1960-1980 para ocho países de industrialización reciente, incluyendo tres de América Latina.¹² No se encontró causalidad en Argentina y se confirmó la causalidad bidireccional en Brasil. La causalidad fue unidireccional, de las exportaciones al crecimiento, únicamente en México.

Mohsen Bahmani-Oskooee y Janardhanan Alse criticaron estos estudios de causalidad porque no se verificó si las series temporales eran estacionarias antes de efectuar las pruebas de causalidad.¹³ Esos autores aplicaron pruebas rigurosas para determinar la presencia de raíces unitarias y pruebas de cointegración en nueve países en vías de desarrollo de los que se contaba con datos trimestrales. Confirmaron una raíz unitaria en cada una de las series temporales y además que estaban cointegradas; por tanto, estimaron modelos de corrección del error. Asimismo, confirmaron la causalidad bidireccional entre el crecimiento de las exportaciones y el crecimiento del PIB en ocho de los nueve países de la muestra. Colombia fue el único país latinoamericano incluido en ésta. Sin embargo, no es claro si fueron los métodos consistentes de series temporales o los datos trimestrales los responsables de los resultados más positivos. Si la relación entre el comercio internacional y el crecimiento económico es contemporánea, los datos con sólo un trimestre de retraso pueden todavía permitir a los métodos estadísticos capturar la relación, lo cual no fue posible con los datos con retraso de un año.

Regresiones de series temporales

La validez de los resultados de las pruebas de causalidad de Granger se ha cuestionado. Primero porque la simple formulación de las regresiones de causalidad carece de fundamentos teóricos. Después debido a que la relación entre las dos variables, como por ejemplo CREX y CPIB, se examina de forma aislada y los efectos de otras variables se pasan por alto.¹⁴ En teo-

ría, relaciones más prometedoras como el modelo [1] pueden, por supuesto, probarse con datos de series temporales usando el método de regresión. Si la relación entre comercio internacional y crecimiento económico es una relación contemporánea, como sugieren los resultados de las pruebas de causalidad, el análisis de regresión es el enfoque correcto en cualquier caso.

Dominick Salvatore y Thomas Hatcher usaron datos de series temporales y un modelo similar a la ecuación [3], excepto en que el nivel de industrialización fue añadido como una variable independiente.¹⁵ Para estimar su modelo de regresión usaron observaciones anuales del período 1963-1985 para cada uno de los 26 países. En cuanto a los diez países latinoamericanos de la muestra, el coeficiente para CREX resultó ser significativamente positivo para Argentina, Chile, Colombia, República Dominicana, El Salvador, Honduras y Uruguay, pero no para México, Nicaragua y Perú. Salvatore y Hatcher no realizaron ninguna prueba para verificar la presencia de raíces unitarias en las series temporales.

Hendrik Van den Berg y James Schmidt efectuaron pruebas de raíces unitarias antes de usar el modelo de regresión 3 para 17 países latinoamericanos y datos de series temporales para el período 1960-1987.¹⁶ Cuando fue necesario también realizaron pruebas de cointegración. Después de esto, y con estricto apego a las pruebas de raíces unitarias y de cointegración, especificaron versiones del modelo [3] para tratar con los comportamientos temporales indicados. Los resultados confirmaron una relación positiva entre CREX y CPIB a través del tiempo para la mayoría, pero no para todas, las economías latinoamericanas. Las excepciones fueron Argentina, Bolivia, Brasil y Venezuela.

Sesgo de simultaneidad

Mientras que el uso de los datos y de los métodos modernos de series temporales pueden resolver algunos de los problemas de estimación asociados con estudios del tipo sección cruzada, modelos como el [1] o el [3] todavía adolecen de un potencial sesgo de simultaneidad. Varios investigadores han sugerido que, como las exportaciones e importaciones son componentes del PIB, es inevitable que el modelo [1] o [3] sobrestime la relación comercio/crecimiento. Algunos de ellos, aún después de reconocer el problema del sesgo de simultaneidad, justificaron el uso del modelo 1 de cualquier manera.¹⁷ Entre otras cosas, argumentaron que el uso de las tasas de crecimiento de las variables en

11. Santo Dodaro, "Exports and Growth: A Reconsideration of Causality", *Journal of Developing Areas*, vol. 27, 1993, pp. 227-244.

12. Peter C.Y. Chow, "Causality Between Export Growth and Industrial Development - Empirical Evidence from the NIC's", *Journal of Development Economics*, vol. 26, 1987, pp. 55-63.

13. Mohsen Bahmani-Oskooee y Janardhanan Alse, "Export Growth and Economic Growth: An Application of Cointegration and Error-Correction Modeling", *Journal of Developing Areas*, vol. 27, 1993, pp. 535-542.

14. Los estudios de causalidad han sido criticados por otras razones. Edward E. Leamer ("Vector Autoregressions for Causal Infe-

rence?", *Carnegie Rochester Series on Public Policy*, vol. 22, North Holland, Amsterdam, 1985) señaló que el término precedencia define mejor la metodología Granger, y precedencia, igual a la correlación contemporánea, no necesariamente implica causalidad. José María Otero (*Econometría, series temporales y predicción*, Editorial AC, Madrid, 1993) señala que las pruebas son muy sensibles al número de retardos, lo que reduce mucho la confianza en las conclusiones.

15. Dominick Salvatore y Thomas Hatcher, "Inward Oriented and Outward Oriented Trade Strategies", *The Journal of Development Studies*, vol. 27, 1991, pp. 7-25.

16. Hendrik Van den Berg y James Schmidt, *op cit*.

17. Véase, por ejemplo, Bela Balassa, "Exports and Economic Growth: Further Evidence", *Journal of Development Economics*, vol.

una relación de producción evita la identidad estricta entre el PIB y sus componentes.

Sin embargo, otros investigadores se sintieron obligados a modificar sus especificaciones. Michael Michaely usó la proporción de exportaciones al PIB, en lugar del crecimiento de las exportaciones, en el modelo [1].¹⁸ Los resultados de sección cruzada obtenidos por Michaely fueron aún positivos. Edmund Sheehey usó variables exógenas instrumentales para COMIN en el modelo [1].¹⁹ Encontró que “los efectos positivos de reasignar los recursos económicos hacia las exportaciones estaban restringidos a una sección cruzada limitada de países en vías de desarrollo más industrializados en la década de los sesenta, el cual fue un período de fuerte crecimiento para el comercio internacional”.²⁰ Sin embargo, no es claro si la debilidad en los resultados se debió a la eliminación del sesgo de simultaneidad, como es esperado, o al uso de instrumentos inapropiados.

El problema del sesgo de simultaneidad se puede resolver, por supuesto, usando un modelo de ecuaciones simultáneas que especifique explícitamente la posible relación bidireccional entre las variables. Éste fue el enfoque de Ronald Sprout y James Weaver, quienes especificaron la ecuación [1] como la primera de tres ecuaciones en un modelo de regresión de ecuaciones simultáneas que ellos estimaron para 72 países en vías de desarrollo.²¹ Sus variables de sección cruzada fueron promedios de las observaciones anuales de 1970 a 1984. Aunque Sprout y Weaver confirmaron una sólida relación entre el crecimiento de las exportaciones y el crecimiento del PIB, también encontraron una relación directa y débil entre el crecimiento y las exportaciones en su modelo de ecuaciones simultáneas.

Además, Sprout y Weaver dividieron su muestra en “pequeños exportadores de productos primarios”, “pequeños exportadores de productos no primarios”, y “grandes países en vías de desarrollo”. En los últimos dos grupos, los coeficientes para CREX fueron significativos y similares en magnitud a los encontrados en estudios de sección cruzada de una sola ecuación, pero para el primer grupo el CREX no estuvo relacionado significativamente con el crecimiento del PIB. Por tanto, en este caso los análisis de sección cruzada no soportaron uniformemente la hipótesis de una relación directa entre el comercio internacional y el crecimiento económico. Según parece, el crecimiento de las exportaciones es importante en algunos países pero no en otros.

Hadi Esfahani también estimó un modelo de tres ecuaciones con datos de sección cruzada, incorporando el CRIM en su primera ecuación, una función de producción que de otra manera es similar al modelo [1].²² Comparado con los resultados de re-

gresiones uniecuacionales de sección cruzada, los coeficientes de la variable de CREX fueron en general menos significativos en su modelo y las importaciones parecieron ser más importantes para el crecimiento económico que las exportaciones.

Resumen de los resultados de estudios anteriores

Los estudios de sección cruzada confirman una relación positiva y significativa entre el comercio internacional y el crecimiento económico, pero los resultados de estudios de series temporales para países latinoamericanos individuales no han sido concluyentes. Específicamente, en los estudios de causalidad que utilizan el método de Granger se encontró poca evidencia en favor de la causalidad entre el comercio y el crecimiento económico en América Latina. Las regresiones de series temporales para los países latinoamericanos produjeron resultados contradictorios. El cuadro 1 resume los resultados de estos estudios de series temporales.

Esa evidencia econométrica, ya no muy clara, se oscurece todavía más con las inquietudes acerca de la falta de estacionariedad de las variables de series temporales, la relevancia de los resultados de sección cruzada por país, la posibilidad de que el sesgo de simultaneidad haya exagerado los resultados y la inexactitud de las variables usadas en los modelos econométricos. Sin embargo, estas inquietudes se pueden resolver como se muestra a continuación. En el análisis econométrico que sigue se emplean medidas más exactas de capital, mano de obra y comercio internacional para Argentina, Brasil, Colombia, Chile, México y Venezuela. Se utilizan los métodos modernos de series temporales, analizándose cada país de forma individual. De esta manera no sólo se obtienen resultados consistentes, a pesar de la presencia de variables no estacionarias, sino también relevantes de cada uno de los seis países. De acuerdo con estas técnicas modernas, se efectuaron pruebas de raíces unitarias de todas las series temporales y los métodos de estimación y las especificaciones se ajustaron conforme a los resultados de estas pruebas. Por último, para averiguar si la simultaneidad ha sesgado los resultados anteriores, se estimaron modelos de regresión de ecuaciones simples y de ecuaciones simultáneas.

MEDIDAS MEJORADAS DE CAPITAL Y MANO DE OBRA

Los resultados de estudios anteriores podrían mostrar sesgos por el uso de medidas inexactas de la acumulación de capital y de la mano de obra, como se señaló, cuando se usaron especificaciones como las de la ecuación [3] en lugar de la [1]. También, la variable CREX pudiera no representar con exactitud el comercio internacional y todos sus canales de influencia en el crecimiento económico.

Afortunadamente se dispone de aproximaciones más exactas para las variables especificadas en la ecuación [1]. La acumulación total de capital para Argentina, Brasil, Colombia, Chile, México y Venezuela, calculada por Andre Hofman, proporciona series temporales de CCAP hasta 1989. Para generar

5. 1978, pp. 181-189; Gershon Feder, “On Exports and Economic Growth”, *Journal of Development Economics*, vol. 12, 1982, pp. 59-73; William G. Tyler, *op. cit.*, y Rati Ram, *op. cit.*

18. Michael Michaely, “Exports and Growth”, *Journal of Development Economics*, vol. 4, 1977, pp. 49-53.

19. Edmund J. Sheehey, “Exports and Growth: Additional Evidence”, *The Journal of Development Studies*, vol. 28, 1992, p. 733.

20. *Ibid.*

21. Ronald V. A. Sprout y James H. Weaver, “Exports and Economic Growth in a Simultaneous Equations Model”, *The Journal of Developing Areas*, vol. 27, 1993, pp. 289-306.

22. Esfahani, *op. cit.*

RESUMEN DE RESULTADOS DE ESTUDIOS ECONÓMICOS DE SERIES TEMPORALES. COMERCIO INTERNACIONAL Y CRECIMIENTO ECONÓMICO EN AMÉRICA LATINA

Estudio	Muestra	Método	Resultados
<i>Estudios de causalidad</i>			
Jung y Marshall (1985)	Períodos variables: Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, República Dominicana, Ecuador, El Salvador, Guatemala, Guyana, Honduras, Jamaica, México, Paraguay, Perú, Uruguay, Venezuela	Crecimiento del PIB y crecimiento de las exportaciones	El crecimiento de las exportaciones causa aumento del PIB en no más de 4 de los 37 países; sólo Costa Rica y Ecuador en América Latina
Dodaro (1993)	1967-1986: Argentina, Barbados, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, República Dominicana, Ecuador, El Salvador, Guatemala, Guyana, Haití, Honduras, Jamaica, México, Nicaragua, Panamá, Paraguay, Perú, Surinam, Trinidad y Tabago, Uruguay, Venezuela	Crecimiento del PIB y crecimiento de las exportaciones	El crecimiento de las exportaciones causa aumento del PIB en Costa Rica y El Salvador
Chow (1987)	1960-1980: 8 países, incluyendo Argentina, Brasil y México	Crecimiento de las exportaciones y de la producción industrial	Causalidad bidireccional en Brasil; crecimiento de las exportaciones a producción en México
Bahmani-O. y Alse (1993)	1973-1988: Colombia	Crecimiento del PIB y crecimiento de las exportaciones	Causalidad bidireccional para todos, incluso Colombia
<i>Análisis de regresión</i>			
Dodaro (1993)	1967-1986: Argentina, Barbados, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, República Dominicana, Ecuador, El Salvador, Guatemala, Guyana, Haití, Honduras, Jamaica, México, Nicaragua, Panamá, Paraguay, Perú, Surinam, Trinidad y Tabago, Uruguay, Venezuela	Crecimiento del PIB y crecimiento de las exportaciones	Crecimiento significativo de las exportaciones en Barbados, Bolivia, Colombia, Costa Rica, Ecuador, El Salvador, Guatemala, Guyana, Haití, Honduras, Panamá, Trinidad y Tabago, Uruguay
Ram (1987)	1960-1982: 88 países	Función de producción (MCO), ¹ crecimiento de las exportaciones, I/Y, crecimiento de la mano de obra, gobierno	Crecimiento significativo de las exportaciones en 38 de 88 países, mas no relata resultados de países individuales
Salvatore y Hatcher (1991)	1963-1985: Argentina, Chile, Colombia, República Dominicana, El Salvador, Honduras, México, Nicaragua, Perú, Uruguay	Función de producción, ¹ crecimiento de las exportaciones, I, crecimiento de la industria	Crecimiento significativo de las exportaciones en Argentina, Chile, Colombia, República Dominicana, El Salvador, Honduras, Uruguay
Greenaway y Sapsford (1994)	1957-1985: Brasil, Colombia, Perú	Función de producción ¹ crecimiento de las exportaciones, I/Y, crecimiento de la mano de obra	Crecimiento significativo de las exportaciones en Perú
Van den Berg y Schmidt (1994)	Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, República Dominicana, Ecuador, El Salvador, Guatemala, Honduras, México, Nicaragua, Paraguay, Perú, Uruguay, Venezuela	Función de producción (corrección de errores) crecimiento de las exportaciones, I/Y, crecimiento de la mano de obra	Crecimiento significativo de las exportaciones en Chile, Colombia, Costa Rica, República Dominicana, Ecuador, El Salvador, Guatemala, Honduras, México, Nicaragua, Paraguay, Perú, Uruguay

1 . Mínimos cuadrados ordinarios.

series del CMO se ajustan las cifras disponibles sobre la PEA por edad y nivel educativo.²³

23. Andre A. Hofman, "Capital Accumulation in Latin America: A Six Country Comparison for 1950-89", *Review of Income and Wealth*, serie 38, 1992, p. 365-401. Para calcular la acumulación de capital para los años 1950-1989 este autor emplea el método de inventario perpetuo y estimaciones anuales de la inversión. La estimación para 1990 se generó con datos de inversión y el promedio de las tasas de depreciación que Hofman parece haber supuesto para los años 1980-1989.

En lugar de usar una única variable, como el CREX, para representar el comercio internacional (COMIN) se añade al modelo [1] una segunda variable que representa el CRIM, lo que resulta en el siguiente modelo:

$$CPIB = a_0 + a_1CCAP + a_2CMO + a_3CREX + a_4CRIM \quad [4]$$

Este modelo captura los efectos separados de las exportaciones e importaciones y por tanto elimina una fuente potencial de

C U A D R O 2

AMÉRICA LATINA: PRUEBAS DE PHILLIPS-PERRON, 1960-1990¹

	Argentina	Brasil	Colombia	Chile	México	Venezuela
Crecimiento del PIB	-4.83 ^a	-4.39 ^a	-3.33 ^a	-7.34 ^a	-3.54 ^{a,b}	-3.79 ^a
	-7.08 ^a	-11.05 ^a	-8.08 ^a	-9.71 ^a	-6.86 ^a	-8.38 ^a
Crecimiento de la mano de obra	-3.91 ^a	-1.90 ^b	-2.08 ^b	-1.11	-1.39 ^a	-2.01 ^{a,b}
	-8.97 ^a	-5.48 ^a	-5.11 ^a	-5.36 ^a	-6.38 ^a	-5.87 ^a
Crecimiento de la acumulación de capital	0.32	-0.92	-1.43	-1.65	-1.74 ^b	-1.62
	-4.51 ^a	-2.94 ^a	-3.21 ^a	-3.26 ^a	-3.55 ^a	-3.01 ^a
Crecimiento de las exportaciones	-5.02 ^a	-4.20 ^a	-6.44 ^a	-5.16 ^a	-3.66 ^a	-4.75 ^a
	-10.59 ^a	-8.66 ^a	-14.17 ^a	-9.64 ^a	-7.98 ^a	-9.59 ^a
Crecimiento de las importaciones	-4.34 ^a	-3.68 ^a	-6.45 ^a	-5.07 ^a	-3.31 ^a	-4.50 ^a
	-7.95 ^a	-8.47 ^a	-16.60 ^a	-3.24 ^a	-5.33 ^a	-9.90 ^a
Crecimiento del PIB por persona	-5.00 ^a	-4.34 ^a	-3.54 ^a	-4.37 ^a	-3.39 ^a	-4.92 ^{a,b}
	-7.88 ^a	-4.34 ^a	-6.80 ^a	-8.26 ^a	-7.11 ^a	-9.21 ^a
Nivel del PIB por persona	-1.60	-1.39	-2.23 ^b	-2.12 ^b	-0.83 ^b	-1.55 ^b
	-5.40 ^a	-3.68 ^a	-3.44 ^a	-4.30 ^a	-3.41 ^a	-4.25 ^a
Crecimiento compensado de las tasas de crecimiento del PIB	-3.66 ^{a,b}	-3.66 ^{a,b}	-3.66 ^{a,b}	-3.66 ^{a,b}	-3.84 ^a	-3.66 ^{a,b}
	-7.03 ^a	-7.03 ^a	-7.03 ^a	-7.03 ^a	-7.11 ^a	-7.03 ^a
Capital extranjero que ingresa al país	-2.08	-1.97	-2.29	-2.36	-1.71	-3.25 ^a
	-3.47 ^a	-4.46	-4.62 ^a	-6.54 ^a	-3.65 ^a	-5.62 ^a
Tasa de crecimiento real	-2.90 ^a	-2.02	-1.02 ^b	-1.73	-2.14	-1.69 ^{a,b}
	-6.93 ^a	-4.23 ^a	-3.19 ^a	-5.11 ^a	-7.11 ^a	-8.18 ^a

1. Prueba de Phillips-Perron ("Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, vol. 75, 1988, pp. 335-346) con constante, y con retardos de tres períodos (de acuerdo con la fórmula de William Schwert, "Tests for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation," *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 7, 1989, pp. 147-159). a. Nivel de significación de 90%. Intervalo de confianza: Wayne A. Fuller, *Introduction to Statistical Time Series*, Wiley, Nueva York, 1976, cuadro 8.5.2, p. 373, para las pruebas sin tendencia temporal; David A. Dickey y Wayne A. Fuller, "Distributions of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 74, 1979, cuadro VI, p. 1063, para las pruebas con tendencia temporal. b. Prueba de Phillips-Perron con constante y tendencia temporal.

sesgo por la omisión de variables que pudieron haber inflado el coeficiente de CREX en las regresiones de los modelos como [3].²⁴

REGRESIONES DE SERIES TEMPORALES

Los procedimientos requeridos para estimar apropiadamente el modelo [4] con datos de series temporales dependen de las combinaciones de las variables estacionarias o no estacionarias del modelo. Las regresiones de series temporales tienden a generar falsos resultados si las variables no son estacionarias. En tal caso, las pruebas econométricas convencionales están sesgadas hacia encontrar una relación significativa entre las variables en niveles cuando de hecho no existe ninguna relación.²⁵ Cuando las variables no son estacionarias es frecuente que se acuda a la diferenciación de las variables. Las estimaciones serán consistentes si las primeras diferencias son estacionarias y si las variables de la ecuación no están cointegradas. Por supuesto, los

24. La ecuación [4] es semejante a la primera ecuación del modelo de ecuaciones simultáneas de Esfahani, *op. cit.*, descrito en la sección anterior.

25. Conocido como el problema de una regresión espuria, el cual fue popularizado y estudiado extensivamente por C. W. J. Granger y Paul Newbold, "Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics*, vol. 2, 1974, pp. 111-120.

coeficientes de las variables diferenciadas sólo revelan relaciones de corto plazo.

El método normal para detectar comportamiento no estacionario entre las series temporales es probar la presencia de una raíz unitaria. La prueba Phillips-Perron (PP) es especialmente adecuada para analizar series temporales cuyas diferencias siguen procesos autorregresivos de medias móviles integradas, ARMA(p,q), de orden desconocido.²⁶ Esta tolerancia puede ser importante cuando se usan datos de series temporales de las economías relativamente inestables de América Latina.

El cuadro 2 muestra los resultados de las pruebas PP. La frecuente confirmación de las raíces unitarias que se aprecia en el cuadro parece indicar que muchos estudios empíricos fueron deficientes porque ignoraron el comportamiento temporal de las variables. Las series CCAP de cada uno de los seis países contienen raíces unitarias, mientras que en las series de CMO la raíz unitaria se presenta en todos los países, menos Argentina. Por tanto, la variable CCAP se debe diferenciar para todos los países, CMO solamente para Brasil, Chile, Colombia, México y Venezuela. Las pruebas PP no descubrieron raíces unitarias en ningunas de las series CPIB, CREX, y CRIM.²⁷ Se añade la variable *t*, que representa el tiempo, para capturar cualquier tendencia determinística.

26. Véase P. C. B. Phillips y P. Perron, "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, vol. 75, 1988, pp. 335-346.

27. Por tanto no puede haber cointegración entre todas las variables. Consecuentemente, métodos más complejos, como los modelos

C U A D R O 3

ESTIMACIONES DE LOS COEFICIENTES DE LOS MODELOS DE REGRESIÓN [1] Y [4]

	Constante	Crecimiento de la acumulación de capital	Crecimiento de la mano de obra	Crecimiento de las exportaciones	Crecimiento de la importaciones	Tiempo
Categoría 1. Crecimiento de la acumulación de capital diferenciado						
Argentina	0.0940 (0.92)	<i>5.8071</i> (3.27) ^a	- 2.1799 (- 0.65)	0.0015 (0.03)	-	- 0.1938 (- 0.18)
	- 0.0380 (- 0.37)	<i>3.5931</i> (2.00) ^b	<i>2.2051</i> (0.64)	- 0.0090 (- 0.02)	0.0937 (2.68) ^a	- 0.0009 (- 0.96)
Categoría 2. Crecimiento de la acumulación de capital y crecimiento de la mano de obra diferenciados						
Brasil	0.0887 (5.38) ^a	<i>2.7481</i> (2.28) ^a	<i>2.9256</i> (1.15)	0.0837 (1.39) ^a	-	- 0.0019 (- 2.32) ^a
	0.0898 (5.19) ^a	<i>2.9578</i> (2.07) ^a	<i>3.0073</i> (1.16)	0.0891 (1.38) ^a	- 0.0123 (- 0.29)	- 0.0019 (- 2.25) ^a
Colombia	0.0564 (6.56) ^a	<i>1.1616</i> (0.86)	<i>0.6276</i> (0.76)	0.0406 (2.80) ^a	-	- 0.0007 (- 1.51) ^c
	0.0531 (6.38) ^a	<i>0.7870</i> (0.70)	- 0.5376 (- 0.72)	0.0388 (3.42) ^a	0.0369 (3.65) ^a	- 0.0007 (- 1.56) ^c
Chile	0.0320 (1.14)	<i>4.1265</i> (2.08) ^a	- 0.6047 (- 0.19)	0.0595 (1.23)	-	- 0.0002 (- 0.12)
	0.0293 (0.82)	<i>4.1151</i> (2.03) ^b	- 0.5592 (- 0.17)	0.0577 (1.15)	0.0427 (0.13)	- 0.0002 (- 0.17)
México	0.0786 (9.57) ^a	<i>1.6151</i> (6.33) ^a	- 0.1389 (- 0.53)	0.0629 (3.11) ^a	-	- 0.0018 (- 4.20) ^a
	0.0787 (9.57) ^a	<i>1.5074</i> (3.00) ^a	- 0.1499 (- 0.55)	0.0603 (2.47) ^a	0.0064 (0.24)	- 0.0018 (- 3.66) ^a
Venezuela	0.0800 (5.75) ^a	<i>1.9339</i> (3.04) ^a	- 0.4448 (- 0.36)	0.0154 (0.68)	-	- 0.0022 (- 3.13)
	0.0686 (5.10) ^a	<i>1.1834</i> (1.81) ^b	- 0.3917 (- 0.35)	- 0.0002 (- 0.01)	0.0800 (2.49) ^a	- 0.0019 (- 2.25) ^a

Notas: Los números entre paréntesis son las estadísticas *t*; las cifras en cursivas son variables diferenciadas. Nivel de significación: a, 99%; b, 95%; c, de 90 por ciento.

El cuadro 3 presenta los resultados de la regresión utilizando tanto el modelo [1] como el [4], cada uno especificado de acuerdo con las pruebas PP de raíces unitarias. En ambos modelos, CREX y CPIX están directamente relacionados al nivel de significación de 95% en Colombia y México y de 90% en Brasil. El coeficiente de CREX es débilmente significativo en Chile, al nivel de 75%, solamente cuando se usa el modelo [1]. Estos resultados se aproximan a los de Van den Berg y Schmidt, ya citados, quienes usaron el modelo [3] con sus inherentes errores en las variables.

Al comparar los resultados de los dos modelos se aprecia que en la mayoría de los seis países el tamaño y el nivel de significación del coeficiente de CREX es más bajo con el modelo [4]. Por tanto, *ceteris paribus*, la omisión de CRIM del modelo [1] sesga el coeficiente de GREX, aunque la magnitud del sesgo parece pequeña.

El coeficiente de CRIM en el modelo [4] es significativamente positivo al nivel de 95% en Argentina, Colombia y Venezuela, y no significativo en los otros tres países. Solamente en Colombia son significativas las dos variables, CREX y CRIM.

El coeficiente de CCAP es significativo por lo menos al nivel de 90% en cinco de los seis países. Y, como sucede casi siem-

pre en estudios empíricos basados en modelos derivados de una función de producción, los coeficientes de CMO casi nunca son significativos. Por último, el coeficiente de la variable *t*, la tendencia temporal, es siempre negativo. Es significativamente negativo en cuatro países. Esto señala una decadencia duradera en las tasas de crecimiento económico en estos países debido a factores ajenos al modelo.²⁸

de corrección de errores, no se pueden aplicar. Las ecuaciones de regresión siempre contienen una mezcla de variables estacionarias y no estacionarias.

En resumen, los resultados del análisis de regresión usando el modelo [1] reflejan la evidencia previa "mixta". La hipótesis de que el comercio internacional y el crecimiento económico están directamente relacionados se puede aceptar solamente en tres de los seis países latinoamericanos. Sin embargo, con el modelo [4] por lo menos una de las dos variables, CREX o CRIM, es significativamente positiva en cada uno de los seis países. Por tanto, el comercio internacional es importante casi siempre, pero

28. Sin duda, la ausencia de significancia se debe a que los datos de la población generalmente no son verdaderas observaciones anuales. De hecho, para la mayoría de los años, éstos fueron mecánicamente generados o ajustados de acuerdo con pequeñas encuestas; encuestas completas generalmente se hacen sólo con los censos nacionales una vez cada diez años. En el caso de series temporales de la "población económicamente activa", surgieron los mismos problemas. Además, existe el problema de contabilización de la mano de obra en los grandes sectores informales que existen en la mayoría de las economías latinoamericanas.

el canal de influencia pueden ser las importaciones como las exportaciones. Éstas no son necesariamente la única "máquina de crecimiento".

EL MODELO DE ECUACIONES SIMULTÁNEAS

Los resultados positivos del modelo de regresión uniecuacional dejan abierta la posibilidad de que los resultados anteriores hayan sido sesgados por simultaneidad entre CREX y CPIB o CRIM y PIB. Para examinar esa posibilidad, especificamos un modelo de ecuaciones simultáneas que incorpora aspectos tanto del modelo de Esfahani como de Sprout y Weaver.

Las variables CREX y CRIM se incluyen en la primera ecuación, la cual es una función de producción como en el modelo de Esfahani. El CCAP se determina de manera explícita en la segunda ecuación, como en el modelo de Sprout y Weaver. La influencia reversiva de CPIB en las exportaciones e importaciones se especifica en otras ecuaciones del modelo, como en los modelos de Sprout y Weaver y de Esfahani. El modelo se especifica como sigue:

$$\text{CPIB} = a_0 + a_1 \text{CCAP} + a_2 \text{CMO} + a_3 \text{CREX} + a_4 \text{CRIM} + a_5 t$$

$$\text{CCAP} = b_0 + b_1 \text{CPPC} + b_2 \text{PPC} + b_3 X/\text{PIB} + b_4 \text{CAPEX} + b_5 t \quad [6]$$

$$\text{CREX} = c_0 + c_1 \text{CPIB} + c_2 \text{TCR} + c_3 \text{CPSC} + c_4 t$$

$$\text{CRIM} = d_0 + d_1 \text{CPIB} + d_2 \text{TCR} + d_3 \text{PPC} + d_4 \text{CAPEX} + d_5 t$$

Además de las variables introducidas previamente, CPPC es el crecimiento del PIB por persona, PPC es el nivel del PIB por persona, CAPEX es una medida del capital extranjero que entra el país. TCR es la tasa de cambio real, CPSC es el promedio compensado de las tasas del crecimiento del PIB de los más importantes socios comerciales, y t es el tiempo.

Como en el caso de las regresiones de una ecuación, los resultados de la prueba de raíces unitarias Phillips-Perron indicaron que, en la primera ecuación del modelo [5], CCAP debe diferenciarse para todos los países y CMO para Brasil, Chile, Colombia, México y Venezuela. CPIB, CREX y CRIM pueden permanecer en sus niveles. En la segunda ecuación todas las variables están diferenciadas para complementar la variable dependiente diferenciada, CCAP. Las ecuaciones [3] y [4] son de nuevo una mezcla de niveles y variables diferenciadas, pero, de acuerdo con las pruebas PP de raíces unitarias, las variables claves de interés CREX, CRIM y CPIB están siempre en niveles.

En el cuadro 4 se muestran los resultados econométricos del modelo [6], el cual se estimó usando mínimos cuadrados en tres etapas (MC3E). Las variables diferenciadas se destacan con *itálicas*. CREX es significativamente positiva en cuatro de los seis países. Solamente Argentina y Venezuela no revelan ninguna relación entre el CREX y la tasa de crecimiento del PIB. La relación inversa entre crecimiento y exportaciones es positiva y significativa en los mismos cuatro países. Por tanto, es posible decir que hay simultaneidad entre el crecimiento de las exportaciones y el crecimiento del PIB.

C U A D R O 4
MODELO [5] DE ECUACIONES SIMULTÁNEAS. ESTIMACIONES MC3E

	Argentina	Brasil	Colombia	Chile	México	Venezuela
1. Constante	-0.0366 (-0.48)	0.0829 (4.89) ^a	0.0107 (11.05) ^a	0.0792 (0.38)	0.05123 (13.88) ^a	0.0552 (4.89) ^a
CCAP ¹	<i>5.1632</i> (3.81) ^a	<i>4.5506</i> (3.41) ^a	<i>0.6875</i> (0.82)	<i>5.8208</i> (3.46) ^a	1.0996 (2.92) ^a	1.1625 (2.36) ^a
CMO ²	2.1812 (0.86)	<i>3.1389</i> (1.43) ^a	-0.1667 (-0.26)	-0.1889 (-0.06)	-0.1209 (-0.64)	-0.1813 (-0.22)
CREX ³	-0.0132 (-0.44)	0.1389 (2.43) ^a	0.0732 (5.98) ^a	0.0593 (1.33) ^a	0.0672 (3.45) ^a	-0.0062 (-0.37)
CRIM ⁴	0.1063 (3.82) ^a	-0.0180 (-0.48)	0.0482 (4.73) ^a	0.3043 (1.17)	0.0291 (1.45) ^a	0.1267 (5.12) ^a
Tiempo	-0.0009 (-1.18)	-0.0016 (-1.91) ^b	-0.0008 (-3.19) ^a	-0.0025 (-1.14)	-0.0023 (-6.29) ^a	-0.0016 (-2.72) ^a
2. Constante	-0.0012 (-1.57) ^a	-0.0045 (-4.18) ^a	-0.0009 (-1.56) ^a	-0.0018 (-2.47) ^a	-0.0062 (-6.00) ^a	-0.0025 (-1.52) ^a
CPPC ⁵	-0.0191 (-1.40) ^a	-0.0244 (-1.59) ^a	-0.0216 (-0.94)	0.0001 (5.57) ^a	0.0120 (0.44)	0.0583 (-1.25)
PPC ⁶	<i>0.4054</i> (4.86) ^a	<i>0.0007</i> (5.04) ^a	<i>0.0011</i> (2.26) ^a	<i>0.0034</i> (-4.53) ^a	0.0041 (9.30) ^a	0.0001 (3.18) ^a
CREX ³	-0.0044 (-0.08)	-0.0091 (-0.11)	-0.0047 (-0.16)	0.0076 (0.38)	.2285 (2.03) ^a	-0.0556 (-1.55) ^a
CAPEX ⁷	-0.0498 (-1.14)	<i>0.0323</i> (0.87)	<i>0.1592</i> (2.03) ^a	<i>0.0658</i> (0.67)	0.3355 (4.92) ^a	0.0018 (0.03)
3. Constante	0.0649 (0.51)	-0.1512 (-1.54) ^a	-0.3307 (-3.33) ^a	-0.0782 (1.25)	-0.2685 (-2.40) ^a	0.2657 (1.26)
CPIB ⁸	-0.4482 (-0.79)	1.2623 (2.78) ^a	6.1253 (4.25) ^a	-1.2129 (-1.87) ^a	3.9789 (3.94) ^a	0.4959 (0.36)
TCR ⁹	-1.0476 (-4.19) ^a	-0.2696 (-0.11)	<i>0.0674</i> (0.67)	-0.021 (-0.01)	0.0455 (0.54)	0.0136 (1.11)
CPSC ¹⁰	0.0133 (4.50) ^a	2.4000 (1.72) ^a	1.2262 (1.13)	0.8339 (3.80) ^a	-0.0961 (-0.10)	-4.7005 (-1.54) ^a
Tiempo	0.0133 (3.40) ^a	0.0038 (1.17)	0.0055 (1.77) ^a	-0.0006 (-0.19)	0.0092 (2.55) ^a	-0.0046 (-0.66)
4. Constante	0.2856 (2.63) ^a	0.8875 (0.75)	-0.4234 (-3.06) ^a	0.0687 (4.84) ^a	-0.3907 (-2.05) ^a	-0.3119 (-2.56) ^a
CPIB ⁸	-3.1056 (-1.41) ^a	-0.5887 (-0.34)	7.8118 (2.78) ^a	0.2062 (1.30)	5.4369 (1.61) ^a	7.6801 (3.36) ^a
TCR ⁹	-0.7425 (-3.45) ^a	-3.1094 (-0.76)	0.0245 (0.20)	-0.0036 (-0.13)	-0.1412 (-1.54) ^a	-0.0019 (-0.31)
PPC ⁶	0.0028 (2.88) ^a	0.0136 (1.27)	<i>0.0054</i> (0.98)	<i>0.0450</i> (0.39)	0.0066 (0.13)	-0.2751 (-1.56) ^a
CAPEX ⁷	<i>0.6901</i> (4.97) ^a	<i>0.3802</i> (3.58) ^a	<i>0.1626</i> (3.67) ^a	<i>0.1382</i> (-1.49) ^a	2.8372 (2.80) ^a	0.3494 (-0.43)
Tiempo	0.0100 (3.18) ^a	-0.0001 (-0.02)	0.0062 (1.60) ^a	0.0076 (10.47) ^a	0.0189 (3.96) ^a	0.0075 (2.00)

Notas: Los números entre paréntesis son las estadísticas t ; las cifras en cursivas son variables diferenciadas. Nivel de significación: a, 99%; b, 95%; c, 90%.

1. Crecimiento de la acumulación del capital. 2. Crecimiento de la mano de obra. 3. Crecimiento de las exportaciones. 4. Crecimiento de las importaciones. 5. Crecimiento del PIB por persona. 6. Nivel del PIB por persona. 7. Capital extranjero que ingresa al país. 8. Crecimiento del PIB. 9. Tasa de crecimiento real. 10. Crecimiento compensado de la tasa de crecimiento del PIB.

Los coeficientes del CRIM en la primera ecuación también son significativamente positivos en cuatro de los seis países. En este caso, aparecen Argentina y Venezuela, donde las exportaciones no parecieron haber sido importantes. Esto indica que las exportaciones e importaciones tienen distinta influencia en el crecimiento económico y ésta varía de un país a otro.

Al comparar los resultados de las ecuaciones simultáneas del cuadro 4 con los resultados de las ecuaciones simples del cuadro 3, para los cuatro países con coeficientes significativos, se aprecia que los coeficientes de CREX son más grandes y más significativos en los modelos de ecuaciones simultáneas. Lo mismo ocurrió con los coeficientes de CRIM: excepto para el coefi-

ciente no significativo de Brasil, éstos son siempre más grandes y más significativos en los modelos de ecuaciones simultáneas. Por tanto, el sesgo de simultaneidad resultó en la subestimación, no en la sobreestimación, de la relación entre el comercio internacional y el crecimiento del PIB.

REGÍMENES POLÍTICOS Y RESULTADOS ECONOMÉTRICOS

Esta explicar la variación en la relación entre el comercio internacional y el crecimiento económico. Al analizar las políticas económicas de los seis países, destaca la estrecha correlación entre la orientación comercial de un país y el nivel de significación estadística del crecimiento de las exportaciones o importaciones en las regresiones. De acuerdo con las clasificaciones desarrolladas por el Banco Mundial, de los seis países latinoamericanos que aquí se estudian, Argentina y Venezuela han sido las economías más orientadas hacia adentro, mientras que los otros cuatro se enfocaron más al exterior.²⁹ Según la clasificación de David Dollar, Brasil y Chile estuvieron entre las economías más orientadas hacia el exterior durante 1973-1985.³⁰

Esto indica que en las economías cerradas, probablemente restringidas por la falta de importaciones, éstas están estrechamente relacionadas con el nivel de actividad económica. Sin embargo, en ellas las exportaciones no influyen en el crecimiento. En contraste, en cada uno de los países orientados al exterior los resultados econométricos confirman la hipótesis de que las exportaciones elevan la productividad y la producción.

La variación de los resultados econométricos ejemplifica la bien conocida crítica que el último premio Nobel de Economía, Robert Lucas, dirigió al análisis econométrico de la política económica.³¹ La relación entre el comercio internacional y el crecimiento económico revelada por las pruebas estadísticas está restringida por el régimen político. Por ejemplo, las observaciones empíricas recogidas durante un régimen económico "orientado hacia adentro" no pueden revelar la relación que existiría con un régimen de libre comercio. Los resultados también confirman que las exportaciones sólo pueden funcionar como "máquina de crecimiento" cuando el régimen comercial lo permite.

RESUMEN Y CONCLUSIONES

El análisis econométrico de este artículo ha confirmado una significativa relación estadística entre las tasas de crecimiento de las exportaciones y del PIB en Brasil, Colombia, Chile y México en el período 1960-1990. Además, el incremento de las importaciones parece estar relacionado con el incremento del PIB en Argentina, Colombia, México y Venezuela.

29. Banco Mundial, *World Development Report 1987*, Oxford University Press, Nueva York, 1987.

30. David Dollar, *op. cit.*

31. Robert E. Lucas, "Econometric Policy Evaluation. A Critique", *Carnegie Rochester Conference on Public Policy*, vol. 1, North-Holland Publishing Company, Amsterdam, 1976, pp. 19-46.

Los resultados econométricos se obtuvieron con métodos modernos de series temporales, medidas más exactas de la mano de obra y de acumulación de capital, así como un modelo de ecuaciones simultáneas. Al comparar los del estudio que aquí se propone con los previos, es aparente que la simultaneidad entre el comercio internacional y el PIB no sesgó las pruebas empíricas anteriores hacia la confirmación de una relación entre el comercio internacional y el crecimiento económico. De modo sorprendente, los modelos uniecuacionales subestiman, y no sobrestiman, el tamaño y nivel de significación de la relación comercio-crecimiento en las seis economías latinoamericanas estudiadas.

Al mismo tiempo, tanto la reducción del potencial de errores en variables y sesgo de variables omitidas, como el ajuste de los métodos estadísticos, de acuerdo con las pruebas de raíces unitarias, no alteraron significativamente los resultados de estudios previos de series temporales.

Los resultados econométricos de series temporales de este estudio son más claros que los de estudios anteriores debido principalmente al uso de dos variables para representar el comercio internacional, el crecimiento en las importaciones y el crecimiento en las exportaciones. Es evidente que los estudios anteriores presentaron un sesgo porque se omitieron las importaciones. El análisis muestra con claridad que las importaciones son a menudo tan relevantes como las exportaciones y que una u otra tienen significación estadística en cada uno de los seis países estudiados.

El papel que el comercio internacional desempeña en el proceso económico depende del régimen de la política comercial vigente. La relación entre las importaciones, las exportaciones y el crecimiento económico difiere de acuerdo con la orientación comercial de cada país en el período examinado. Las exportaciones funcionan como una "máquina de crecimiento" siempre y cuando la política económica se oriente hacia el exterior, es decir, cuando la política económica lo permite. En contraste, si el comercio internacional está restringido por políticas económicas orientadas hacia adentro, *estadísticamente* el crecimiento de las importaciones es más relevante. Estos resultados confirman la crítica de Lucas relacionada con el análisis econométrico de la política económica. Las relaciones que las pruebas econométricas revelan dependen del régimen político vigente durante el período en que se recopilaron las observaciones.

En conclusión, el comercio internacional sí puede ser una "máquina de crecimiento", pero sólo si la política económica general del país es compatible. Simplemente abrir la frontera al libre comercio no basta para poner la máquina en marcha. Si por ejemplo la moneda se encuentra sobrevaluada o si muchos precios internos están distorsionados, entonces la liberalización comercial o los movimientos de capital difícilmente resultarán en crecimiento permanente.

La experiencia reciente de México ofrece un ejemplo poco feliz de lo que puede suceder cuando la apertura económica no va acompañada de otras políticas compatibles. Así, para que una máquina de crecimiento como el comercio internacional sea eficaz, se necesita el soporte de un régimen de políticas económicas. 