
macroeconomía del desarrollo

¿**E**stá América Latina sumida en una trampa de pobreza?

Francisco Rodríguez



NACIONES UNIDAS

CEPAL

Santiago de Chile, marzo de 2009

Este documento fue preparado por Francisco Rodríguez, consultor de la División de Desarrollo Económico de la CEPAL, para ser presentado en el seminario “El Crecimiento Económico en América Latina” organizado por la División de Desarrollo Económico de la Comisión Económica para América Latina (CEPAL) el cual tuvo lugar en Santiago de Chile en junio de 2007. El autor agradece los comentarios de Omar Bello y Osvaldo Kacef así como de los participantes en el mencionado seminario.

Las opiniones expresadas en este documento, que no ha sido sometido a revisión editorial, son de exclusiva responsabilidad del autor y pueden no coincidir con las de la Organización.

Publicación de las Naciones Unidas

ISSN versión impresa 1680-8843 ISSN versión electrónica 1680-8851

ISBN: 978-92-1-323285-9

LC/L.3017-P

N° de venta: S.09.II.G.27

Copyright © Naciones Unidas, marzo de 2009. Todos los derechos reservados

Impreso en Naciones Unidas, Santiago de Chile

La autorización para reproducir total o parcialmente esta obra debe solicitarse al Secretario de la Junta de Publicaciones, Sede de las Naciones Unidas, Nueva York, N. Y. 10017, Estados Unidos. Los Estados miembros y sus instituciones gubernamentales pueden reproducir esta obra sin autorización previa. Sólo se les solicita que mencionen la fuente e informen a las Naciones Unidas de tal reproducción.

Índice

Resumen	5
Introducción	7
I. Colapsos de crecimiento en América Latina	9
II. Dos colapsos	23
III. Detrás de los colapsos de crecimiento: rol de los choque exógenos	29
IV. Conclusiones	37
Bibliografía	41
Serie Macroeconomía del desarrollo: números publicados	45
Índice de cuadros	
CUADRO 1 CARACTERÍSTICAS DE EPISODIOS DE CRISIS POR REGIÓN	11
CUADRO 2 REGRESIONES PROBIT DE PANEL PARA EXPLICAR LA PROBABILIDAD DE CAÍDA EN CRISIS.....	12
CUADRO 3 REGRESIONES DE DURACIÓN DE CRISIS. ESPECIFICACIÓN DE WEIBULL	15
CUADRO 4 DURACIÓN ESPERADA Y PREDICHA DE LAS CINCO RECESIONES MÁS PROFUNDAS EN AMÉRICA LATINA	27
CUADRO 5 ESTIMADORES DE BETA POR REGIÓN	32

Índice de gráficos

GRÁFICO 1	CONTRIBUCION DE DIVERSOS FACTORES A EXPLICACIÓN DE INDIDENCIA DE CRISIS EN AMÉRICA LATINA RELATIVO A MEDIA MUNDIAL	13
GRÁFICO 2	CONTRIBUCIÓN DE DIVERSOS FACTORES A EXPLICACIÓN DE LA DURACIÓN DE LAS RECESIONES EN AMÉRICA LATINA RELATIVO A MEDIA MUNDIAL	18
GRÁFICO 3	ESTIMACIONES DE BETA, TODOS LOS PAÍSES EN DESARROLLO, 1960-2003.....	24

Resumen

El pobre desempeño de los países latinoamericanos en términos de crecimiento económico puede ser explicado utilizando la idea de trampa de pobreza. La existencia de equilibrios que se auto-refuerzan y causan un círculo vicioso de subdesarrollo es común entre pensadores estructuralistas, tales como Prebisch (1949), Nurkse (1953) y Myrdal (1957). En este artículo se explora la posibilidad de que la falta de crecimiento de esa región se deba a que está sumida en una trampa de pobreza. Evidencia a favor de esa hipótesis es que América Latina tiende a presentar recesiones más profundas y duraderas que el resto del mundo y que cuando las economías experimentan una contracción, la probabilidad de que no recuperen su nivel de producto inicial crece a medida que la recesión se hace más duradera. Desde el punto de vista empírico, los resultados de este trabajo chocan con la versión tradicional de los modelos de equilibrios múltiples en términos de producto per cápita, sin embargo van en línea con la literatura que ha enfatizado la “maldición de los recursos naturales”, de acuerdo con la cual los países con abundancia de recursos naturales tienden a mostrar desempeños económicos inferiores a los de aquellos países que carecen de tales recursos. Por tanto ofrecemos una versión de un modelo de trampas de especialización, que combina elementos de los modelos de equilibrios múltiples y de “maldición de los recursos naturales”, el cual es consistente con los resultados empíricos de este trabajo y permite explicar los casos de Bolivia y R.B. Venezuela.

Introducción

La experiencia de crecimiento de América Latina a partir de los años ochenta ha sido decepcionante. De acuerdo con las Tablas Mundiales de la Universidad de Pennsylvania (Summers, Heston y Aten, 2006), entre 1980 y 2003 el producto por habitante de la región ajustado por paridad de poder de compra creció en apenas 6,3%, lo que corresponde a una tasa de crecimiento interanual promedio para el período de 0,26 puntos porcentuales. Esta experiencia ha generado una extensa literatura que intenta explicar las causas del bajo desempeño de la región (Escaith y Morley, 2001, Lora, 2001, Loayza, Fajnzylber y Calderón, 2003). El enfoque predominante en los análisis econométricos realizados en esta literatura parte del enfoque tradicional de regresiones sobre secciones cruzadas con el objetivo de identificar las variables que se correlacionan con el bajo crecimiento de la región.

Si bien la utilización de regresiones de crecimiento en secciones cruzadas o paneles de países ha experimentado un auge significativo a partir de la contribución seminal de Barro (1991), en años recientes han surgido varias críticas a este enfoque basadas en la frecuencia con la cual estas regresiones se encuentran contaminadas por problemas de endogeneidad, variables omitidas, y especificación¹. Una de las críticas que se puede hacer a esta metodología es que no permite evaluar la pertinencia de modelos de equilibrios múltiples para el estudio del desarrollo. Esto se debe a que la regresión tradicional de crecimiento define a la tasa de cambio en el ingreso per capita como una función de una serie de variables observables tales como tasas de ahorro, fertilidad, capital humano, instituciones, y políticas económicas. Sin embargo, la esencia de las teorías de equilibrios múltiples es que dos economías que están caracterizadas por las mismas condiciones fundamentales pueden tener desempeños económicos diferentes².

La utilización de teorías de equilibrios múltiples para explicar la ausencia de crecimiento ha vivido una suerte de renacimiento en los últimos años. A pesar de la idea de que la pobreza puede ser causada por la conjunción de fuerzas que se refuerzan a sí mismas, creando círculos viciosos de subdesarrollo, encuentra un lugar prominente en el pensamiento de escritores tales como Rosenstein-Rodin (1945), Nurkse (1954) y Myrdal (1957), el desarrollo de modelos matemáticos de crecimiento anclados en la economía neoclásica a partir de la contribución de Solow (1956) se centró casi exclusivamente en el estudio de modelos con un solo estado estacionario. Es sólo a partir de finales de los ochenta, con los trabajos de Azariadis y Drazen (1990) y Murphy, Sleifer y Vishny (1989) que la idea de estados estacionarios múltiples comienza a encontrar cabida dentro de la teoría neoclásica del crecimiento.

Sin embargo, el renacimiento en años recientes se debe más que todo a la creciente creencia en círculos de formuladores de políticas en que los países más pobres del mundo no pueden escapar a su subdesarrollo sin altos niveles de ayuda externa. Esta creencia se ha visto plasmada en la adopción de las Metas del Milenio por parte de la Organización de Naciones Unidas y ha encontrado su más sistemática argumentación intelectual de respaldo en el Informe de la Comisión del Proyecto del Milenio encabezada por Jeffrey Sachs (ver United Nations, 2005 y Sachs, 2005). De acuerdo con esta visión, los países más pobres del mundo se encuentran atrapados en una trampa de pobreza en la cual no tienen suficientes recursos para invertir en servicios públicos básicos y sus poblaciones no gozan de un nivel de salud adecuado para trabajar productivamente ni tienen capacidad de ahorrar. Por lo tanto, estas economías sólo podrán lograr escapar el subdesarrollo si cuentan con ayuda externa que les permita sobreponerse temporalmente a estas restricciones. Ese diagnóstico desemboca en la recomendación de política de aumentar el nivel de ayuda de desarrollo por parte de las naciones ricas a 0,7% de su Producto Interno Bruto.

Existe una discusión académica extensa sobre la evidencia a favor de los modelos de equilibrios múltiples para explicar el subdesarrollo de las regiones más pobres. Quah (1996) ha hallado que existen “picos gemelos” en la distribución del ingreso mundial, lo cual sugiere que los países tienden a uno de dos equilibrios, caracterizados por niveles de ingreso diferentes. Este hallazgo ha sido confirmado más recientemente en especificaciones menos restrictivas por Azariadis y Stachurski (2005) y Bloom, Canning y Sevilla (2004). A pesar de que este hecho es llamativo, también puede ser generado por modelos en los cuales la distribución de las características determinantes del ingreso de estado estacionario es bimodal.

¹ Ver Durlauf, Jonson y Temple (2004) para una discusión exhaustiva de estas objeciones así como de las respuestas dadas por los partidarios de su utilización.

² Esto no implica que un modelo de trampa de pobreza sea inconsistente con el hallazgo de una relación estadística entre el crecimiento y otras variables, ya que tal relación puede ser simplemente la expresión de haber caído en un equilibrio sub-óptimo. Por ejemplo, en un modelo de trampas de ahorro a la Sachs et al. (2004), una economía no podrá crecer desde niveles bajos de ingreso porque a esos niveles los incentivos para ahorrar son bajos. Otras economías pueden estar en el equilibrio Pareto-superior, con altas tasas de ahorro y altos niveles de ingreso, causando una correlación espuria entre el ahorro y el crecimiento.

Por otro lado, algunos autores han argumentado que la mejor prueba de la existencia de trampas de pobreza se puede hallar analizando el patrón de comportamiento de las economías más pobres. Sachs et al. (2004) y Easterly (2006) tienen resultados contrastantes al hacer este análisis, en parte debido a la utilización de cortes diferentes para determinar lo que es un país pobre. Similarmente, Easterly (2006) ha argumentado que el hecho de que las transiciones entre grupos de países no coincidan generalmente con aceleraciones de crecimiento sugiere que no se deben a movimientos de un equilibrio a otro. Kraay y Raddatz (2005) han argumentado que los países pobres tienden a no tener tasas de ahorro sistemáticamente más bajas que los países ricos, y que los niveles de rendimientos crecientes necesarios para generar trampas de pobreza son mucho más altos que los que tradicionalmente se encuentran en resultados macroeconómicos.

Gran parte de la literatura sobre trampas de pobreza asume que estas ocurren solamente a los niveles más bajos de ingreso por habitante. Sin embargo, no existe ninguna característica intrínseca de los modelos de equilibrios múltiples que requiera que estos ocurran a bajos niveles de ingreso. En contraste, las no convexidades en las funciones de producción y ahorro pueden fácilmente ocurrir a niveles medio de ingreso y es fácil argumentar que los retornos crecientes de escala que pueden generar estas no convexidades sólo pueden ser de importancia para economías que hayan alcanzado un nivel de desarrollo básico de su sector manufacturero. Asimismo, es posible que si bien la diferencia entre las economías más pobres y las economías de ingresos medios provenga de diferencias en fundamentos tales como la capacidad de su sistema político de proveer una protección legal básica a sus agentes privados, el salto entre ingresos medios e ingresos altos sólo se pueda dar si ocurre la conjunción de factores que se refuerzan a sí mismos que permiten que la economía aproveche las complementariedades estratégicas que existen en economías con un cierto nivel de desarrollo.

El presente trabajo busca analizar con detenimiento el poder explicativo de las teorías de equilibrios múltiples para explicar el desempeño económico de América Latina. Para llevar adelante esta tarea, aprovechamos el desarrollo de avances recientes en el estudio de dinámicas de crecimiento. En particular, exploraremos dos mecanismos para identificar evidencia de equilibrios múltiples: el estudio de las características de los colapsos de crecimiento, y el análisis de la respuesta de largo plazo de economías que se enfrentan a choques exógenos y transitorios. Nuestro análisis sugerirá que si bien existe evidencia consistente con la visión de que América Latina puede estar sumida en una trampa de pobreza, las características de esta trampa difieren significativamente de las de los modelos tradicionales de trampas de pobreza en el crecimiento. De hecho, mostraremos que la evidencia pareciera ser en mayor parte consistente con la existencia de un fenómeno que llamaremos *trampas de especialización*, en el cual la trayectoria de producción pasada de una economía incide sobre su capacidad de desarrollo en el largo plazo.

Comenzaremos en la próxima sección con el análisis de los colapsos de crecimiento y de cómo su estudio se enmarca dentro del estudio de los modelos de equilibrios múltiples. En la sección 3 abordaremos dos estudios de caso de colapsos de crecimiento que pueden ayudar a ilustrar los mecanismos que permiten que ciertas recesiones profundas se prolonguen en el tiempo. La sección 4 pasa a estudiar la evaluación de los modelos de equilibrios múltiples a través del uso de los choques exógenos a los términos de intercambio, mostrando evidencia que no es consistente ni con los modelos de un equilibrio ni con los modelos de trampa de pobreza tradicionales. En esa sección también esbozamos un modelo de trampas de especialización que argumentamos permite explicar los patrones hallados en la data. Por último, concluimos con una serie de reflexiones sobre cómo nuestra evidencia empírica puede sugerir una reinterpretación de las causas de la “década perdida” vivida por la región en los años ochenta.

I. Colapsos de crecimiento en América Latina

Las caídas prolongadas en el producto por trabajador constituyen un enigma para las teorías de ciclos de negocios. Si estas recesiones son causadas por choques negativos a la demanda, deberíamos esperar que su efecto se revirtiese a medida que la economía se acerca de nuevo a su equilibrio de largo plazo. En contraste, los choques de oferta tienden a tener efectos permanentes sobre el producto de largo plazo. El problema es que para explicar caídas seculares en el ingreso en base a choques de oferta debemos aceptar la posibilidad de que existan choques negativos y persistentes a la productividad. Es difícil encontrar un sustento teórico para la idea de choques de productividad negativos, al menos si concebimos la productividad como una expresión de la innovación y adopción de nuevas tecnologías.

Una posible solución a este enigma vendría de adoptar una concepción más amplia del significado de la productividad agregada en la función de producción. Si entendemos que la productividad puede ser afectada por las diversas variables estructurales, institucionales y de política que afectan la forma en la que la economía es capaz de transformar insumos en productos, se hace más factible entender la posibilidad de que una economía sufra choques adversos a la productividad. Un deterioro en la calidad de las políticas económicas, la erosión continua de los mecanismos de protección de los derechos de propiedad o el surgimiento de conflictos sociales pueden incidir sobre la productividad agregada y causar una caída permanente en el producto por trabajador.

Al mismo tiempo, las recesiones prolongadas pueden ser el resultado de que la economía esté cayendo en una trampa de pobreza. Los modelos más simples de trampa de pobreza sugieren que un choque de demanda adverso puede generar una transición a un equilibrio permanente de menor nivel de ingreso. Por tanto, la existencia de caídas prolongadas en el producto no nos permite por sí distinguir entre uno y otro modelo de crecimiento. Sin embargo, es posible que las características de estas recesiones sí nos permitan entender si es probable que hayan sido causadas por un deterioro en los determinantes fundamentales de su equilibrio de largo plazo o por una transición entre distintos equilibrios. La finalidad de este trabajo es analizar empíricamente estas características.

Comenzaremos por estudiar a fondo las recesiones profundas en esta sección. Nuestra discusión está orientada a establecer dos puntos fundamentales. En primer lugar, existe un grupo muy significativo de países que sufren recesiones cuya duración e intensidad es sustancialmente mayor a las asociadas con fluctuaciones de ciclos de negocios normales. En segundo lugar, encontramos que estas recesiones coinciden con una serie de cambios políticos y económicos, algunos de los cuales son claramente transitorios. En tercer lugar, mostramos que las recuperaciones de las recesiones largas tienden a depender de razones distintas de las que originan la recesión. En particular, hallamos que una medida de la *flexibilidad de exportaciones* de la economía tienden a tener un efecto significativo sobre la capacidad de recuperación.

Siguiendo a Hausmann, Rodríguez y Wagner (2006), definimos una recesión como una caída en el valor absoluto del producto por trabajador. En concreto, una *crisis* es un intervalo de tiempo que comienza con una contracción del producto por trabajador y finaliza cuando el valor de producto por trabajador que precedió a la crisis es alcanzado nuevamente. Por lo tanto una crisis que ocurre entre t y $t+j$ tiene por definición una tasa de crecimiento igual a cero durante este período así como una tasa de crecimiento negativa entre t y cualquier $t+j-e$ para $e < j$. Una crisis no puede comenzar si un país ya está en crisis. Por lo tanto si $y_t < y_{t-1}$, una crisis puede comenzar si (i) no hay ningún $y_{t-j} > y_{t-1}$, ó (ii) cuando hay un $y_{t-j} > y_{t-1}$, hay un $y_{t-p} > y_{t-j}$ con $p < j$.

Esta definición tiene varias ventajas. Por un lado, restringe el objeto de estudio a sólo un grupo selecto de desaceleraciones. En particular, incluye sólo las desaceleraciones en las cuales el crecimiento cae a un valor negativo. Esta decisión permite excluir las desaceleraciones que ocurrirían como resultado normal de la convergencia a un estado estacionario. Por otro lado, permite concentrarnos en las recesiones que son verdaderamente paradójicas para el paradigma neoclásico: aquellas en las que el producto por trabajador cae por debajo de un nivel que la economía ha probado ser capaz de producir.

Por otro lado, no excluimos de la definición a las recesiones cortas. La razón de esta decisión tiene que ver con el propósito de estudiar los determinantes de la duración de estas recesiones. En otras palabras, a pesar de que analizaremos las recesiones cortas y largas en el mismo contexto, también nos haremos la pregunta de qué factores hacen que una recesión sea particularmente larga.

Comenzamos mostrando las principales características de las recesiones por región en el Cuadro 1. En este cuadro vemos que América Latina tiene una tendencia a experimentar recesiones considerablemente más largas y profundas no sólo que los países industrializados sino también que muchas otras regiones del mundo en desarrollo. En particular, la recesión media sufrida por América Latina de acuerdo con nuestra definición dura 6,88 años, más que el doble de la duración promedio de una recesión en los países industrializados (2,52 años). Esta duración es mayor que la de Asia Oriental y el Pacífico (3,78 años), Asia (4,79 años) y el Medio Oriente y África del Norte (5,13 años), aunque menor que el promedio de África (8,14 años) y de Europa Central y Oriental (9,74 años). A pesar de que algunos de los rankings entre regiones cambian si estudiamos la relación entre el pico y el piso de la crisis (columna 3) y los años de PIB inicial perdidos (columna 4), la lección general sigue siendo la misma: las recesiones de América Latina son particularmente

profundas y duraderas en comparación con las de los países industrializados y las de algunas otras regiones en desarrollo.

CUADRO 1
CARACTERÍSTICAS DE EPISODIOS DE CRISIS POR REGIÓN

	Número de observaciones	Media	Relación Pico-piso	Años del PIB inicial perdidos
Duración de las crisis				
Africa	151	8,14	0,13	1,42
Asia	42	4,79	0,08	0,51
Europa Central y Oriental	34	9,74	0,29	2,71
Asia Oriental y Pacífico	46	3,78	0,08	0,31
Países industrializados	90	2,52	0,02	0,07
América Latina y el Caribe	109	6,88	0,10	1,05
Medio Oriente y Africa del Norte	63	5,13	0,12	1,16
Total	535	6,05	0,11	1,00

Fuente: Estimaciones propias.

Estas conclusiones se ven reafirmadas cuando estudiamos más sistemáticamente los factores asociados con el inicio de las crisis. El Cuadro 2 muestra los resultados de regresiones Probit de panel con efectos aleatorios donde la variable dependiente es la probabilidad de caer en crisis. A diferencia del análisis de Hausmann, Rodríguez y Wagner (2006), en este cuadro nos concentramos en explicar el “efecto América Latina.” Como podemos ver en la columna (1), después de controlar por el nivel inicial del PIB por trabajador³, encontramos que los países latinoamericanos tienen una probabilidad más alta de caer en episodios de crisis. En otras palabras, si bien la alta incidencia de crisis en ciertas regiones (tales como África) es explicable por el hecho de que estas regiones son relativamente pobres, América Latina tiene una probabilidad muy alta de caer en episodios de crisis dado su nivel de ingreso. Este resultado es robusto tanto a la inclusión de variables ficticias por década (columna 2) como para otras regiones (columna 3). De hecho, los coeficientes de la regresión (3) indican que el hecho de estar en América Latina incrementa la probabilidad de que un país caiga en crisis en 13,9 puntos porcentuales por año.

¿Es esta probabilidad explicable por la mayor variabilidad en ciertos determinantes del crecimiento en la región? Las próximas regresiones exploran esa posibilidad. En la columna (4) añadimos controles por tres variables comúnmente asociadas con el comienzo de las crisis: guerras, caídas súbitas en los flujos de capitales, y desastres naturales. Nuestro indicador de guerra indica si la economía estuvo sumida en una guerra civil o interestatal durante los últimos tres años en base a la base de datos de Gleditsch (2004). Para las caídas súbitas en flujos de capitales, seguimos la definición de Calvo, Izquierdo y Mejía (2004) al definir una caída súbita como una caída anual en influjos de capital en la cual el nivel de flujos cae en dos desviaciones típicas por debajo de la media. Nuestro indicador de desastres naturales proviene de la Base de Datos de Desastres Internacionales del *US Office of Foreign Disaster Assistance* y el *Center for Research on the Epidemiology of Diseases*⁴.

³ Tanto para la variable dependiente como para este control, utilizamos el número de personas en edad de trabajar como nuestro indicador de fuerza de trabajo.

⁴ www.em-dat.net.

Como podemos ver en el Cuadro 2, las dos primeras variables están significativamente asociadas con la incidencia de crisis en la dirección esperada: tanto las caídas en las exportaciones como los detenimientos súbitos de flujos de capitales y las altas tasas de inflación están positivamente correlacionadas con los inicios de crisis. Sorprendentemente, no parece haber ninguna correlación entre los desastres naturales y la incidencia de las crisis, un resultado que es robusto al uso de distintas definiciones de desastre natural. Lo más importante es que la inclusión de estas variables no pareciera disminuir, e incluso fortalece, el valor explicativo del indicador de región para América Latina.

CUADRO 2
REGRESIONES PROBIT DE PANEL PARA EXPLICAR LA PROBABILIDAD DE CAÍDA EN CRISIS

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	Variable dependiente: probabilidades de caer en crisis						
América Latina	0,349 (3,48)***	0,341 (3,41)***	0,491 (4,01)***	0,61 (4,48)***	0,491 (3,27)***	0,358 (2,08)**	0,21 (1,10)
Log PTB/trabajador	-0,098 (2,80)***	-0,083 (2,38)**	-0,014 (0,24)	-0,002 (0,03)	-0,024 (0,33)	-0,018 (0,23)	-0,015 (0,19)
Logaritmo cambio en exportaciones de mercancías				-0,45 (4,73)***	-0,53 (4,88)***	-0,514 (4,20)***	-0,529 (4,31)***
Guerras				0,655 (2,97)***	0,646 (2,80)***	0,61 (2,64)***	0,614 (2,66)***
Detenimientos súbitos de flujos de capitales				0,167 (2,10)**	0,197 (2,32)**	0,205 (2,26)**	0,196 (2,15)**
Logaritmo inflación					1,012 (3,57)***	0,872 (3,01)***	0,859 (2,96)***
Transiciones políticas						0,32 (2,87)***	0,326 (2,92)***
Desastres naturales				-0,121 (0,92)			
América Latina*							0,486 (1,84)*
Décadas 80s							
Término constante	-0,117 (0,36)	-0,48 (1,41)	-1,293 (2,14)**	-1,073 (1,56)	- 1,142 (1,45)	-0,892 (1,09)	-0,866 (1,06)
Indicadores década	No	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Indicadores otras regiones	No	No	Si	Si	Si	Si	Si
Observaciones	2.001	2.001	2.001	1.688	1.538	1.341	1.341
Número de países	158	158	158	136	124	104	104

Fuente: Estimaciones propias.

Nota: Especificación adoptada incluye efectos aleatorios de país. Valor absoluto de estadístico z en paréntesis.

* Significativo al 10%;

** Significativo al 5%

*** Significativo al 1%.

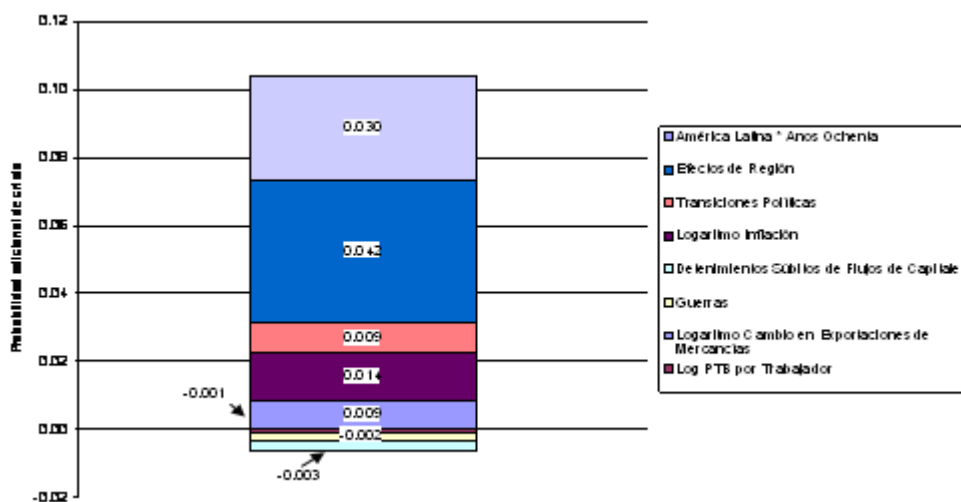
Un resultado similar emerge en las columnas (5) y (6), en las cuales incluimos controles por dos variables comúnmente asociadas con la volatilidad del crecimiento económico de América Latina: el mal manejo macroeconómico y la inestabilidad política. Para la primera utilizamos el nivel de la tasa de inflación en base a World Bank (2006) y para la segunda utilizamos las transiciones políticas medidas como el cambio absoluto en el indicador de régimen político de la base de datos *Polity IV* de Marshall y Jaggers (2003). A pesar de que la inclusión de estos regresores reduce el coeficiente sobre la variable ficticia para América Latina, encontramos que esta sigue siendo significativa al 5% aun después de incluir estos controles⁵.

⁵ A pesar de que la inclusión de algunos controles adicionales a los mostrados hace caer la significación de la variable ficticia de América Latina, esto pareciera deberse más a la pérdida de observaciones y no a la explicación del efecto de la región.

La robustez del indicador de América Latina es interesante en sí, y muestra la existencia de factores idiosincrásicos a la región que inciden sobre su mayor probabilidad de caer en episodios de crisis. ¿Cuánto de esto es simplemente la manifestación econométrica del hecho de que los países latinoamericanos sufrieron un choque común durante la “década perdida” de los años ochenta? En la última columna del Cuadro 2 exploramos esta hipótesis añadiendo una interacción del indicador de América Latina con el indicador de la década de los ochenta. Este indicador es altamente significativo y hace que el indicador de América Latina deje de serlo. En otras palabras, la mayor probabilidad de crisis en América Latina que emerge en nuestros resultados parece ser simplemente una expresión estadística de la crisis de la deuda.

El Gráfico 1 resume la incidencia de diversos factores como explicación de la mayor incidencia de crisis en América Latina con respecto a la media mundial. En promedio, las variables explicativas en nuestra regresión predicen que un país latinoamericano promedio tendrá una probabilidad 9,7 puntos porcentuales adicionales a cualquier otra región de caer en una recesión en cualquier año dado. La mayor probabilidad de transiciones políticas, alta inflación, y caídas en las exportaciones explican apenas 3,2 puntos porcentuales de esta variación, mientras que el resto de las variables explicativas (guerras, detenimientos súbitos en flujos de capitales, y PTB inicial) de hecho favorecen a América Latina, aunque en un margen muy pequeño (-0,6 puntos porcentuales). El grueso de la variación en el desempeño de la región es explicado por características comunes no observadas que asociamos con las *variables ficticias* regionales. Curiosamente, de los 7,2 puntos porcentuales en los que contribuyen estos factores idiosincrásicos a la explicación de la incidencia de las recesiones, 4,2 están asociados con un fenómeno común que parece haber golpeado a la región durante los años ochenta.

GRAFICO 1
CONTRIBUCIÓN DE DIVERSOS FACTORES A EXPLICACIÓN DE INCIDENCIA DE CRISIS EN AMÉRICA LATINA RELATIVO A MEDIA MUNDIAL



Fuente: Estimaciones propias.

Existe una extensa literatura asociada con la crisis de la deuda latinoamericana que intenta explicar precisamente por qué América Latina cae en esta profunda recesión. Muchas de las hipótesis se refieren a la ocurrencia de un choque común que afectó fuertemente a las economías latinoamericanas. Por lo general este choque está asociado con la recesión mundial causada por la adopción de políticas macroeconómicas restrictivas como resultado de la política desinflacionaria estadounidense. La decisión de aumentar los tipos de interés a principios de los ochenta tomados

por la Reserva Federal de Estados Unidos bajo el liderazgo de Paul Volcker causó importantes dificultades para los países latinoamericanos que se habían vuelto fuertemente endeudados.⁶ Dado que el alza de las tasas de interés norteamericanas es una variable común a todos los países en nuestra muestra, es difícil identificar esta hipótesis de forma separable a los efectos temporales por los que controlamos en la regresión. Por tanto, nos limitamos a apuntar que nuestros resultados son consistentes con las hipótesis existentes sobre las causas de la crisis de la deuda, una conclusión a la que volveremos más adelante.

¿Qué factores inciden para determinar si un país sale de estas crisis? ¿Por qué es que algunas crisis son más duraderas e intensas que otras? ¿Por qué tantos países latinoamericanos han hallado tan difícil el salir de la crisis de la deuda, a pesar de que los factores detonantes dejaron de estar presentes para finales de los años ochenta? Varios autores han estudiado los determinantes de la profundidad de estas recesiones. Hausmann, Rodríguez y Wagner (2006) argumentan que muchos de los enfoques comunes en la literatura adolecen de la debilidad de no tratar adecuadamente el problema de las observaciones censuradas. En particular, dada cualquier definición de crisis o recesión, siempre existirá un grupo de la población estudiada en la cual no es posible calcular un indicador de la magnitud del evento porque el evento no ha concluido para el momento en que se realiza el estudio. Una característica común a los trabajos realizados en esta área es que trataban de este problema en una forma *ad hoc*, fuese excluyendo estas observaciones de la muestra, truncando la variable dependiente de forma de atribuirle la intensidad observada para el último año en el que existía información, o utilizando criterios de definición que asegurasen que esto no ocurriese en la muestra utilizada.

Estas decisiones pueden generar sesgos significativos en las conclusiones que se extraen sobre estas recesiones. La razón es simple: las recesiones más profundas son también las que tienen mayor probabilidad de no haber finalizado para el momento en el que se dispone de datos. Si uno decide retirarlas de la muestra, entonces está deshaciéndose de las observaciones que pueden ser más importantes e interesantes. Por poner un ejemplo, las cinco recesiones de más larga duración en América Latina de acuerdo con la definición esbozada anteriormente son las de Venezuela (1971), Jamaica (1973), Guyana (1976), Perú (1976) y Bolivia (1978). Ninguno de estos países había logrado recuperar el nivel de producto por trabajador que ostentaban antes de comenzar la crisis para el año 2005. Pero probablemente la pregunta más interesante que se puede hacer en torno a las recesiones es precisamente por qué este grupo de países han tenido recesiones que han durado en promedio más de treinta años. Si excluimos a estos países de la muestra, estamos decidiendo de entrada que no vamos a tratar de explicar su comportamiento. Aun si los incluimos en la muestra utilizando el valor truncado de la duración o intensidad de la recesión para el final de la muestra, estaríamos sesgando nuestros resultados al atribuirle a estas recesiones una menor duración o intensidad que la que efectivamente terminarán teniendo.

La solución adoptada por Hausmann, Rodríguez y Wagner (2008) a este problema consiste en utilizar un modelo de análisis de duración diseñado para tratar con observaciones censuradas. La idea fundamental es que si se dispone de n países con duraciones de crisis $t_1 \dots t_n$, nos concentremos en hallar nuestra mejor estimación de la función de densidad $f(t)$ asociada con la duración de crisis $S(t)$ que maximiza la función de verosimilitud:

$$L = \prod_i f(t_i)^{\delta_i} S(t_i)^{1-\delta_i} \quad (1)$$

donde δ_i es una variable *ficticia* que toma el valor 0 si la recesión no ha terminado para el último período en la muestra. La ecuación (1) puede ser estimada paramétricamente (haciendo algún supuesto sobre la forma funcional tomada por $f(t)$) o no paramétricamente. Asimismo, es posible

⁶ Goodfriend y King (2004) proveen una discusión y análisis de estas decisiones.

controlar por la posibilidad de que ciertos países tengan propensiones distintas a caer en crisis – característica que en la literatura de análisis de duración tiende a ser llamada *fragilidad*-- a través de métodos de estimación análogos a la utilización de efectos aleatorios en los métodos de panel.

El Cuadro 3 muestra los resultados derivados de este ejercicio de estimación. A diferencia de Hausmann, Rodríguez y Wagner (2008), los resultados en este cuadro se concentran sobre el intento de explicar la fortaleza de la *ficticia* para América Latina. En las regresiones reportadas en este cuadro, adoptamos el supuesto de que $f(t)$ se comporta de acuerdo con una distribución Weibull. En particular, esto implica que si definimos la tasa de riesgo como la probabilidad de que el país se recupere de la recesión para un momento dado, la función que define el riesgo para el momento t está dada por:

$$h_i(t | X) = h_{0i} v_i \exp(\beta X) \quad (2)$$

donde $h_{0i} = p t^{p-1}$. En esta especificación, el parámetro p define la forma de la distribución Weibull, con $p < 1$ correspondiendo a una función de riesgo decreciente, mientras que los v_i representan las fragilidades específicas a cada uno de los países.

Como podemos observar en el Cuadro 3, los países de América Latina tienen muchas más dificultades recuperándose de sus crisis que otros países. En la columna (1) mostramos el resultado de una regresión con la especificación de (2) en la cual controlamos sólo por las variables ficticias regionales y el ingreso por trabajador (medido como el logaritmo del Producto Territorial Bruto (PTB) por trabajador). Encontramos que, después de controlar por el ingreso inicial, los países latinoamericanos muestran una probabilidad significativamente menor de recuperarse de una recesión que el resto de las regiones del mundo. Un país latinoamericano que ha entrado en una recesión puede esperar tener una recesión 4.28 años más duradera que un país promedio del resto del mundo.

CUADRO 3
REGRESIONES DE DURACIÓN DE CRISIS, ESPECIFICACIÓN DE WEIBULL

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	Variable dependiente: probabilidades de caer en crisis						
América Latina	-0,756 (2,82)***	-0,767 (2,50)**	-1,902 (5,10)***	-1,584 (3,71)***	-1,571 (3,33)***	-1,457 (2,71)***	-0,848 (1,50)
Log PTB/trabajador	0,274 (2,86)***	0,285 (2,60)***	-0,238 (1,45)	-0,263 (1,31)	-0,559 (2,43)**	-0,744 (2,61)***	-0,783 (2,71)***
Bosques abiertos				0,543 (3,61)***	0,585 (3,29)***	0,731 (3,37)***	0,759 (3,50)***
Democracia					0,038 (1,69)*	0,035 (1,38)	0,026 (0,94)
Logaritmo cambio en exportaciones de mercancías						0,429 (1,34)	0,46 (1,42)
Guerras						-0,621 (1,15)	-0,706 (1,26)
Desastres naturales						-0,099 (0,25)	-0,06 (0,15)
Logaritmo de la inflación						-0,189 (0,29)	-0,151 (0,25)
Transiciones políticas						-0,29 (1,01)	-0,285 (1,01)
Detenimientos súbitos de flujos de capitales						-0,139 (0,62)	-0,077 (0,34)
América Latina*							-1,618 (2,96)***
Décadas 80s							
Constante	-4,117 (4,67)***	-3,635 (3,58)***	2,061 (1,22)	-5,764 (1,91)	-2,689 (1,91)	-3,171 (0,78)	-3,413 (0,85)
Indicadores década	No	Si	Si	Si	Si	Si	Si

(continúa)

CUADRO 3

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	Variable dependiente: probabilidades de caer en crisis						
Indicadores otras regiones	No	No	Si	Si	Si	Si	Si
Observaciones	330	330	330	229	198	175	175
Número de países	148	148	148	100	86	75	75

Fuente: Estimaciones propias.

Nota: Valor absoluto de estadístico z en paréntesis.

* Significativo al 10%;

** Significativo al 5% y

*** Significativo al 1%.

En la columna (2) introducimos variables ficticias de década en esta regresión y encontramos que el resultado es esencialmente el mismo: el coeficiente sobre el indicador de América Latina no se ve afectado en su magnitud ni en su significación estadística. En otras palabras, este resultado nos dice que la más alta duración de las crisis en América Latina no es sólo expresión de que las recesiones que se iniciaron en la década de los ochenta duraron más. La fortaleza de la variable latinoamericana se mantiene cuando incluimos variables ficticias para otras regiones en la columna (3)⁷.

Las columnas (4)-(6) muestran los resultados de incluir un conjunto más amplio de controles en esta regresión. En otras palabras, la idea es identificar cuáles son las características que hacen que las crisis latinoamericanas sean tan duraderas. En la columna (4) introducimos una medida de flexibilidad de las exportaciones que Hausmann, Rodríguez y Wagner (2008) hallan como un determinante robusto de la duración de las recesiones en su estudio. Esta medida busca capturar el valor de las exportaciones que la economía actualmente no produce pero que podría producir con sus activos productivos, y es denominada por Hausmann y Klinger (2006) como “bosques abiertos”.

Formalmente, *bosques abiertos* se construye como un promedio ponderado de la sofisticación de todos los bienes de exportación potenciales, donde los pesos están dados por la distancia entre estos bienes y la cesta de productos actual de la economía. La medida de distancia en el espacio de productos es calculada en base a la frecuencia con la cual ciertos pares de productos son exportados por el mismo país, mientras que la medida de sofisticación que utilizaremos será el ingreso promedio de los países que exportan ese bien (la cual llamamos *PRODY*)⁸. Más formalmente, si definimos a la proximidad entre dos bienes en el espacio de productos como el mínimo de las probabilidades condicionales de exportar cada uno de esos bienes dado que estás exportando el otro,

$$\varphi_{ijt} = \min\{p(x_{it} = 1 | x_{jt} = 1), p(x_{jt} = 1 | x_{it} = 1)\} \quad (3)$$

donde x_{jt} es una variable indicador que toma el valor 1 cuando un país tiene ventajas comparativas reveladas en el bien j para el momento t , y 0 de lo contrario, y por tanto $p(x_{it} = 1 | x_{jt} = 1)$ denota la probabilidad (calculada como la frecuencia empírica) de tener ventajas comparativas reveladas en bien i en el momento t dado que tienes ventajas comparativas reveladas en el bien j para el momento t . Usando el subíndice c para referirnos a un país específico, podemos calcular el “bosque abierto” de ese país como:

$$bosque_abierto_{ct} = \sum_i \sum_j \frac{\varphi_{ijt}}{\sum_i \varphi_{ijt}} (1 - x_{cjt}) x_{cjt} PRODY_{jt} \quad (4)$$

⁷ En este caso el coeficiente de América Latina aumenta en valor absoluto porque ahora mide la diferencia entre América Latina y la región omitida, que en este caso son los países industrializados, en vez de la diferencia con el promedio mundial.

⁸ Ver Hausmann, Hwang y Rodrik (2003) para una explicación y justificación de esta medida.

Esta medida es por tanto un indicador de la flexibilidad de las exportaciones de una economía, en cuanto mide el valor de los bienes que puede producir con los activos e insumos que actualmente dedica a la producción de exportaciones. Hausmann, Rodríguez y Wagner (2008) argumentan que los “bosques abiertos” son una buena medida de la capacidad de un país para reaccionar a los choques adversos de exportaciones que podrían ocurrir por fenómenos tales como el agotamiento de un recurso natural o el surgimiento de sustitutos baratos para el producto exportado.

En el Cuadro 3 podemos observar una confirmación de la importancia de los bosques abiertos como determinante de la probabilidad de recuperación de una crisis. Lo que es más importante, los bosques abiertos parecen explicar una parte importante de la mayor propensión a crisis que tiene América Latina: el coeficiente sobre la variable *ficticia* latinoamericana cae en aproximadamente una quinta parte en valor absoluto al introducir la variable de bosques abiertos como control. Esta reducción del coeficiente implica que la menor flexibilidad de las exportaciones es la fuente de más del 30 por ciento de la diferencia en la duración mediana de una recesión latinoamericana en comparación con una recesión en un país industrializado.

Es interesante notar que la variable *ficticia* de América Latina no parece disminuir significativamente con la adición de más controles en el Cuadro 3. Esto es consistente con uno de los resultados más notables presentados por Hausmann, Rodríguez y Wagner (2006), que es el poco valor explicativo que tienen la mayoría de las características de los países sobre la duración de las crisis. Nótese que en este respecto los resultados difieren significativamente de aquellos mostrados en el Cuadro 2, en las cuales las mismas variables tenían un efecto significativo sobre la probabilidad de caer en crisis. Los resultados de las regresiones de duración nos dicen que las mismas variables que en parte explican por qué América Latina tiene mayor propensión a caer en crisis no son capaces de explicar por qué América Latina no sale de las crisis.

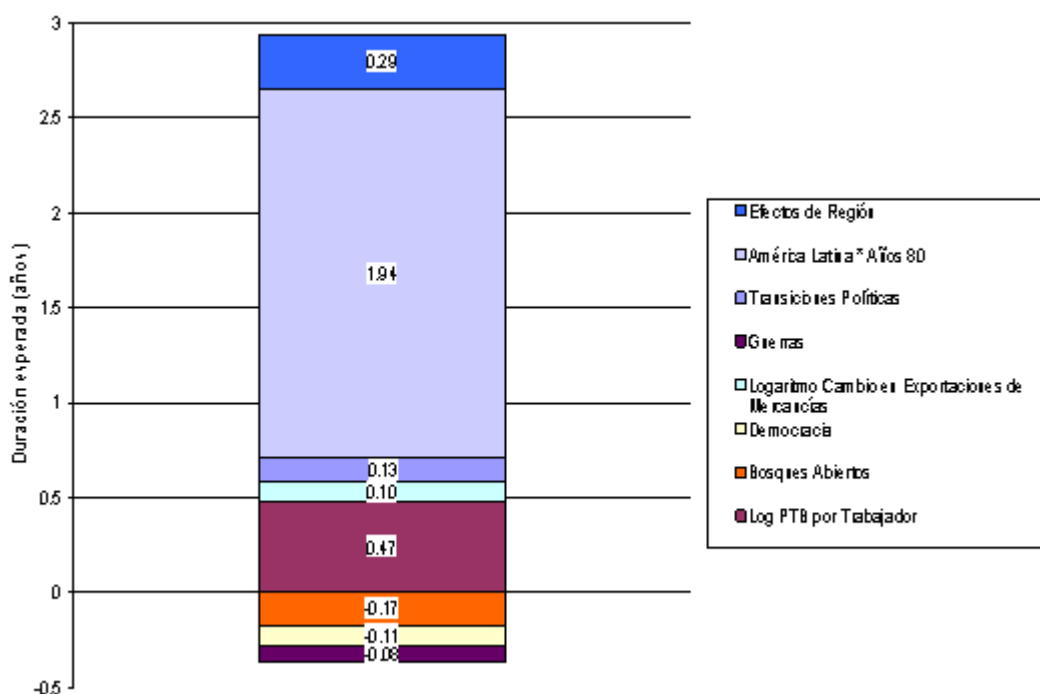
Sin embargo, las regresiones de duración en el Cuadro 3 sí muestran un paralelo interesante con las regresiones probit de el Cuadro 2, y es que en ambas la *variable ficticia* de América Latina pierde su significación cuando introducimos una *variable ficticia* para América Latina en los años ochenta. En otras palabras, los resultados otra vez confirman la hipótesis de que la “década perdida” es lo que distingue al comportamiento de América Latina en recesión del resto del mundo. No sólo es el caso que los países latinoamericanos tuvieron mucha mayor probabilidad de caer en crisis en los años ochenta, sino que las crisis en las que cayeron acabaron siendo mucho más duraderas. Los parámetros estimados en la última columna de el Cuadro 3 implican que, si bien podríamos esperar que una recesión normal en América Latina durase 3,2 años más que en un país industrializado, una recesión que empezó en los años ochenta duraría 12,8 años más que en un país industrializado.

Los resultados del Cuadro 3 son particularmente robustos, en el sentido de que es muy difícil hacer que la significación de la *variable ficticia* de América Latina desaparezca a menos que sea con un indicador de la “década perdida.” Hemos intentado una serie de especificaciones adicionales, añadiendo otras variables y alterando la especificación econométrica, y la fortaleza de la hipótesis de la década perdida se mantiene. Recuérdese que esta última variable es un indicador de América Latina en los años ochenta, por lo cual lo que nos indica es que no recoge el efecto de características fijas de la región ni recoge el efecto de choques comunes al mundo en desarrollo ocurridos en esa época (el primero es recogido por la *variable ficticia* de América Latina, mientras que el segundo es recogido por la *variable ficticia* de los años ochenta). Estamos entonces hablando de un fenómeno idiosincrásico que refleja el hecho de que a partir de los años ochenta las economías latinoamericanas se comenzaron a comportar de una forma distinta al resto del mundo, sea porque manifestaron una reacción distinta a choques mundiales, o porque desarrollaron una dinámica propia diferente a las de otras economías. La descomposición que mostramos en el Gráfico 2, la cual es análoga en su construcción a la del Gráfico 1, refleja que más de dos terceras

partes de la diferencia en duración de recesiones entre América Latina y el resto del mundo se debe precisamente al efecto de la década perdida.

Estos resultados pueden parecer bastante desalentadores, dado que ponen de manifiesto nuestra incapacidad para explicar el efecto de América Latina satisfactoriamente. De hecho, el principal resultado que emerge de la consideración de los Cuadros 2 y 3 es que la idiosincrasia de América Latina no parece ser fácilmente explicable en estas bases de datos. Ciertamente, la mayor duración de las recesiones de los ochenta en la región no parece estar explicada por mayor incidencia de caídas en flujos de capitales, inestabilidad política, o mal manejo macroeconómico. Es perfectamente posible que estas diferencias se deban a variables omitidas que no hemos podido medir adecuadamente, sea porque hemos olvidado considerarlas o porque no existen buenas mediciones de ellas.

GRAFICO 2
CONTRIBUCIÓN DE DIVERSOS FACTORES A EXPLICACIÓN DE LA DURACIÓN DE LAS RECESIONES EN AMÉRICA LATINA RELATIVO A MEDIA MUNDIAL



Fuente: Estimaciones propias.

Sin embargo, como hemos sugerido en la introducción a este trabajo, la poca facilidad para explicar la *variable ficticia* de América Latina también puede deberse a que este fenómeno sea sintomático de la existencia de una trampa de pobreza. Como hemos argumentado, una característica esencial de las trampas de pobreza es que no son explicables por diferencias en los fundamentos de la economía. Países en condiciones similares pueden terminar teniendo desempeños económicos muy distintos si uno de ellos está sumido en un equilibrio subóptimo mientras que el otro no.

Las teorías de equilibrios múltiples presentan una serie de dificultades metodológicas para su evaluación empírica que ha llevado a que sean fuertemente criticados por la ausencia de mecanismos para contrastarlos. Sin embargo, nuestras regresiones de duración arrojan evidencia sugestiva consistente con la hipótesis de equilibrios múltiples. No nos referimos sólo al hecho de

que la *variable ficticia* de “década perdida” sea difícil de explicar, sino al hecho de que las regresiones también muestran evidencia de que los países que caen en crisis de larga duración – tales como los países latinoamericanos – tienden a mostrar patrones de comportamiento que son definitivamente atípicos para países que se están recuperando de choques temporales.

Estos patrones de comportamiento pueden ser observados claramente si consideramos las funciones de riesgo condicionales que emergen de la estimación de las regresiones de duración como (1) bajo el supuesto de diversas formas funcionales para la distribución $f(t)$. Estas funciones se representan en el Gráfico 4. En la construcción de este gráfico hemos utilizado una regresión en la cual controlamos por el nivel de bosques abiertos, democracia, ingreso inicial y *variables ficticias* regionales y de década (tales como la reportada en la columna (4) de el Cuadro 3) bajo el supuesto de diversas formas funcionales para la función de riesgo. Lo interesante de estos resultados es que todos muestran que la función de riesgo es o decreciente o básicamente plana.

En el Cuadro 3 podemos observar una confirmación de la importancia de los bosques abiertos como determinante de la probabilidad de recuperación de una crisis. Lo que es más importante, los bosques abiertos parecen explicar una parte importante de la mayor propensión a crisis que tiene América Latina: el coeficiente sobre la *variable ficticia* latinoamericana cae en aproximadamente una quinta parte en valor absoluto al introducir la variable de bosques abiertos como control. Esta reducción del coeficiente implica que la menor flexibilidad de las exportaciones es la fuente de más del 30 por ciento de la diferencia en la duración mediana de una recesión latinoamericana en comparación con una recesión en un país industrializado.

Es interesante notar que la *variable ficticia* de América Latina no parece disminuir significativamente con la adición de más controles en el Cuadro 3. Esto es consistente con uno de los resultados más notables presentados por Hausmann, Rodríguez y Wagner (2006), que es el poco valor explicativo que tienen la mayoría de las características de los países sobre la duración de las crisis. Nótese que en este respecto los resultados difieren significativamente de aquellos mostrados en el Cuadro 2, en las cuales las mismas variables tenían un efecto significativo sobre la probabilidad de caer en crisis. Los resultados de las regresiones de duración nos dicen que las mismas variables que en parte explican por qué América Latina tiene mayor propensión a caer en crisis no son capaces de explicar por qué América Latina no sale de las crisis.

Sin embargo, las regresiones de duración en el Cuadro 3 sí muestran un paralelo interesante con las regresiones probit de el Cuadro 2, y es que en ambas la *variable ficticia* de América Latina pierde su significación cuando introducimos una *variable ficticia* para América Latina en los años ochenta. En otras palabras, los resultados otra vez confirman la hipótesis de que la “década perdida” es lo que distingue al comportamiento de América Latina en recesión del resto del mundo. No sólo es el caso que los países latinoamericanos tuvieron mucha mayor probabilidad de caer en crisis en los años ochenta, sino que las crisis en las que cayeron acabaron siendo mucho más duraderas. Los parámetros estimados en la última columna de el Cuadro 3 implican que, si bien podríamos esperar que una recesión normal en América Latina durase 3,2 años más que en un país industrializado, una recesión que empezó en los años ochenta duraría 12,8 años más que en un país industrializado.

Los resultados del Cuadro 3 son particularmente robustos, en el sentido de que es muy difícil hacer que la significación de la *variable ficticia* de América Latina desaparezca a menos que sea con un indicador de la “década perdida.” Hemos intentado una serie de especificaciones adicionales, añadiendo otras variables y alterando la especificación econométrica, y la fortaleza de la hipótesis de la década perdida se mantiene. Recuérdese que esta última variable es un indicador de América Latina en los años ochenta, por lo cual lo que nos indica es que no recoge el efecto de características fijas de la región ni recoge el efecto de choques comunes al mundo en desarrollo ocurridos en esa época (el primero es recogido por la *variable ficticia* de América Latina, mientras que el segundo es recogido por la *variable ficticia* de los años ochenta). Estamos entonces hablando

de un fenómeno idiosincrásico que refleja el hecho de que a partir de los años ochenta las economías latinoamericanas se comenzaron a comportar de una forma distinta al resto del mundo, sea porque manifestaron una reacción distinta a choques mundiales, o porque desarrollaron una dinámica propia diferente a las de otras economías. La descomposición que mostramos en el Gráfico 2, la cual es análoga en su construcción a la del Gráfico 1, refleja que más de dos terceras partes de la diferencia en duración de recesiones entre América Latina y el resto del mundo se debe precisamente al efecto de la década perdida.

Estos resultados pueden parecer bastante desalentadores, dado que ponen de manifiesto nuestra incapacidad para explicar el efecto de América Latina satisfactoriamente. De hecho, el principal resultado que emerge de la consideración de los Cuadros 2 y 3 es que la idiosincrasia de América Latina no parece ser fácilmente explicable en estas bases de datos. Ciertamente, la mayor duración de las recesiones de los ochenta en la región no parece estar explicada por mayor incidencia de caídas en flujos de capitales, inestabilidad política, o mal manejo macroeconómico. Es perfectamente posible que estas diferencias se deban a variables omitidas que no hemos podido medir adecuadamente, sea porque hemos olvidado considerarlas o porque no existen buenas mediciones de ellas.

Sin embargo, como hemos sugerido en la introducción a este trabajo, la poca facilidad para explicar la *variable ficticia* de América Latina también puede deberse a que este fenómeno sea sintomático de la existencia de una trampa de pobreza. Como hemos argumentado, una característica esencial de las trampas de pobreza es que no son explicables por diferencias en los fundamentos de la economía. Países en condiciones similares pueden terminar teniendo desempeños económicos muy distintos si uno de ellos está sumido en un equilibrio subóptimo mientras que el otro no.

Las teorías de equilibrios múltiples presentan una serie de dificultades metodológicas para su evaluación empírica que ha llevado a que sean fuertemente criticados por la ausencia de mecanismos para contrastarlos. Sin embargo, nuestras regresiones de duración arrojan evidencia sugestiva consistente con la hipótesis de equilibrios múltiples. No nos referimos sólo al hecho de que la *variable ficticia* de “década perdida” sea difícil de explicar, sino al hecho de que las regresiones también muestran evidencia de que los países que caen en crisis de larga duración – tales como los países latinoamericanos – tienden a mostrar patrones de comportamiento que son definitivamente atípicos para países que se están recuperando de choques temporales.

Estos patrones de comportamiento pueden ser observados claramente si consideramos las funciones de riesgo condicionales que emergen de la estimación de las regresiones de duración como (1) bajo el supuesto de diversas formas funcionales para la distribución $f(t)$. Estas funciones se representan en el Gráfico 4. En la construcción de este gráfico hemos utilizado una regresión en la cual controlamos por el nivel de bosques abiertos, democracia, ingreso inicial y *variables ficticias* regionales y de década (tales como la reportada en la columna (4) de el Cuadro 3) bajo el supuesto de diversas formas funcionales para la función de riesgo. Lo interesante de estos resultados es que todos muestran que la función de riesgo es o decreciente o básicamente plana.

¿Cuál es el significado de una función de riesgo decreciente? Recordemos que la función de riesgo define la probabilidad de salir de la crisis como una función del tiempo. Una función de riesgo plana indica que la probabilidad de salir de la crisis no varía a medida que transcurre el tiempo, mientras que una función de riesgo decreciente implica que esta probabilidad disminuye a medida que el país transcurre más tiempo en crisis. En contraste, en un modelo convencional de crecimiento al estilo de Ramsey o Solow esperaríamos que a medida que transcurra el tiempo desde que la economía es golpeada por un choque adverso, esta economía regrese a su estado estacionario original – al menos si ese choque no es permanente.

En un mundo de equilibrios múltiples, por el contrario, la función de riesgo decreciente es perfectamente explicable. Los países que son afectados por choques adversos manifestarán dos tipos de reacciones, de acuerdo con la magnitud del choque y la estructura específica de las funciones de producción, ahorro y fertilidad. Los países que hayan sufrido un choque relativamente pequeño o que tengan una base de atracción de su estado estacionario relativamente amplia tenderán a regresar a su estado estacionario relativamente rápido, mientras que aquellos para los cuales el choque haya sido de suficiente magnitud como para empujarlos hacia otro estado estacionario no tenderán a regresar al punto inicial de partida. A medida que transcurre el tiempo, y los países que transitan hacia otro equilibrio se alejan más del punto inicial, su probabilidad de regresar a éste se hace cada vez menor.

Nótese que la heterogeneidad entre países en sí no explica este fenómeno. Esto se debe a que los términos de fragilidad que forman parte de la estimación de las funciones de riesgo a través de regresiones de duración capturarán la tendencia que distintos países tengan a tener distintas propensiones de recuperación. Por lo tanto, si bien la heterogeneidad podría explicar por qué las funciones de riesgo incondicionales son decrecientes, no explica por qué las estimaciones obtenidas después de permitir distintos niveles de h_0 en (2) continúan mostrando el patrón decreciente o plano.

La existencia de funciones de riesgo decrecientes, sin embargo, no es una demostración decisiva del modelo de equilibrios múltiples en contra del modelo de un equilibrio. La razón es que la función de riesgo creciente será una implicación de los modelos de crecimiento con un estado estacionario sólo en el caso en el que los países estén sujetos solamente a choques temporales. Si una de las razones por las cuales los países caen en crisis proviene de choques permanentes adversos a la productividad (ampliamente entendida, tal como hemos subrayado anteriormente), entonces la tendencia a funciones de riesgo decrecientes también puede ser explicada como resultante del hecho de que los países que han entrado en crisis están en proceso de ajustarse hacia un nuevo – e inferior – estado estacionario.

Por tanto, sólo podemos concluir que las funciones de riesgo planas o decrecientes son consistentes con un modelo de equilibrios múltiples (dados choques temporales o permanentes) pero también consistentes con el comportamiento de economías sin trampas de pobreza que están sujetas a choques permanentes. Por esta razón, en la sección 4 introduciremos una prueba que nos permitirá distinguir con mayor nivel de discriminación entre la existencia de trampas de pobreza y la existencia de deterioros institucionales exógenos. Antes de hacer esto, sin embargo, exploraremos en mayor detalle dos de los casos más graves de colapsos de crecimiento experimentados en la región.

II. Dos colapsos

De acuerdo con la clasificación que hemos venido utilizando, las cinco crisis de más larga duración en América Latina comenzaron todas en los años setenta. La más larga es la sufrida por R.B. Venezuela a partir 1971, la cual había durado treinta y cuatro años para nuestro último año de disponibilidad de datos. Venezuela es seguida por Jamaica (1973), Guyana (1976), Perú (1976) y Bolivia (1978). El promedio de duración de estas cinco crisis es 30,2 años, una magnitud que está claramente fuera del margen de explicación de las teorías de ciclos de negocios convencionales. No deja de ser curioso que tres de estas economías estén concentradas en la región andina. En esta sección exploramos en mayor detalle las posibles semejanzas y diferencias entre dos de estos casos. En particular, nuestra discusión estará orientada hacia tratar de entender si el comportamiento de estos países arroja evidencia a favor de la hipótesis de que puedan haber caído en una trampa de pobreza.

R.B. Venezuela

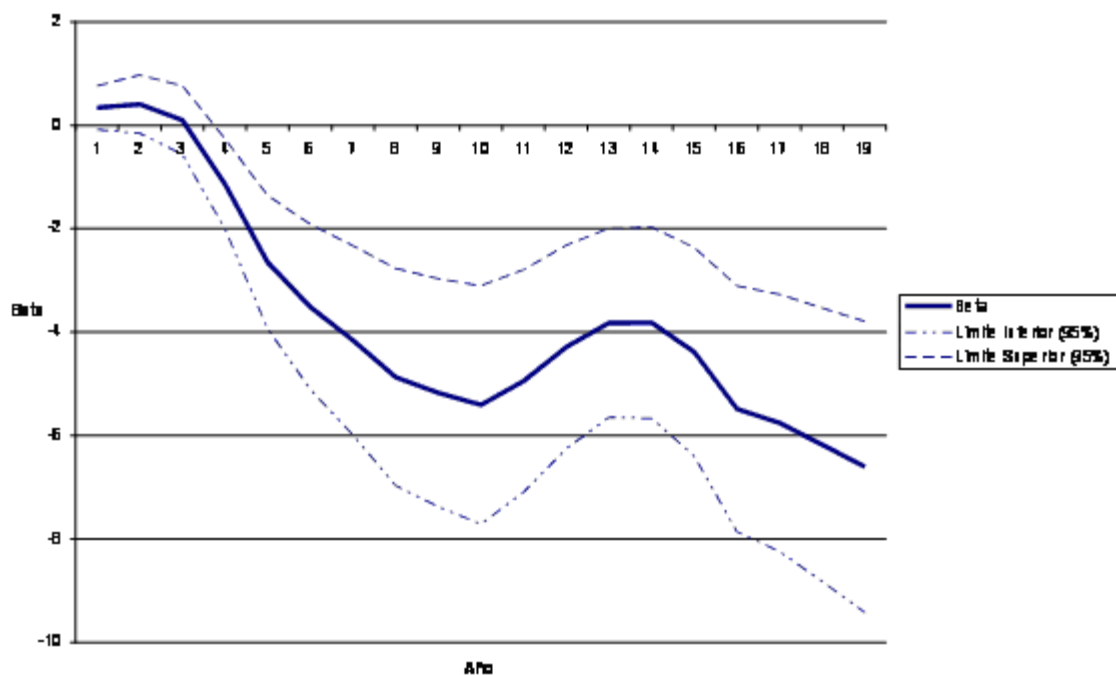
Concedores de la economía venezolana se sorprenderán de que nuestro filtro feche el pico de la expansión venezolana en 1971. Los años setenta son recordados como una de las épocas de mayor expansión de la economía venezolana, en la cual el país disfrutó ampliamente de los beneficios del primer boom petrolero. Es común hallar referencias a estos años como la época de la “Venezuela Saudita”⁹.

⁹ Este término aparentemente fue utilizado por primera vez por el columnista venezolano Alfredo Tarre Murzi, quien escribía bajo el seudónimo “Sanin.” Véase Sanin (1977).

El hecho de que la data identifique este año como el pico no es, sin embargo, algo nuevo: varias series de producto por habitante en R.B. Venezuela alcanzan su pico a principios de los setenta. Este fenómeno ha sido discutido extensamente por Rodríguez (2006), quien demuestra que esta es una característica de las series empalmadas por el lado de la demanda que utilizan como año base un período de altos precios del petróleo y por tanto le dan una ponderación significativamente alta a las exportaciones netas. La razón es que al valorar las exportaciones netas a precios de los años ochenta, las exportaciones netas de los años setenta aparentan ser fuertemente negativas. Rodríguez (2006) demuestra que este sesgo se reduce al utilizar un empalme por el lado de la oferta y argumenta que en todo caso una evaluación de la productividad de la economía es probablemente más adecuada si se hace a partir del producto interno bruto por trabajador en el sector no petrolero. Este encuentra su pico en 1978, habiendo declinado en 35.6% a partir de ese entonces.

Es notable que R.B. Venezuela haya entrado en crisis, por tanto, a finales del primer *boom* petrolero y que el segundo *boom* petrolero fuese incapaz de sacarla de esta crisis. La literatura sobre este período es escasa, pero en general apunta a la inconsistencia de políticas macroeconómicas contractivas aplicadas a partir de 1979¹⁰. Sin embargo, a partir de mediados de los ochenta es claro que R.B. Venezuela se enfrenta a una contracción significativa de sus ingresos por exportaciones y fiscales petroleros, los cuales caen en 52,1 y 62,5 por ciento respectivamente entre 1980 y 2002 (Hausmann y Rodríguez, 2006). La caída de los ingresos fiscales fue significativa, llevándolos a un nivel por debajo del que ocupaban antes del primer *boom*. Si bien el inicio de la crisis puede haber sido desencadenado por las políticas contractivas, no hay mayor duda de que la crisis se profundiza sólo porque R.B. Venezuela se enfrenta a esta estrepitosa caída en su principal fuente de ingresos externos y de exportaciones.

GRÁFICO 3
ESTIMACIONES DE BETA, TODOS LOS PAÍSES EN DESARROLLO, 1960-2003



Fuente: Hausmann y Rodríguez (2006).

¹⁰ Rodríguez (1981).

Sin embargo, la caída de los ingresos petroleros no puede ser toda la explicación detrás del colapso económico venezolano. Hausmann y Rigobon (2002) y Hausmann y Rodríguez (2007) argumentan que en una economía competitiva en la cual existen otros sectores productores de bienes transables, una caída en el precio del sector exportador debería simplemente generar una reasignación de recursos hacia otros sectores exportadores. En el margen, la economía debería sentir sólo el efecto precio de esta caída sobre su sector petrolero, y es perfectamente factible que el efecto de esta contracción sobre la demanda genere un descenso temporal en la producción no petrolera, pero este es un fenómeno que se debería revertir en el largo plazo.

En todo caso, la teoría sugiere que deberíamos esperar una reacción fuertemente positiva de la producción de otros bienes exportables frente a la caída de los ingresos petroleros. Esa reacción no se manifestó en R.B. Venezuela, cuyas exportaciones no petroleras crecieron a una tasa de apenas 2,01% entre 1981 y 2002.

¿Por qué es que R.B. Venezuela tuvo tantos problemas en desarrollar una industria exportadora alternativa? Hausmann y Rodríguez (2006) sugieren que una parte significativa de sus dificultades viene precisamente de los bajos niveles de bosques abiertos que corresponden a los países petroleros. Hausmann y Rodríguez (2006) muestran que el nivel de bosque abierto de los países petroleros es 2,17 puntos logarítmicos más bajo que el de los países no petroleros, después de controlar por diferencias atribuibles al ingreso per cápita. En base a regresiones de duración similares a las presentadas en el Cuadro 3 pero en las cuales se introduce un control por el efecto de ser una economía petrolera, estos autores estiman la duración de una contracción económica en un país que tuviese el nivel de bosque abierto correspondiente a un país con el nivel de ingreso por habitante de R.B. Venezuela pero que no derivase sus ingresos de exportaciones del petróleo. En este caso, el modelo de duración predice una duración esperada de 4,1 años, en contraste con la duración de 17,3 años predicha dado el nivel de bosque abierto de R.B. Venezuela.

Estos resultados sugieren la idea de la existencia de una versión diferente de los modelos de equilibrios múltiples, o lo que podríamos llamar un modelo de “trampas de especialización.” La idea, a nivel muy intuitivo, es que economías que desarrollan una ventaja comparativa muy fuerte en un bien que está alejado de las áreas de mayor densidad en el espacio de productos pueden tener fuertes problemas enfrentándose a las variaciones adversas en los precios de esos productos. Un choque positivo en los términos de intercambio puede llevar a que un país pierda la dotación de activos productivos necesarios para producir otros bienes y se especialice en un bien – como el petróleo – que carece de un nivel significativo de flexibilidad de exportación. Si alguna parte de esta pérdida de activos productivos es difícil de recuperar, la reversión del choque inicial puede dejar a la economía en una situación peor que en la que estaba antes de ocurrir el choque. En otras palabras, si R.B. Venezuela no hubiese destruido las características que la hacían una economía fuertemente competitiva en rubros agrícolas tales como el café y el cacao antes del surgimiento del petróleo, probablemente estaría mucho mejor posicionada para enfrentar la caída en los ingresos petroleros acontecida durante los años ochenta y noventa.

En el caso venezolano, es posible esbozar la hipótesis de que el país se enfrenta a un fuerte deterioro institucional durante los años noventa que llevan a una pérdida significativa en su capacidad como sociedad de convertir insumos productivos en producción (Monaldi y Penfold, 2006). Gran parte de la pregunta de fondo es si este deterioro institucional es endógeno al deterioro económico o es una causa fundamental. En la medida en que la precedencia temporal puede decirnos algo sobre esta pregunta, es claro que el declive económico ocurre antes del colapso institucional. Por lo tanto, pareciera deseable poder analizar un caso en el cual las variables institucionales no se hayan movido en una forma tan adversa al crecimiento.

Bolivia

Bolivia nos provee con un ejemplo de un país en el cual es sumamente difícil argumentar que las instituciones a finales de los años noventa eran menos conducentes a la utilización eficiente de los recursos que en los años ochenta. En 1984-85, Bolivia se enfrenta a una hiperinflación en cuyo pico la tasa de inflación llega a 30% *semanal* (Morales y Sachs, 1990). En 1985, el gobierno de Víctor Paz Estensoro implementa uno de los primeros programas de ajuste estructural que sigue la doctrina de terapia de choque y que exitosamente estabiliza el nivel de precios. Su administración y los gobiernos posteriores aprovechan para introducir un conjunto de reformas económicas que conforman uno de los intentos más ambiciosos para implementar el consenso de Washington en América Latina. De acuerdo con el índice de reformas estructurales de Eduardo Lora (2001), Bolivia ocupa el primer lugar de la región en términos de la calidad de sus políticas económicas, además de ser el país que mayores mejoras ha experimentado entre 1985 y 1999. En áreas tales como la política comercial, Bolivia se compara favorablemente con muchos países industrializados: su tasa arancelaria promedio es apenas 9 % y su dispersión de aranceles es 1,1%. Para el año 2001, la Fundación Heritage colocaba a Bolivia en el puesto 32 (de 156 economías) en términos de libertad económica, con niveles similares a los de Taiwán, Corea o Francia (Caro y Rodríguez, 2007).

Sin embargo, Bolivia aun no ha sido capaz de recuperar su nivel de ingreso por habitante pico alcanzado en 1978. Caro y Rodríguez (2007) exploran las condiciones que pueden explicar este pobre desempeño. Al igual que R.B. Venezuela, Bolivia también enfrenta una crisis adversa en sus exportaciones tradicionales a partir de los años ochenta, con colapsos significativos en la producción de estaño y gas natural. También de forma similar a R.B. Venezuela, Bolivia tiene niveles de bosques abiertos relativamente bajos, los cuales son consecuencia de lo relativamente alejados que se encuentran el estaño, la plata y el gas natural de las áreas densas y de alto valor en el espacio de productos. El nivel de bosque abierto de Bolivia es 40,8% del promedio mundial y 37,6% del promedio de sus cinco países vecinos. Por lo tanto, en el caso de Bolivia podemos aplicar un razonamiento similar al de R.B. Venezuela, concluyendo que su recuperación habría sido mucho más rápida de gozar este país de mayor flexibilidad en las exportaciones.

Caro y Rodríguez (2007), sin embargo, enfatizan que no es posible explicar el deterioro económico boliviano si se considera que las reformas económicas de mercado tuvieron un efecto positivo y significativo sobre la productividad. A manera de ejemplo, Caro y Rodríguez utilizan la estimación de Panizza y Lora (2002) del efecto de productividad de las reformas económicas. Si aceptamos esas estimaciones, y aun asumiendo una convergencia lenta después de la recuperación de la hiperinflación, el PIB por trabajador boliviano debería estar 64% por encima de su nivel actual. En el caso en que desechemos la hipótesis de que las reformas afectaron positivamente a la productividad, esa brecha se reduce a 39,9%, de la cual dos terceras partes podría ser explicada en base a la falta de flexibilidad de exportaciones.

Es usual toparse con la interpretación de que las fallas en las reformas bolivianas - así como en la región en general - se deben al carácter incompleto de estas reformas. A pesar de que esta interpretación puede parecer curiosa dada la caracterización que indicadores tales como el de Lora hacen de Bolivia como el reformista más agresivo de la región, esta interpretación es muy común entre analistas y economistas académicos (Morales y La Torre, 1995, Kaufmann, Mastruzzi y Zavaleta, 2000). Caro y Rodríguez (2007) utilizan una metodología desarrollada por Hsieh y Klenow (2006) para medir el progreso de las reformas a través de su efecto sobre la dispersión de las distorsiones en datos derivados de la *Encuesta Anual a la Industria Manufacturera* entre 1995 y 2001 (el período de mayor intensidad de las reformas estructurales). Sus resultados hallan una reducción significativa en la dispersión entre productos marginales, indicando que las reformas fueron efectivas en alcanzar su objetivo intermedio de reducir distorsiones en la asignación de recursos. Sin embargo, la reducción de estas distorsiones puede no generar mejoras en la

productividad debido a la presencia de otras distorsiones tales como externalidades y necesidad de provisión de bienes públicos, tal como es bien sabido desde Lispey y Lancaster(1956-7). Los resultados de Caro y Rodríguez (2007) por tanto ayudan a sembrar escepticismo sobre la deseabilidad de perseguir una estrategia de profundización de reformas económicas como solución al problema de crecimiento boliviano.

Estos breves estudios de caso resaltan la importancia de entender la ausencia de flexibilidad de exportaciones como un determinante importante de la capacidad de recuperación de las recesiones. Las aplicaciones cuantitativas de esta hipótesis se resumen en el Cuadro 4, en el cual estudiamos el efecto que tiene la flexibilidad de exportaciones sobre la duración esperada de las cinco recesiones más largas de América Latina, en estimaciones extraídas del modelo estimado en la columna (5) del Cuadro 3¹¹. Como podemos ver allí, nuestro modelo en general subestima la duración de estas recesiones. Esto no es sorprendente, ya que hemos seleccionado a las recesiones de más larga duración en la región, y es natural que un modelo estadístico cometa errores de predicción en casos extremos. Lo más interesante, sin embargo, está en la disminución apreciable que estas economías podrían mostrar en la duración de sus recesiones si sus exportaciones fuesen más flexibles. El cuadro muestra tres simulaciones, en las cuales respectivamente le asignamos a cada una de estas economías un nivel de bosque abierto similar al promedio de América Latina, el promedio de las tres economías más flexibles de la región en esta medida, y el promedio de los países de alto crecimiento de Asia Oriental. De acuerdo con nuestro modelo, la duración esperada de una recesión en estas economías se reduciría de 11,8 años a 7,7 años en el primer caso, a 4,7 años en el segundo, y a 4,4 años en el tercero. En otras palabras, la falta de flexibilidad en las exportaciones puede triplicar la duración esperada de una recesión.

CUADRO 4
DURACIÓN ESPERADA Y PREDICHA DE LAS CINCO RECESIONES MÁS PROFUNDAS
EN AMÉRICA LATINA

	Año de comienzo	Duración	Duración esperada según nivel de bosque abierto			
			Actual	América Latina	Brasil, Argentina, México	Asia Oriental
R.B. Venezuela	1971	34	18,58	7,58	4,65	4,28
Jamaica	1973	32	6,08	5,13	3,15	2,90
Guyana	1976	29	10,69	7,20	4,42	4,06
Perú	1976	29	12,98	11,59	7,12	6,55
Bolivia	1978	27	10,68	7,03	4,32	3,97

Fuente: Estimaciones propias.

¹¹ Ya que esta ecuación es distinta a la presentada por Hausmann y Rodríguez (2006), la duración esperada de la recesión en Venezuela también es levemente diferente al que discutimos con anterioridad. Sin embargo, las diferencias no son, cuantitativamente importantes.

III. Detrás de los colapsos de crecimiento: el rol de los choques exógenos¹²

En las secciones anteriores hemos mostrado evidencia anecdótica y empírica consistente con la hipótesis de que los problemas de crecimiento experimentados por algunos países latinoamericanos pueden deberse a que estos países han caído en una “trampa de especialización”, en la cual la concentración en la producción de bienes que se encuentran lejos de las áreas densas del espacio de productos pueden llevar a que estos países carezcan de capacidad adecuada para responder a choques adversos a los precios o a la productividad a través de la movilización de recursos a otros sectores productivos. En síntesis, hemos argumentado que la incapacidad de variables explicativas tradicionales para explicar la alta duración de las crisis en las que la región cayó durante la década de los ochenta, combinada con el hecho de que los patrones de recuperación mostrados en nuestras estimaciones indican que a medida que transcurre más tiempo a partir del inicio de la crisis cae la probabilidad de salir de la crisis, parecen sugerir que muchos países de la región cayeron en una trampa de pobreza durante los años ochenta. Sin embargo, también hemos argumentado que las regresiones de la sección anterior difícilmente pueden establecer una identificación que decisivamente distinga una trampa de pobreza con otras hipótesis consistentes con la tesis de equilibrios únicos. En esta sección proponemos una metodología empírica para llevar adelante justamente esta distinción.

¹² Esta sección se basa en investigación actualmente en proceso llevada a cabo conjuntamente con Cameron Shelton.

El método que utilizaremos fue originalmente propuesto por Davis y Weinstein (2002) en el contexto de las pruebas empíricas de modelos de equilibrios múltiples en geografía económica. En esencia, consiste en la siguiente idea. Supongamos que el nivel de ingreso por habitante de estado estacionario es y^* , y nuestra economía comienza en $y_t = y^*$. Supongamos que un choque la desvía de y_t a y_{t+1} . En ese caso, de ser y^* el valor del estado estacionario, esperaríamos que después de que haya transcurrido suficiente tiempo para que se agote el efecto de este choque, la economía regrese a $y_{t+n} = y^*$. Por lo tanto, podemos descomponer las variaciones temporales en el ingreso por habitante en:

$$y_{t+n} - y_{t+1} = -(y_{t+1} - y_t) \quad (5)$$

Por lo tanto, bajo la hipótesis de equilibrio único, al estimar la ecuación:

$$y_{t+n} - y_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 (y_{t+1} - y_t) \quad (6)$$

El valor de los estimadores convergerá de manera que $\hat{\beta}_0 \rightarrow 0$ y $\hat{\beta}_1 \rightarrow -1$. Sin embargo, esto no ocurrirá en el caso de un modelo de equilibrios múltiples. En este caso, $\hat{\beta}_1$ puede converger a valores distintos a -1, debido a que la restricción $y_{t+n} = y^*$ no tiene por qué cumplirse.

Evidentemente, la ecuación (6) puede estar sujeta a sesgos de endogeneidad, por lo cual se requiere una estrategia de estimación que permita identificar limpiamente los parámetros de interés. Nuestra estrategia estará basada en el uso de series de términos de intercambio como instrumentos para $y_{t+1} - y_t$ en la ecuación (6). Claramente los términos de intercambio son exógenos al producto en economías pequeñas. Similarmente, deben ser excluibles de la ecuación de segunda etapa dado que no hay razón por la cual un choque a los términos de intercambio entre t y $t+1$ vaya a tener un efecto sobre el crecimiento entre $t+1$ y $t+n$ a menos que sea a través de su efecto sobre el crecimiento del producto entre t y $t+1$.

Una pregunta adicional se refiere a la dimensión temporal sobre la cual se debe estimar esta relación, en otras palabras, ¿cuán largo debe ser n ? En principio, n debe ser suficientemente largo como para que el choque inicial a los términos de intercambio se haya revertido. Al estimar la duración esperada de estos choques, hemos encontrado que el 95% de la variación original se ha extinguido después de 18 años. Estos resultados son similares a los hallados por Cashin, McDermott y Patillo (2004) para países africanos. En nuestra opinión, la mejor solución es evaluar este modelo para distintos valores de n ¹³.

Estos resultados pueden ser extendidos a un modelo de Solow aumentado con un flujo exógeno de ingresos por recursos naturales. Para comprobar este hecho, consideremos una función de producción Cobb-Douglas en trabajo y capital. Si L es la fuerza de trabajo, x la tasa de progreso tecnológico (que aumenta el trabajo), R el flujo de ingresos por exportaciones de recursos naturales y adoptamos la notación $\hat{z} = Z / (Le^{xt})$ para cualquier variable Z , esta función se puede escribir directamente en términos de variables por unidad de trabajo ajustada por productividad como:

$$\hat{y} = \hat{k}^\alpha \quad (7)$$

¹³ Existe la posibilidad de que algunos choques a los términos de intercambio sean permanentes, en cuyo caso la validez del supuesto de identificación se quebraría. En general, es difícil distinguir entre hipótesis de raíces unitarias y estacionariedad para series tales como los términos de intercambio, dado el bajo número de observaciones disponibles para cada país. Sin embargo, la existencia de choques permanentes en un modelo de equilibrios sencillos no ayuda a explicar los resultados que mostraremos más adelante, dado que encontramos que estos choques están negativamente asociados con el crecimiento de largo plazo.

Esta ecuación se puede combinar con la ecuación de acumulación de Solow:

$$\frac{d\hat{k}}{dt} = s\hat{y} - (n + \delta + x)\hat{k} + \hat{r}_{ss} \quad (8)$$

donde n denota la tasa de crecimiento de la fuerza de trabajo y δ la tasa de depreciación. Asumamos además que el flujo de ingresos por recursos naturales se comporta de acuerdo con:

$$\tilde{r}_t = \frac{\hat{r}_t}{\hat{k}_t} = \tilde{r}_{ss} (1 + \theta)^t; \theta < 1. \quad (9)$$

Al sustituir (9) y (7) en (8) obtenemos la ecuación diferencial:

$$\frac{1}{\hat{k}} \frac{d\hat{k}}{dt} = s\hat{k}^{\alpha-1} - (n + \delta + x) + \tilde{r}_{ss} (1 + \theta)^t \quad (10)$$

Esta ecuación puede ser linearizada logarítmicamente usando la aproximación $\log(1 + \theta^t) = \theta^t$ como:

$$\frac{d \log \hat{k}}{dt} = \beta (\log \hat{k} - \log \hat{k}_{ss}) + \tilde{r}_{ss} \theta^t \quad (11)$$

para la tasa de convergencia $\beta = s\alpha\hat{k}_{ss}^{\alpha-1} - (n + \delta)$. Esta ecuación tiene solución:

$$\log \hat{k}_t = \log \hat{k}_{ss} + \tilde{r}_{ss} \frac{e^{\beta t} - \theta^t}{\beta - \ln \theta} \quad (12)$$

Sustituyendo en (7) y tomando logaritmos obtenemos:

$$\log y_t = \alpha \log \hat{k}_t + xt = \alpha \log \hat{k}_{ss} + \alpha \tilde{r}_{ss} \frac{e^{\beta t} - \theta^t}{\beta - \ln \theta} + xt \quad (13)$$

De lo cual sigue que:

$$\log y_t - \log y_1 = x(t-1) + \alpha \tilde{r}_{ss} \frac{(e^{\beta t} - \theta^t) - (e^{\beta} - \theta)}{\beta - \ln \theta} \quad (14)$$

A medida que t avanza y y_t se aproxima a $y_{ss} = y_0$, $e^{\beta t} - \theta^t$ disminuye y por tanto:

$$\log y_t - \log y_1 = x(t-1) - (\log y_1 - \log y_0) \quad (15)$$

El modelo de un solo estado estacionario puede ser evaluado a través de la estimación de la ecuación:

$$\log y_t - \log y_1 = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 (\log y_1 - \log y_0) \quad (16)$$

En ausencia de equilibrios múltiples, $\beta_0 = -x$, $\beta_1 = t$, $\beta_2 = -1$.

En modelos de equilibrios múltiples, y_t no necesariamente tiende a y_0 porque se rompe la igualdad entre y_0 y y_{ss} . Por lo tanto $\beta_1 \neq -1$. Se puede demostrar que si reemplazamos a (7) por una función de producción con áreas convexas entonces $\beta_1 > -1$. La razón es que un choque positivo (negativo) sólo puede llevar a la economía a un estado estacionario superior (inferior).

Estos resultados sugieren un mecanismo sencillo para evaluar un modelo de equilibrio único contra un modelo de equilibrios múltiples. Este consistiría en estimar la ecuación (16) y someter a prueba la hipótesis nula $\beta_1 = -1$ contra la hipótesis alternativa $\beta_1 > -1$. En el caso de que nuestro parámetro estimado no sea diferente de -1, no podríamos refutar la hipótesis de que existe sólo un estado estacionario por país.

A continuación presentamos estimaciones de la ecuación (16) en una muestra de países en vías de desarrollo. El ingreso per capita es tomado de Summers, Heston y Aten (2006) mientras que la serie de términos de intercambio es tomada de UNCTAD (2007). La estimación se realiza por mínimos cuadrados en tres etapas, con una ecuación correspondiente a cada período de tiempo. En otras palabras, estimamos el sistema de ecuaciones:

$$\log y_{2i} - \log y_{1i} = \beta_0 + \beta_1 + \beta_2(\log y_{1i} - \log y_{0i}) \quad (17)$$

$$\log y_{ti} - \log y_{li} = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2(\log y_{li} - \log y_{0i})$$

$$\log y_{li} - \log y_{0i} = \alpha_0 + \alpha_1(TOT_{1i} - TOT_{0i}) + \dots + \alpha_k(TOT_{li} - TOT_{-ki}) \quad (18)$$

Nótese que en la implementación empírica de (18) utilizamos k rezagos de los términos de intercambio de forma de aumentar el poder explicativo de la regresión de primera etapa al mismo tiempo en que estimamos las ecuaciones a través de métodos de sistema de forma de adecuadamente tomar en cuenta las posibles interrelaciones entre los términos de perturbación de distintos períodos.

Los resultados se muestran en el cuadro 5, en el cual reportamos los coeficientes para $t=19$. Los resultados son sorprendentes en que nuestro estimador es negativo y significativamente distinto de -1. Esto posa un problema para evaluar la hipótesis de equilibrio único en contra de la hipótesis de equilibrios múltiples, dado que en los modelos de Solow de equilibrios múltiples los choques positivos pueden tener efectos positivos de largo plazo, pero nunca efectos negativos.

CUADRO 5
ESTIMADORES DE BETA POR REGIÓN

	Mundo	América Latina	Asia Oriental	Asia Central y del Sur	Africa	Medio Oriente y Norte de Africa	Caribe
Estimador de Beta	-6,605 (1 437)	-3,694 (0 990)	-4,35 (2 240)	-4,022 (3 855)	-2,649 (0 925)	0,477 (0 444)	-1,065 (0,453)
Límite inferior (95%)	-9,421	-5,633	-8,74	-11,577	-4,461	-0,393	-1,952
Límite superior (95%)	-3,789	-1,754	0,039	3,533	-0,837	1,347	-0,188
Número de observaciones	5,170	1,081	611	329	1,974	799	376

Fuente: Estimaciones propias.

Cuando partimos la estimación por regiones, nos encontramos con resultados similares para la mayoría de las regiones. Para América Latina, Asia Oriental, Asia Central y del Sur, y África, nos encontramos con estimadores de β_1 que son sustancialmente menores a -1. Si bien sólo en América Latina es la diferencia entre el valor estimado y -1 estadísticamente significativa al 5%, esto es en gran parte un resultado de la disminución necesaria del número de observaciones a la que nos enfrentamos al pasar de la muestra del mundo entero a las de subregiones específicas. Tal vez el punto más relevante es que para todas estas regiones nos encontramos con patrones de comportamiento de los países que indican que en promedio los países tienden a experimentar

deterioros de largo plazo dos décadas después de haber experimentado choques positivos a los términos de intercambio. En contraste, también es interesante notar que esto no ocurre en las regiones del Caribe y Medio Oriente/África del Norte. En la primera de estas, el estimador de -1.065 es casi idéntico a la predicción del modelo de equilibrio único, mientras que en la segunda de estas regiones pareciera haber evidencia de una trampa de pobreza tradicional, dado que es la única región en la que podemos comprobar que β_1 es mayor a y significativamente diferente de -1 .

Los Gráficos 5 y 6 muestran el patrón de todos los coeficientes estimados en el sistema dado por (17) y (18), respectivamente para la muestra del mundo entero como para la submuestra de países latinoamericanos. De acuerdo con nuestras estimaciones, en ambos casos el efecto de los choques iniciales tiene una duración relativamente breve, alcanzándose un valor de $\beta_1=1$ alrededor del período 3-4. Dado que utilizamos $k=3$ en la ecuación (18), esto implica que el efecto de un *boom* externo pareciera acabarse 6-7 años después del choque inicial. La convergencia de β_1 a valores entre -2 y -3 indica que la expansión inicial generada por un choque a los términos de intercambio es seguida por una caída en relación con el ingreso por habitante inicial que tiene dos a tres veces la magnitud de la expansión inicial.

Estos resultados recuerdan a la extensa literatura existente sobre la “maldición de los recursos naturales”. De acuerdo con esta hipótesis, los países que se benefician de abundancia de recursos naturales tienden a mostrar desempeños de largo plazo inferiores a los de países que no gozan de esta abundancia. Sachs y Warner (1999) identificaron en una sección cruzada de países la existencia de una correlación negativa entre la proporción de las exportaciones primarias en el PIB y el crecimiento económico, mientras que Gelb (1986) y Karl (1997) han provisto estudios de casos de economías en las cuales grandes *booms* de exportaciones fueron seguidos por deterioros significativos en la calidad institucional y en el desempeño económico. Sachs y Warner (1999), Rodríguez y Sachs (1999), y Tornell y Lane (1999) han provisto explicaciones alternativas de este fenómeno. Recientemente, Lederman y Maloney (2006) han cuestionado la evidencia de Sachs y Warner y han provisto ejemplos de casos que han podido sobreponerse a la maldición de los recursos naturales; sin embargo, Sala-i-Martin y Subramanian (2003) han argumentado que si bien el efecto de los recursos naturales sobre el crecimiento pareciera no ser robusto, el efecto de los recursos naturales sobre la calidad institucional – e indirectamente sobre el crecimiento – sí lo es.

Esta literatura, sin embargo, no ha distinguido entre la hipótesis de que países abundantes en recursos naturales puedan tener niveles de ingreso de equilibrio menores en el estado estacionario de la hipótesis de la hipótesis que países que experimentan *booms* temporales en sus exportaciones puedan experimentar deterioros permanentes. Esta distinción es importante porque nos permite entender si la maldición de los recursos naturales puede revertirse cuando la economía en cuestión experimenta una reversión en su abundancia en recursos naturales. Por ejemplo, en un modelo tradicional de enfermedad holandesa, una economía que tiene un *boom* de recursos naturales sufre un proceso de desindustrialización, pero a medida que el *boom* se revierte los precios relativos de los no transables disminuyen y la economía se reindustrializa, generando una corrección automática del fenómeno.

En nuestros estudios de caso presentados en la sección 3, sin embargo, hemos argumentado implícitamente que puede existir una interacción entre los *booms* en recursos naturales y las trampas de pobreza, que surge cuando las economías se especializan en industrias con bajo nivel de “bosques abiertos”, de las cuales se hace muy difícil saltar a otro sector productivo. En este contexto, es posible que una economía caiga en una “trampa de especialización” como producto de un choque positivo a los términos de intercambio. A medida que el choque se revierte, a la economía se le hace más difícil regresar a los sectores en los que estaba previamente especializada, experimentando un deterioro permanente en su nivel de vida.

A continuación esbozamos un modelo sencillo en el que se da esta trampa de especialización. Supongamos que la economía está poblada por empresas competitivas que maximizan beneficios. Se dispone de L unidades de trabajo que pueden ser divididas entre la producción de recursos naturales (R) y manufacturas (M). Los recursos naturales se producen de acuerdo a la tecnología

$$y_{rt} = A_r L_{rt}^\alpha \quad (19)$$

mientras que las manufacturas se producen con la tecnología

$$y_{mt} = A_{mt} L_{mt}^\alpha \quad (20)$$

Las manufacturas se distinguen por la característica de que la economía experimenta progreso tecnológico en ellas si y solo si el empleo en manufacturas es mayor a L^* . En este sentido la producción de manufacturas se ve caracterizada por el fenómeno de “aprender al hacer”.

$$\begin{aligned} A_{mt} = A_0 &\Leftrightarrow L_{mt-1} \leq L^* \\ A_{mt} = A_1 > A_0 &\Leftrightarrow L_{mt-1} > L^* \end{aligned} \quad (21)$$

La economía tiene una condición de pleno empleo

$$L_{mt} + L_{rt} = L \quad (22)$$

y definimos el Producto Interno Bruto de la economía como:

$$Y_t = p y_{rt} + y_{mt} \quad (23)$$

La existencia de un mercado de trabajo competitivo asegura que los empleos relativos de ambas industrias se determinen por la igualdad de los valores de los productos marginales:

$$p A_r \alpha L_{rt}^{\alpha-1} = A_{mt} \alpha L_{mt}^{\alpha-1} \quad (24)$$

Utilizando esta igualdad, podemos resolver para el empleo relativo en manufacturas $l = L_{mt} / L$ como:

$$l_m(p, A_{mt}, A_r) = \frac{\left(\frac{1}{p} \frac{A_{mt}}{A_r}\right)^{\frac{1}{1-\alpha}}}{\left(\frac{1}{p} \frac{A_{mt}}{A_r}\right)^{\frac{1}{1-\alpha}} + 1} \quad (25)$$

Nos concentraremos en el caso en el que la economía tiene múltiples estados estacionarios. En particular, la condición necesaria para esto es que $l^* = \frac{L^*}{L}$: caiga en el rango:

$$l_m(p, A_0, A_r) < l^* < l_m(p, A_1, A_r). \quad (26)$$

Asumamos que las preferencias de los consumidores son tales como para hacer que la economía sea importadora de m . En ese caso p son los términos de intercambio de la economía. Nótese también que (25) implica:

$$\frac{\partial l_m}{\partial p} < 0$$

Esto implica que (25) es una función invertible de p , lo cual permite expresar (26) en términos de rangos de p . En otras palabras, existen límites \underline{p} y \bar{p} tales que si $p \in [\underline{p}, \bar{p}]$ la economía tendrá múltiples estados estacionarios dependiendo de su punto de partida. En esta condición la economía tendrá un empleo relativo en manufacturas menor a l^* si comienza estando especializada en recursos naturales, pero mayor a l^* si comienza especializada en manufacturas.

Supongamos ahora que la economía empieza en $p_t \in [\underline{p}, \bar{p}]$ y sufre un choque positivo θ de duración igual a un período tal que $p_{t+1} = p_t + \theta > \bar{p}$. En este caso la economía se especializa en recursos naturales y l_m cae por debajo de l^* en el período 1. Esto implica que en el período 2 la productividad en manufacturas caerá a $A_{mt+2} = A_0$. Pero para el período 2 ya se ha revertido el efecto del choque y $p_{t+2} \in [\underline{p}, \bar{p}]$. Sin embargo, la economía ahora se mantiene especializada en recursos naturales ya que su productividad en manufacturas ha caído. Nótese asimismo que dado que $p_{t+2} = p_t$ y $A_{t+2} = A_0 < A_t = A_1$ entonces (23) implica que $Y_{t+2} < Y_t$. En otras palabras, la economía ha sufrido un deterioro permanente en su nivel de ingreso en respuesta a un choque temporal a los términos de intercambio.

En contraste tanto con el modelo de Solow tradicional como con la ampliación del modelo de Solow que considera tecnologías con rendimientos crecientes y por tanto permite equilibrios múltiples, en este modelo la economía puede sufrir un deterioro de largo plazo en respuesta a un choque positivo. Por lo tanto, este modelo es consistente con los resultados de nuestro ejercicio de estimación econométrica, sugiriendo que existen variantes de los modelos de trampas de pobreza que sí son capaces de explicar el desempeño de países en vías de desarrollo, y en particular de América Latina, a partir de los años sesenta.

IV. Conclusiones

En este artículo hemos explorado la posibilidad de que la falta de crecimiento de América Latina se deba a que la región esté sumida en una trampa de pobreza. Hemos explorado dos tipos de evidencia a favor de esta hipótesis. Por un lado, hemos presentado evidencia de que la región tiende a experimentar recesiones más profundas y duraderas que el resto del mundo en desarrollo. Adicionalmente, hemos mostrado que cuando las economías caen en este tipo de recesiones, la probabilidad de que no recuperen su nivel de producto inicial crece a medida que la recesión se hace más duradera. Este hecho sugiere que las recesiones en cuestión no emergen como productos de choques temporales sino más bien de deterioros permanentes en la capacidad de una economía de generar un alto nivel de vida.

¿Es posible identificar si estos deterioros permanentes corresponden a la caída de estas economías en trampas de pobreza, en vez de cambios persistentes en los determinantes fundamentales de la salud de estas economías? En este artículo hemos ofrecido una metodología econométrica que nos permite hacer esta distinción. Nuestra propuesta es evaluar el efecto sobre el ingreso por habitante de largo plazo de choques exógenos después de que el efecto de estos choques ya ha contado con tiempo suficiente para revertirse. Si el modelo de una economía con un único equilibrio es el correcto, entonces en el largo plazo el efecto del choque inicial se revertirá. Si un modelo de equilibrios múltiples tradicional (tal como puede ser generado por un modelo de Solow con no-convexidades en la función de producción) caracteriza a la economía,

esperaríamos que un choque exógeno temporal pero suficientemente grande a los términos de intercambio sea seguido por un aumento en el nivel de ingreso que se mantenga aun después de que los efectos del choque se revierten.

Nuestros resultados han sido sorprendentes, en que no ofrecen apoyo ni al modelo de equilibrio único ni a la versión tradicional de los modelos de equilibrios múltiples, ya que encontramos que los choques a los términos de intercambio tienden a verse asociados con *deterioros* en el nivel de ingreso por habitante aun después de que ha transcurrido suficiente tiempo para que el choque se disipe. Si bien estos resultados chocan con la versión tradicional de los modelos de equilibrios múltiples, son consistentes con otra literatura que ha enfatizado la “maldición de los recursos naturales”, de acuerdo con la cual los países que disfrutaban de abundancia de recursos naturales tienden a mostrar desempeños económicos inferiores a los de aquellos países que carecen de tales recursos.

En este trabajo, hemos ofrecido una versión sencilla de un modelo de *trampas de especialización* en el cual se combinan elementos de la maldición de los recursos naturales con la existencia de equilibrios múltiples asociados con distintos niveles de ingreso per cápita. Este modelo no sólo es consistente con nuestros resultados empíricos, sino que también captura elementos que salen a relucir en los estudios de caso de Bolivia y R.B. Venezuela, dos países que han tenido problemas significativos en movilizar los recursos de sus economías hacia la producción de bienes transables aun después de experimentar caídas muy fuertes en sus industrias de exportaciones tradicionales.

La evidencia presentada también sugiere la posibilidad de una reinterpretación de las largas recesiones sufridas por la región a partir de los años ochenta. Tal como discutimos en la sección 2, la mayor propensión de las economías latinoamericanas a experimentar recesiones largas y profundas pareciera estar fuertemente asociada con la década de los ochenta. Este resultado no debería sorprendernos, ya que en cierta forma no es más que un redescubrimiento econométrico de la “década perdida.” Sin embargo, esta nueva caracterización también nos permite explorar con mayor profundidad las razones detrás de esta profunda recesión regional.

Gran parte de la explicación convencional para la profunda recesión sufrida por América Latina en los años ochenta tiende a enfatizar el rol del aumento de los niveles de endeudamiento externo durante los años setenta, el aumento de las tasas de interés norteamericanas a principios de los ochenta, y los deterioros en los términos de intercambio de muchas naciones latinoamericanas sufridos como producto de la recesión mundial. En el modelo que hemos esbozado en la sección 4, sin embargo, las caídas en los términos de intercambio no son necesariamente tan perjudiciales. Las caídas negativas son las que ocurren como producto de la reversión de choques positivos anteriores que han sido suficientemente fuertes como para hacer que la economía se especialice en la producción de bienes tradicionales.

La caída de los términos de intercambio experimentada en los ochenta por un número significativo de países de la región no es más que la reversión de un aumento en los términos de intercambio. El promedio de los términos de intercambio para la región de hecho aumenta en 27% entre 1960 y 1973, antes de comenzar una caída de 40,7% entre ese año y 1990. En economías como Bolivia y Ecuador, el aumento es de hecho relativamente similar al deterioro posterior.

Este patrón sugiere la posibilidad de que el desempeño negativo de América Latina durante la década perdida haya tenido que ver no sólo con el deterioro de los términos de intercambio sufridos en ese período, sino también con los patrones de especialización adoptados durante los períodos de aumento de los precios de materias primas en las décadas previas. De ser cierta esta interpretación, sugeriría la necesidad de repensar con cuidado las estrategias económicas que se adoptarán durante la década presente de mantenerse el aumento en los términos de intercambio que la región ha

experimentado en los últimos años. De hecho, los datos indican que en este momento los términos de intercambio de la región se encuentran en su nivel más alto desde 1984, y han aumentado en 25,5% en los últimos cinco años – un aumento similar en magnitud al que ocurre durante los sesenta y comienzos de los setenta. Tanto la teoría que hemos esbozado así como nuestros resultados econométricos sugieren que la región corre un fuerte riesgo de experimentar un retroceso económico significativo si en el futuro ocurre una reversión de este aumento de los términos de intercambio, y que la magnitud del retroceso dependerá de las políticas públicas que se sigan con el objeto de evitar que la región se mantenga o vuelva a caer en una trampa de especialización.

Bibliografía

- Azariadis, Costas, y John Stachurski (2004) "Poverty Traps," in Aghion, P., y Durlauf, S., eds. *Handbook of Economic Growth*. Amsterdam: North-Holland.
- Azariadis, C. y A. Drazen (1990), 'Threshold externalities in economic development', *Quarterly Journal of Economics*, CV, 501-526.
- Barro, Robert (1991) "Economic Growth in a Cross-Section of Countries," *Quarterly Journal of Economics*, 106(2): 407-443.
- Bloom, David, David Canning y Jaypee Sevilla (2003) 'Geography and Poverty Traps', *Journal of Economic Growth*, 2003, Vol. 8, pp. 355-378.
- Caro, Viviana y Francisco Rodríguez (2007) "The Bolivian Growth Puzzle", reproduced, Wesleyan University.
- Cashin, Paul, C. John McDermott y Catherine Patillo (2003) "Terms of trade choques in Africa: are they short-lived or long-lived?" *Journal of Development Economics* 73(2), April, 727-744.
- Calvo, G. A.; Izquierdo, A, Mejia, LF. 2004. On the Empirics of Sudden Stops: The Relevance of Balance-Sheet Effects. NBER Working Paper No. 10520.
- Davis, D. y D. Weinstein. (2002) "[Bones, Bombs, and Break Points: The Geography of Economic Activity](#)," *American Economic Review* 92(5), December: 1269-89.
- Durlauf, S., P. Johnson, y J. Temple, (2005), "Growth Econometrics," in *Handbook of Economic Growth*, P. Aghion y S. Durlauf eds., Amsterdam: North Holland.
- Easterly, William (2006) "Reliving the 1950s: the Big Push, Poverty Traps, and Takeoffs in Economic Development," *Journal of Economic Growth* 11(4).
- Escaith, Hubert, y Samuel Morley (2001) "El Efecto de las reformas Estructurales en el Crecimiento Económico de la América Latina y el Caribe. Una Estimación Empírica." *El Trimestre Económico*, October/December, 68: 272, pp. 469-513.
- Gelb, A. H. (1986). "Adjustment to Windfall Gains: a comparative analysis of oil exporting countries," in Neary, J. Peter, y Sweder van Wijnbergen (eds), *Natural Resources and the Macroeconomy*. Oxford, UK: Basil Blackwell.

- Gleditsch, Kristian Skrede 2004. "A Revised List of Wars Between and Within Independent States, 1816-2002" *International Interactions* 30:231-262.
- Goodfriend, Marvin y King, Robert G., "The Incredible Volcker Disinflation" (August 2005). NBER Working Paper No. W11562
- Hausmann, R; Hwang, J. y Rodrik, D. 2007. What you export matters. *Journal of Economic Growth* 12 (1). 1- 25.
- Hausmann, R. y Klinger, B. 2006. Structural Transformation and Patterns of Comparative Advantage in the Product Space. CID Working Paper No. 128, August 2006.
- Hausmann, R. y R. Rigobón (2003). "An Alternative Interpretation of the 'Resource Curse': Theory and Policy Implications." *In Fiscal Policy Formulation and Implementation in Oil-Producing Countries*. Edited by J.M Davis, R. Ossowski and A. Fedelino. Washington, D.C. IMF press, 2003.
- Hausmann, Ricardo y Francisco Rodríguez (2006) "Why Did Venezuelan growth Collapse?" Reproduced, Harvard University.
- Hsieh, Chang-Tai y Meter J. Klenow (2007) "Misallocation and Manufacturing TFP in China and India." Reproduced: Stanford University.
- Hausmann, Ricardo, Francisco Rodríguez y Rodrigo Wagner (2008) "Growth Collapses," in Carmen Reinhart, Andrés Velasco y Carlos Vegh, eds. *Money, Crises, and Transition: Essays in Honor of Guillermo Calvo*. Cambridge: MIT Press.
- Heston, Alan, Robert Summers y Bettina Aten (2006), Penn World Table Version 6.2, Center for International Comparisons of Production, Income and Prices at the University of Pennsylvania, September.
- Karl, T. L. (1997) *The Paradox of Plenty: Oil Booms, Venezuela, and other Petro-States*. Berkeley: University of California Press.
- Kaufmann, Daniel, Masimo Mastruzzi y Diego Zavaleta (2000) "Sustained Macroeconomic Reforms, Tepid Growth: A Governance Puzzle in Bolivia?," in Rodrik, D., ed. *In Search of Prosperity*.
- Kraay y Raddatz (2005) "Poverty traps, aid, and growth," *Journal of Development Economics* 82(2), March, 315-347.
- Lederman, Daniel y William Maloney (2007) *Natural Resources: Neither Curse nor Destiny*. Washington: The World Bank.
- Lipsey, R. G. y Kelvin Lancaster, "The General Theory of Second Best", *The Review of Economic Studies*, Vol. 24, No. 1. (1956 - 1957), pp. 11-32.
- Loayza, Norman, Pablo Fajnzylber, y César Calderón, 2003, "Economic Growth in Latin America and the Caribbean: Stylized Facts, Explanations, and Forecasts," IMF Research Department Paper No. 2003-13 (Washington: International Monetary Fund).
- Loa, Eduardo, 2001, "Structural Reforms in Latin America: What Has Been Reformed and How to Measure It," IADB Research Department Working Paper No. 466 (Washington: Inter-American Development Bank).
- Marshall, Monty y Keith Jagers (2003) *Polity IV Project Database*. <http://www.cidcm.umd.edu/inscr/polity/>.
- Morales, Juan Antonio y Jeffrey Sachs (1992) "Bolivia's Economic Crisis," in Sachs, Jeffrey D., ed (1992) *Developing Country Debt and Economic Performance*. Chicago: The University of Chicago Press.
- Morales, Juan Antonio y Gilka La Torre (1995) *Inflación, Estabilización y Crecimiento: La experiencia boliviana de 1982 a 1993*. La Paz, Universidad Católica Boliviana.
- Murphy, Kevin M., Andrei Shleifer y Robert Vishny (1989) "Industrialization and the Big Push," *Quarterly Journal of Economics* 106(2) (May), pp. 503-530.
- Myrdal, Gunnar *Economic Theory and Underdeveloped Regions*. London: Duckworth.
- Nurkse, Ragnar (1953). *Problems of Capital Formation in Underdeveloped Countries*. (New York: Oxford University Press).
- Quah, Danny (1996) "Twin Peaks: Growth and Convergence in Models of Distribution Dynamics," *Economic Journal* 106(437), July: 1045-55.
- Rodríguez, F. (2006). "The Anarchy of Numbers: Understanding the Evidence on Venezuelan Economic Growth," *Canadian Journal of Development Studies* 27(4), 2006.
- Rodríguez, F. y J. Sachs (1999). "Why Do Resource-Abundant Economies Grow More Slowly?" *Journal of Economic Growth* 4(3): 277-303.
- Rodríguez, G. (1981). *Economía pública, planificación y capitalismo de estado en Venezuela*. Caracas: Ediciones Corpoconsult.
- Rosenstein-Rodin, Paul N. (1943). "Problems of Industrialisation in Eastern and South-Eastern Europe," *Economic Journal* 53: 202-211.

- Sachs, Jeffrey D, John W. McArthur, Guido Schmidt-Traub, Margaret Kruk Chandrika Bahadur, Michael Faye, y Gordon McCord (2004) "Ending Africa's Poverty Trap, " Brookings Papers on Economic Activity I:2004
- Sachs, Jeffrey (2005) *The End of Poverty*. New York: The Penguin Press.
- Sachs, Jeffrey D. y Andrew M. Warner. "The Big Rush, Natural Resource Booms And Growth," *Journal of Development Economics*, 1999, v59(1,Jun), 43-76.
- Sala-i-Martin, Xavier y Arvind Subramanian, 2003. "[Addressing the Natural Resource Curse: An Illustration from Nigeria](#)," [NBER Working Papers](#) 9804, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Sanin (1978) *Venezuela Saudita*. Valencia, Venezuela: Vadell Hermanos Editores.
- Solow, Robert M. (1956) "A Contribution to the Theory of Economic Growth," *Quarterly Journal of Economics*, 70, February: 65-94.
- Tornell, A. y P. Lane (1999). "The Voracity Effect." *American Economic Review* 89(1): 22-46.
- United Nations (2005) *Investing in Development: A Practical Plan to Achieve the Millenium Development Goals*. New York: United Nations Development Programme.
- World Bank (2005) *World Development Indicators*. Electronic Database. Washington, DC: The World Bank.



NACIONES UNIDAS

Serie

C E P A L

macroeconomía del desarrollo

Números publicados

El listado completo de esta colección, así como las versiones electrónicas en pdf están disponibles en nuestro sitio web: www.cepal.org/publicaciones

80. Está América Latina sumida en una trampa de pobreza?, Francisco Rodríguez, (LC/L.3017-P), N° de venta S.09.II.G.27 (US\$ 10.00), 2009.
79. La crisis sub-prime en Estados Unidos y la regulación y supervisión financiera: lecciones para América Latina y el Caribe, Sandra Manuelito, Filipa Correia, Luis Felipe Jiménez, LC/L.3012-P, N° de venta S.09.II.G.22 (US\$10.00), 2009.
78. Flexibilidad, protección y políticas activas en Chile, Mario D. Velásquez Pinto, LC/L.3006-P, N° de venta S.09.II.G.22 (US\$ 10.00), 2009.
77. Inversión, incentivos fiscales y gastos tributarios en América Latina, Juan Pablo Jiménez, Andrea Podestá, (LC/L.3004-P), N° de venta S.09.II.G.12 (US\$ 10.00), 2009.
76. Flexible labour markets, workers' protection and "the security of the wings": A Danish "Flexicurity" solution to the unemployment and social problems in globalized economies? Henning Jorgensen, LC/L.2993-P, Sales N° E.08.II.G.99 (US\$ 10.00), 2008.
75. Seguridad social y políticas de mercado de trabajo en Argentina: una aproximación desde el esquema de la flexiguridad, Adrian Goldín, (LC/L.2986-P), N° de venta S. 08.II.G.92 (US\$ 10.00), 2008.
74. Normas laborales y mercado de trabajo Argentina: seguridad y flexibilidad, Adrian Goldín, (LC/L.2985-P), N° de venta S.08.II.G.91 (US\$ 10.00), 2008.
73. Active Labor Market Programs for the Integration of Youths and Immigrants into the Labor Market – The Nordic Experience, Lena Nekby, (LC/L.2984), Sales N° E.08.II.G.90 (US\$ 10.00), 2008.
72. La provisión de infraestructura en América Latina: tendencias, inversiones y financiamiento, Luis Lucioni, (LC/L.2981-P), N° de venta S. 08.II.G.101 (US\$ 10.00), 2008.
71. El auge reciente de precios de los productos básicos en perspectiva histórica, Omar D. Bello y Rodrigo Heresi, (LC/L.2975-P), N° de venta S. 08.II.G.84 (US\$ 10.00), 2008.
70. Flexiguridad con informalidad: opciones y restricciones, Victor E. Tokman, (LC/L.2973-P), N° de venta S. 08.II.G.83 (US\$ 10.00), 2008.

- El lector interesado en adquirir números anteriores de esta serie puede solicitarlos dirigiendo su correspondencia a la Unidad de Distribución, CEPAL, Casilla 179-D, Santiago, Chile, Fax (562) 210 2069, correo electrónico: publications@cepal.org

Nombre:

Actividad:

Dirección:

Código postal, ciudad, país:

Tel.: Fax: E.mail: