



# ENSAYOS

sobre política económica

---

## *La decisión de exportar en Colombia: un modelo empírico de entrada con costos hundidos*

Mark J. Roberts  
James R Tybout

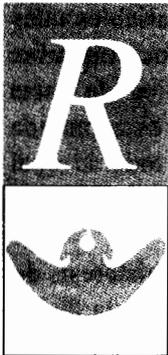
Revista ESPE, No. 31, Art. 03, Junio de 1997  
Páginas 61-100



Los derechos de reproducción de este documento son propiedad de la revista *Ensayos Sobre Política Económica* (ESPE). El documento puede ser reproducido libremente para uso académico, siempre y cuando nadie obtenga lucro por este concepto y además cada copia incluya la referencia bibliográfica de ESPE. El(los) autor(es) del documento puede(n) además colocar en su propio website una versión electrónica del documento, siempre y cuando ésta incluya la referencia bibliográfica de ESPE. La reproducción del documento para cualquier otro fin, o su colocación en cualquier otro website, requerirá autorización previa del Editor de ESPE.

# *La decisión de exportar en Colombia: un modelo empírico de entrada con costos hundidos*

*Mark J. Roberts  
James R. Tybout \**



*ecientes modelos teóricos de entrada predicen que, en presencia de costos hundidos, la participación en el mercado se afecta por la experiencia previa. Este estudio cuantifica el efecto que tienen las experiencias pasadas de exportación en las decisiones que toman las plantas manufactureras colombianas de participar en los mercados externos. Se desarrolla un modelo dinámico de escogencia discreta de comportamientos de exportación que separa los papeles de la heterogeneidad de las utilidades y los costos hundidos de entrada al explicar la condición exportadora de las fábricas. Se encontró que los costos hundidos son significativos y se muestra que la experiencia previa de exportación aumenta la probabilidad de exportar hasta 60 puntos porcentuales. (JEL F10, L10, C25).*

---

\* Roberts: Departamento de Economía, Pennsylvania State University, 513 Kern Graduate Building, University Park, PA 16802 y NBER; Tybout: Departamento de Economía, Georgetown University, 573 Intercultural Center, Washington D.C. 20057. Le agradecemos a David Card, Terri Devine, Avinash Dixit, Chris Flinn, Zvi Griliches, James Hanna, James Heckman, Ariel Pakes, David Ribar, Dan Westbrook y dos jueces anónimos por sus útiles comentarios y discusiones. El Departamento de Administración de Investigaciones del Banco Mundial proporcionó apoyo para este estudio. (RPO 679-20). La traducción al español de este artículo estuvo a cargo de Elizabeth Echeverri.

¿Por qué en ciertos países y en ciertas épocas un régimen comercial y de tasas de cambio dados sustentan una producción de gran escala para los mercados externos, mientras que en otros países y otras épocas, las mismas políticas parecen inducir una respuesta exportadora mínima? En otras palabras, ¿por qué los estimativos de las ecuaciones de oferta de exportaciones son tan sensibles al período de tiempo o al país bajo estudio?

En una serie de artículos Richard Baldwin, Avinash Dixit, y Paul Krugman han propuesto una respuesta<sup>1</sup>. Ellos parten del supuesto que los no exportadores deben incurrir en un costo hundido de entrada para poder ingresar a los mercados externos. Esto hace que la función de oferta de exportaciones del período corriente dependa del número y tipo de productores que estaban exportando en períodos anteriores. Más aún, esto significa que cambios transitorios de política o choques macro pueden conllevar a cambios permanentes en la estructura del mercado y, por lo tanto, a que los flujos de la actividad comercial no se puedan revertir cuando se remueve el estímulo. Esto quiere decir que los costos hundidos de entrada o salida producen histéresis en los flujos comerciales. Finalmente, cuando las condiciones del mercado en el futuro son inciertas, los costos hundidos producen patrones de entrada y de salida que dependen de los procesos estocásticos que gobiernan variables tales como la tasa de cambio. Bajo condiciones plausibles, una mayor incertidumbre hace que los flujos comerciales respondan menos a los cambios de estas variables. Ninguna de estas implicaciones de los costos hundidos es capturada en las funciones empíricas estándar de oferta de exportaciones, todo lo cual podría contribuir a la inestabilidad de las relaciones empíricas<sup>2</sup>.

A la fecha, los intentos por validar empíricamente el esquema de la histéresis de los costos hundidos se han concentrado en las asimetrías de la respuesta de los

---

<sup>1</sup> Véase en particular, Baldwin (1988, 1989), Baldwin y Krugman (1989), Dixit (1989 a, b) y Krugman (1989).

<sup>2</sup> En sus análisis de los estudios empíricos de la elasticidad precio e ingreso de los bienes transados, Morris Goldstein y Mohsin S. Khan (1985 pp. 1087-92) reportan un rango muy amplio de estimativos para la elasticidad de la oferta de las exportaciones totales de los países desarrollados. Concluyen que "excluyendo a los Estados Unidos, la elasticidad precio de la oferta de las exportaciones totales de un país industrial representativo parece estar en un rango de uno a cuatro. La elasticidad de la oferta de las exportaciones de los Estados Unidos probablemente es más alta, quizás esté en el rango de diez a doce". También discuten la evidencia que indica que la respuesta de la oferta de exportaciones a cambios en los precios es más lenta que los ajustes por el lado de la demanda. Especulan que esto puede reflejar costos de entrada asociados con la producción de exportaciones o una mayor incertidumbre asociada con vender en el exterior.

flujos comerciales a las apreciaciones y depreciaciones de la tasa de cambio<sup>3</sup>. Un problema con las pruebas empíricas a este nivel es que una serie de fuerzas incluyendo los cambios en las expectativas, los costos de ajuste y el comportamiento (*pricing to market*), que no tienen ninguna relación con los costos hundidos, pueden generar asimetrías aparentes. Otra limitación es que los datos de flujo comercial agregados no pueden distinguir entre cambios en el número de exportadores y cambios en el volumen de despachos de los exportadores existentes y, por esta razón, no se pueden utilizar para predecir los patrones de entrada y salida bajo las diferentes condiciones del mercado<sup>4</sup>. Por estas razones, el principio central de la literatura de histéresis donde los costos hundidos afectan los patrones de participación en el mercado externo, no ha sido abordado empíricamente en forma directa.

---

<sup>3</sup> La evidencia empírica obtenida de los datos del flujo comercial no ha producido un consenso claro. Basado en datos totales de los Estados Unidos, Baldwin (1988) concluye que la apreciación sustancial del dólar americano a principios de la década de los 80 resultó en un cambio estructural de las ecuaciones de precios de las importaciones de los Estados Unidos. Esto es consistente con la histéresis de los costos hundidos. En cambio, Joseph Gagnon (1987) encontró que el comercio ha respondido más a los precios relativos en el período después de Bretton Woods, resultado éste inconsistente con algunas versiones del modelo de histéresis. Utilizando series de tiempo para las industrias manufactureras americanas, Robert M. Feinberg (1992) encuentra que las exportaciones se dispersaron más a través de los mercados destinatarios a medida que el dólar se depreció, lo que sugiere que hubo una entrada firme a nuevos mercados. El efecto fue más débil en industrias donde las redes de distribución (y por consiguiente, presumiblemente los costos de entrada) son más importantes. David C. Parsley y Shang - Jin Wei (1993) se centran en los flujos comerciales bilaterales entre los Estados Unidos y Canadá y entre los Estados Unidos y Japón para bienes muy desagregados. Encuentran que tanto la historia de las fluctuaciones en la tasa de cambio norteamericana como las medidas de la volatilidad de la tasa de cambio no tuvieron un efecto significativo en los flujos comerciales. Ambos hallazgos son inconsistentes con el modelo de histéresis.

José Manuel Campa (1993) tuvo en cuenta la correlación de las inversiones de empresas extranjeras en las 61 industrias mayoristas de los Estados Unidos en el período de 1981-1989. El encuentra que la incertidumbre de la tasa de cambio, para la cual se toma la desviación estándar de la tasa de crecimiento mensual de la tasa de cambio como proxy, está correlacionada negativamente con el número de empresas que invierten en los Estados Unidos. También reporta que los costos hundidos de una industria, para los cuales se usa el cociente de ventas a publicidad y el cociente de activos fijos a patrimonio neto de las empresas en la industria como proxies, están correlacionados negativamente con la entrada de firmas extranjeras. Ambos hallazgos son consistentes con el modelo de histéresis. Aún cuando no dentro del contexto comercial, el trabajo realizado por Timothy F. Bresnahan y Peter S. Reiss (1991, 1994) muestra cómo los datos sobre la entrada neta a un mercado se pueden utilizar para sacar deducciones sobre el cociente entre los costos hundidos de entrada y salida y la rentabilidad promedio. Su técnica explota la respuesta asimétrica del número de productores a los cambios de demanda de la población en diferentes mercados geográficos. Sin embargo, como lo muestran los autores, la persistencia en el comportamiento debido a las diferencias permanentes en la rentabilidad de los distintos productores, puede crear la apariencia de costos hundidos en su modelo.

En este estudio probamos la histéresis por costos hundidos analizando directamente patrones de entrada y salida con *data panel* a nivel de las plantas. Para lograrlo, desarrollamos y estimamos un modelo dinámico de selección discreta que expresa el *status* de exportaciones actuales de cada empresa como una función de su experiencia previa en exportaciones, características observables que afectan sus utilidades futuras provenientes de las exportaciones y choques correlacionados no observados. El efecto condicional de la historia de exportaciones de una fábrica sobre su estado actual de exportaciones nos permite inferir la importancia de los costos hundidos. El modelo también nos permite cuantificar los efectos de las características del productor, macrochoques y la experiencia previa sobre la probabilidad de participar en el mercado. Con modificaciones mínimas nuestro marco conceptual se puede utilizar para analizar una amplia gama de actividades de inversión o de diversificación de la empresa como, por ejemplo, la decisión de penetrar a un nuevo mercado geográfico, introducir un producto nuevo, lanzar una campaña publicitaria o emprender inversiones de capital o en R & D.

Los datos que utilizamos describen los patrones de exportación de las industrias manufactureras colombianas en cuatro de las principales industrias de exportación durante el período de 1981-1989, un lapso de nueve años caracterizado por cambios sustanciales en la demanda agregada y la tasa de cambio real. Los resultados empíricos rechazan la hipótesis de que los costos hundidos son nulos. Esto implica que la experiencia previa en exportaciones afecta significativamente la decisión de exportar y las implicaciones de la política en las que se hace énfasis en la literatura sobre histéresis, son empíricamente relevantes. Además, aún cuando la experiencia en los mercados externos es importante, su efecto se deprecia rápidamente a través del tiempo. Una planta que exportó en el año anterior tiene hasta 60% más de posibilidades de exportar en el año corriente, que una fábrica similar que nunca ha exportado. Pero cuando una fábrica ha estado fuera del mercado de exportaciones por dos años, su probabilidad de exportar difiere poco de otra que nunca ha exportado.

En la siguiente sección del artículo damos un preámbulo del modelo teórico de costos hundidos. La sección II resume los patrones de participación en las exportaciones de las fábricas colombianas manufactureras entre 1981 y 1989. La sección III desarrolla el modelo econométrico de la decisión de exportar y la sección IV presenta los resultados. Resumimos y concluimos en la sección V.

## I. MODELO TEORICO DE ENTRADA Y SALIDA CON COSTOS HUNDIDOS

Para motivar nuestro trabajo empírico, empezamos por revisar la teoría básica (véase la nota de pie de página 1 para las referencias). Para cada período  $t$ , las utilidades brutas esperadas de la planta  $i$  cuando exporta, difieren de sus utilidades brutas esperadas cuando no exporta en una cantidad  $\pi_i(p_t, s_{it})$ .  $p_t$  es un vector de variables del mercado que la fábrica asume como exógenas (i. e. la tasa de cambio y las condiciones de demanda extranjeras) y  $s_{it}$  es un vector de variables de estado específicas a la planta (i. e. *stock* de capital y ubicación geográfica). Una vez en el mercado, se supone que las fábricas ajustan libremente los niveles de exportación en respuesta a las condiciones corrientes del mercado (Baldwin, 1989). Por lo tanto, la función  $\pi_i(p_t, s_{it})$  representa el incremento en las utilidades esperadas asociado con las exportaciones en el año  $t$ , asumiendo que siempre se elige el nivel de exportaciones que maximiza las utilidades.

Estas utilidades brutas no se han ajustado para los costos hundidos de entrada o salida en el mercado externo. Suponga que si la planta  $i$  exportó por última vez en el año  $t-j$  ( $j \geq 2$ ) enfrenta un costo de volver a entrar de  $F_i^j$ , de manera que al reanudar sus exportaciones en el año  $t$ , gana  $\pi_i(p_t, s_{it}) - F_i^j$ . Igualmente, si la fábrica nunca había exportado antes, enfrenta un costo de entrada de  $F_i^0$  y gana  $\pi_i(p_t, s_{it}) - F_i^0$  en su primer año de exportaciones. Finalmente, una fábrica que exportó en el período  $t-1$  gana  $\pi_i(p_t, s_{it})$  durante el período  $t$  si continúa exportando y  $-X_i$  si deja de exportar. Como en Dixit (1989a), estos costos hundidos representan los costos monetarios directos de entrada y salida. El superíndice  $j$  generaliza los modelos anteriores para permitir que los costos hundidos de volver a entrar dependan del tiempo que duraron fuera del mercado. Esto podría reflejar la relevancia decreciente en el conocimiento y la experiencia adquiridos en años anteriores o el costo creciente de actualizar productos de exportación antiguos. El subíndice  $i$  permite que los costos hundidos varíen entre las fábricas con diferencias en tamaño, ubicación, experiencia previa y otras características<sup>5</sup>.

<sup>5</sup> Para mantener clara la notación no hemos agregado un subíndice de tiempo a los costos de entrada y salida. En la sección empírica, examinaremos si varían con el tiempo, como se esperaría si hubiese cambios en las condiciones del mercado crediticio o en las políticas comerciales que afectan el acceso a los mercados externos.

Para reducir las posibilidades de estas ganancias en una sola expresión, se define la variable indicador  $Y_{it}$  para que tome un valor de 1 si la fábrica está exportando en el período  $t$  y 0 en cualquier otro caso. Por otra parte, la historia de exportaciones de la planta a través del período  $t$  está dada por  $Y_{it}^{(-)} = \{Y_{i,t-j} | j = 0, \dots, J_i\}$ , donde  $J_i$  es la edad de la fábrica. Entonces, las utilidades de exportación en el período  $t$  son:

$$R_{it} \left( Y_{it}^{(-)} \right) = Y_{it} \left[ \pi_{it} - F_i^0 (1 - Y_{i,t-1}) - \sum_{j=2}^{J_i} (F_i^j - F_i^0) \tilde{Y}_{i,t-j} \right] - X_i Y_{i,t-1} (1 - Y_{it})$$

donde  $\tilde{Y}_{i,t-j} = \left[ Y_{i,t-j} \prod_{k=1}^{j-1} (1 - Y_{i,t-k}) \right]$ . Esta última expresión resume la experiencia de exportación más reciente de la planta:  $\tilde{Y}_{i,t-j} = 1$  si la planta estuvo por última vez en el mercado de exportaciones  $j$  años atrás y 0 para cualquier otro caso.

En el período  $t$ , se asume que los administradores escogen la secuencia infinita de valores  $Y_{it}^{(+)} = \{Y_{i,t+j} | j \geq 0\}$  que maximiza el valor presente esperado de las utilidades. La utilidad máxima es:

$$V_{it}(\Omega_{it}) = \max_{Y_{it}^{(+)}} E_t \left( \sum_{j=t}^{\infty} \delta^{j-t} R_{ij} | \Omega_{it} \right)$$

donde  $\delta$  es la tasa de descuento de un período y las expectativas están condicionadas al conjunto de información específica a la planta,  $\Omega_{it}$ . Utilizando la ecuación de Bellman, el *status* de exportaciones corriente puede ser representado como el valor  $Y_{it}$  que satisface:

$$V_{it}(\Omega_{it}) = \max_{Y_{it}} \left[ R_{it} \left( Y_{it}^{(-)} \right) + \delta E_t \left\{ V_{i,t+1}(\Omega_{i,t+1}) | Y_{it}^{(-)} \right\} \right]$$

donde  $E_t$  son los valores esperados condicionados al conjunto de información  $\Omega_{it}$ . Del lado derecho de esta expresión se deduce que la planta  $i$  estará en el mercado de exportación durante el período  $t$  si:

$$(1) \quad \pi_i(p_i, s_{it}) + \delta [E_t(V_{i,t+1}(\Omega_{i,t+1}) | Y_{it} = 1) - E_t(V_{i,t+1}(\Omega_{i,t+1}) | Y_{it} = 0)] \\ \geq F_i^0 - (F_i^0 + X_i)Y_{i,t-1} + \sum_{j=2}^{J_i} (F_i^0 - F_i^j) \tilde{Y}_{i,t-j}$$

donde  $-(F_i^0 + X_i)$  es la suma de los costos hundidos de entrada para una planta que nunca ha exportado y los costos de salida para los exportadores actuales, a lo que a veces se refiere como “la banda de histéresis” (Dixit, 1989a).

La ecuación (1) provee la condición de participación que se estimará en la sección III. Esta tiene varias implicaciones empíricas. Primero, si no hay costos hundidos, la condición de participación se reduce a  $\pi_i(p_i, s_{it}) \geq 0$ . Por lo tanto, es posible estudiar el esquema de histéresis de costos hundidos preguntándose si, dadas las utilidades brutas actuales de la planta, su historia de exportación ayuda a explicar su *status* actual de exportaciones. Segundo, si los costos hundidos importan, la ecuación (1) implica que ellos aparecen directamente en la condición de participación de cada fábrica como coeficientes de las variables binarias que describen su historia de exportaciones. Por lo tanto, la magnitud de los costos hundidos y la tasa a la cual se deprecia la experiencia pasada, pueden ser identificadas<sup>6</sup>. Finalmente, esta ecuación indica que las realizaciones de las variables  $p_i$  y  $s_{it}$  afectan las decisiones de exportar a través de su efecto sobre  $\pi_i(p_i, s_{it})$  y su efecto sobre el valor futuro esperado de convertirse en un exportador ahora. Este último efecto implica, por ejemplo, que los movimientos de la tasa de cambio que los administradores consideran transitorios, generalmente tendrán un menor efecto que movimientos equivalentes que son vistos como cambios de largo plazo del régimen cambiario.

## II. EL PATRON DE PARTICIPACION EN LAS EXPORTACIONES EN COLOMBIA

Antes de discutir la estimación y sus resultados, discutiremos nuestra base de datos, revisaremos el ambiente de exportaciones en Colombia y daremos alguna evidencia agregada sobre el patrón de participación en las exportaciones durante la década de los años 80.

<sup>6</sup> La influencia de los costos hundidos también se presenta a través del término del valor esperado en el lado izquierdo, pero como ésta es una expresión no lineal, se identifican los coeficientes de las variables indicadores.

## A. LOS DATOS

El análisis de este artículo se basa en datos anuales a nivel de las fábricas recogidos como parte de la Encuesta Manufacturera colombiana para los años 1981-1989. Esta encuesta, que cubre todas las fábricas con más de 10 empleados, suministra información sobre la ubicación geográfica de cada fábrica, su industria, edad, estructura de la propiedad, el *stock* de capital, los flujos de inversión, los desembolsos laborales y para materiales, el valor de la producción vendida en el mercado doméstico y el valor de la producción exportada. Hemos tomado las observaciones individuales de cada fábrica a través de los años para formar un panel<sup>7</sup>. Los datos son particularmente adecuados para analizar la participación en las exportaciones porque nos permiten observar transiciones de fábricas individuales hacia dentro y hacia fuera del mercado de exportaciones y controlar por algunas características observables importantes de las fábricas que podrían afectar la decisión de exportar.

## B. EL REGIMEN DE POLITICA Y LAS TASAS DE PARTICIPACION EN LAS EXPORTACIONES

El Cuadro 1 ilustra los patrones básicos durante el período de la muestra para las 19 industrias exportadoras más importantes del sector de manufacturas en Colombia<sup>8</sup>. En términos generales, el ambiente macroeconómico en Colombia no condujo a exportaciones rentables de artículos manufacturados a principios de los años 80. El peso colombiano se apreció constantemente desde mediados de los años 70 hasta 1982 como respuesta a exportaciones ilegales, flujos de capital extranjero y a un boom en el café. Como se muestra en el Cuadro 1, este patrón se reversó después de 1982 con lo que la moneda perdió 43% de su valor antes de estabilizarse en 1986. Esto reflejó en parte las intervenciones del banco central en el mercado de divisas para suavizar las presiones competitivas sobre los productores de bienes transables.

---

<sup>7</sup> Los datos de la encuesta y el proceso de construcción de los datos son discutidos en más detalle en Roberts (1996).

<sup>8</sup> Las 19 industrias y sus Códigos CIU son: procesadores de alimentos (311/312), textiles (321), vestuario (322), artículos de cuero (323/324), papel (341), impresos (342), químicos (351/352), plásticos (356), vidrio (362), productos no metálicos (369), hierro y acero (371), productos metálicos (381), maquinaria (382/383), equipo de transporte (384), y manufacturas diversas (390). Estas industrias constituyen el 96% del sector industrial exportador y el 85% de la producción manufacturera en cada año de la muestra.

El patrón de las series de tiempo de las exportaciones de productos manufacturados refleja en forma general este movimiento de la tasa de cambio. El índice de las exportaciones reales de bienes manufacturados de las principales industrias exportadoras fue estable hasta 1984 y luego aumentó rápidamente hasta 1986, creciendo a una tasa anual promedio del 35% en ese período. Las exportaciones crecieron de nuevo rápidamente entre 1988 y 1989.

**Cuadro 1**  
**Exportaciones manufactureras colombianas, 1981-1989**  
 (19 industrias, clasificación CIU a tres dígitos)

Variable	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989
<b>Índice de la tasa de cambio real efectiva (1975=100)(*)</b>	84.0	79.5	80.5	89.8	102.2	113.6	113.7	112.3	115.3
<b>Cantidad de exportaciones (1996=100)(**)</b>	58.5	64.1	63.8	59.1	66.4	100.0	88.6	103.1	127.2
<b>Tasa de subsidio a las exportaciones</b>	0.055	0.055	0.066	0.099	0.092	0.047	0.047	0.042	0.044
<b>Número de plantas exportadoras</b>	667	676	615	585	653	705	707	735	816
<b>Índice de plantas que exportan</b>	0.129	0.128	0.113	0.107	0.117	0.112	0.119	0.124	0.135

(\*) Fuente: José Antonio Ocampo y Leonardo Villar (1995). Un incremento en esta variable corresponde a una devaluación del peso colombiano.

(\*\*) Fuente: Roberts et al. (1995). Las cantidades describen las industrias orientadas únicamente a la exportación.

A lo largo del período, la política comercial protegió a los productores que competían con importaciones. Se redujeron ligeramente muchas barreras arancelarias después de 1984 pero se mantuvieron restricciones cuantitativas sobre las importaciones de productos que competían con las industrias domésticas. Además de modificar los términos de intercambio en contra de los exportadores, estas políticas dificultaron las importaciones de materia prima o de bienes de capital que pudieron haber sido necesarios para

incrementar la calidad de los productos manufacturados<sup>9</sup>. No obstante, el sesgo hacia las actividades que competían con importaciones se contrarrestó parcialmente con los subsidios a las exportaciones, los cuales aumentaron aproximadamente en un 50% con relación al valor de las exportaciones entre 1983 y 1989 y disminuyeron posteriormente<sup>10</sup>. Los incentivos para exportar creados por la política de exportación contrarrestaron aquellos creados por las fluctuaciones en la tasa de cambio.

El efecto neto de estos cambios en el número de fábricas exportadoras y en la proporción de fábricas que exportaron se resume en las últimas dos filas del Cuadro 1. Nuevamente, el patrón de las series de tiempo refleja ampliamente la fluctuación de la tasa de cambio. Hasta 1984 hubo una salida neta del mercado de exportación y un descenso en la proporción de fábricas exportadoras. Después de ese año hubo una entrada neta y un crecimiento constante en la tasa de participación. Existe, sin embargo, alguna evidencia de asimetría en la magnitud de la respuesta. La modesta apreciación real del 4% entre 1981 y 1983 fue acompañada por un descenso en la tasa de participación en las exportaciones de 0.129 a 0.113 pero una depreciación mucho mayor (28%) entre 1984 y 1989 sirvió solamente para incrementar la tasa de participación a 0.135. De esta corta serie de tiempo se puede deducir que se necesitó una devaluación persistente y sustancial para inducir la entrada al mercado de exportaciones. Esto es consistente con la conjetura de que los exportadores potenciales enfrentaron costos sustanciales para comenzar su actividad.

Evidencia de las encuestas sustentan también esta hipótesis<sup>11</sup>. Primero, para vender en los mercados de países desarrollados, se le exigió a menudo a los

---

<sup>9</sup> La protección a largo plazo del mercado doméstico frente a la competencia de las importaciones parece haber contribuido también a la baja calidad de los productos y a la baja productividad que han dificultado la competencia de los exportadores colombianos en el mercado internacional (Banco Mundial, 1992).

<sup>10</sup> Esta reducción en los subsidios a las exportaciones reflejaron una reducción en dos programas gubernamentales implementados para promoverlas. El primer programa reduce los derechos de aduana pagados sobre los materiales importados y el equipo de capital para las plantas que exportan. En 1980, el 41% del valor de las exportaciones provino de las industrias que recibieron estos descuentos. Esta cifra se elevó al 62% en 1984 y cayó al 53% en 1986. El segundo programa provee subsidios directos a los exportadores basados en el valor de sus exportaciones. La tasa promedio del subsidio se incrementó del 7.6% del valor de las exportaciones en 1981 al 15.0% en 1985 y luego descendió al 8.7% en 1986.

<sup>11</sup> La discusión en esta sección se basa en el Banco Mundial (1992), que resume entrevistas con los gerentes de cientos de plantas colombianas.

productores colombianos que invirtieran en el mejoramiento de la calidad de su producto. Segundo, había poca infraestructura para las exportaciones en forma de compañías comercializadoras o de distribuidores. La finalidad de estas compañías es proveer servicios de transporte, aduana y embarque, así como información sobre precios, posibles compradores y las normas o los requerimientos sobre los productos en otros países. La ausencia de estos intermediarios probablemente desanimó a los posibles exportadores, porque incrementaba los costos de información a los que se enfrentaban y porque incrementaba el grado de incertidumbre sobre las condiciones del mercado extranjero. Sin embargo, la falta de un sector bien desarrollado que proporcionara estos servicios, parece no haber afectado a todos los productores por igual. Los exportadores capaces de comerciar grandes volúmenes o de vender a grandes mercados estaban relativamente menos restringidos por la ausencia de estos intermediarios porque pudieron venderle directamente a los compradores finales. Este hallazgo sugiere que los costos hundidos se elevaron menos que proporcionalmente con el volumen de las exportaciones.

La entrada al mercado exportador también estuvo inhibida por factores institucionales que afectaron las ganancias esperadas. Particularmente, una encuesta a las instituciones financieras colombianas reveló que ninguna estaba dispuesta a prestar dinero contra pedidos de exportación o cartas de crédito de los bancos de los compradores. Los prestamistas atribuyeron esta práctica inusualmente conservadora a su incapacidad para juzgar si los posibles prestatarios podían competir seriamente en el exterior. Esto afectó primordialmente a los productores que exportaban por primera vez y a los exportadores de un sólo producto que exportaban a un solo país y que intentaban entrar a otros países o a nuevos mercados.

Finalmente, tal como lo recaló Dixit (1989a), la incertidumbre sobre el régimen pudo haber inducido a los productores a demorar la entrada al mercado exportador, inclusive después de una devaluación sustancial. En la encuesta del Banco Mundial, los productores dijeron que la incertidumbre acerca de la permanencia de los cambios en los regímenes comercial y cambiario eran incentivos para aplazar o suspender la entrada al mercado exportador. Su mayor preocupación aparentemente era que el *lobby* en favor de la protección de la industria doméstica pudiera revertir la tendencia hacia la liberalización comercial.

En resumen, durante el período de la muestra, muchos manufactureros colombianos consideraron que el mercado exportador era más riesgoso y menos rentable que el

mercado doméstico. La carencia de un sector de servicios de comercialización, la falta de acceso a financiación y la baja calidad del producto, parecen haber restringido la participación en las exportaciones a través del aumento de los costos de entrada o de la incertidumbre de la rentabilidad sobre las exportaciones.

### C. ENTRADA Y SALIDA EN EL MERCADO EXPORTADOR

El modelo analítico de la sección I implica que esta combinación de costos hundidos e incertidumbre debería inducir persistencia en el *status* exportador de los productores. Esto quiere decir que quienes ya han incurrido en costos hundidos al comienzo de su actividad probablemente exporten en el período actual. Las tasas de transición hacia dentro y hacia fuera del mercado exportador suministran alguna evidencia preliminar sobre esta predicción, las cuales se resumen en el Cuadro 2. Cada fila describe una transición del *status* exportador en la primera columna al *status* en la segunda columna. Los datos en el cuadro son la proporción de fábricas, en cada una de las categorías en el período  $t$ , que eligen una de las dos posibles categorías en el año  $t+1$ <sup>12</sup>. El panel superior se refiere a las 19 industrias manufactureras más importantes y, el panel inferior, a las 650 fábricas en las cuatro principales industrias exportadoras (alimentos, textiles, papel, productos químicos) que se utilizarán para estimar el modelo econométrico en la siguiente sección.

La fila superior de cada panel indica que, de las fábricas que no exportaron en el año  $t$ , más del 95% de ellas no lo hicieron en el año  $t+1$ . De las fábricas que estaban inicialmente en el mercado exportador, la proporción de fábricas manufactureras que continúan en ese mercado de un año al otro varía del 83% al 91% a través del tiempo, y la proporción de fábricas en nuestra submuestra de cuatro industrias que siguen en el mercado varía entre el 85% y el 95%. Claramente, hay una persistencia sustancial en los patrones de participación en el mercado exportador a nivel de las fábricas. No obstante, de las fábricas que exportaron en algún momento durante el período entre 1981 y 1989, sólo 36% continuaron siendo exportadores durante el período entero de la muestra, y entre las fábricas que sí cambiaron su *status* de exportación, 60% lo hicieron más de una vez.

---

<sup>12</sup> Los datos corresponden al grupo de fábricas que operaron todos los años entre 1981 y 1989. Hay aproximadamente 2,369 fábricas en este grupo, y representan cerca del 40% del número de fábricas que operan en cualquier año. En promedio, el 18.1% de estas fábricas participaron en el mercado de exportación en cualquier año dado, respondiendo por el 62.3% del número total de exportadores y por el 61.6% del valor de las manufacturas.

**Cuadro 2**  
 Tasas de transición de la planta en el mercado de exportaciones  
 1982-1989

<i>Status del año t</i>	<i>Año (t + 1)</i>	1982-1983	1983-1984	1984-1985	1985-1986
<b>A. 19 industrias manufactureras de tres dígitos:</b>					
<b>Sin exportaciones</b>	Sin exportaciones	0.974	0.971	0.957	0.963
	Exportaciones	0.026	0.029	0.043	0.037
<b>Exportaciones</b>	Sin exportaciones	0.168	0.135	0.131	0.108
	Exportaciones	0.832	0.865	0.869	0.892
<b>B. 4 de las principales industrias manufactureras:</b>					
<b>Sin exportaciones</b>	Sin exportaciones	0.971	0.969	0.972	0.960
	Exportaciones	0.029	0.031	0.028	0.040
<b>Exportaciones</b>	Sin exportaciones	0.108	0.101	0.152	0.124
	Exportaciones	0.892	0.899	0.848	0.876
<i>Status del año t</i>	<i>Año (t + 1)</i>	1986-1987	1987-1988	1988-1989	1982-1986 (Promedio)
<b>A. 19 industrias manufactureras de tres dígitos:</b>					
<b>Sin exportaciones</b>	Sin exportaciones	0.973	0.972	0.958	0.967
	Exportaciones	0.026	0.028	0.042	0.033
<b>Exportaciones</b>	Sin exportaciones	0.158	0.086	0.107	0.128
	Exportaciones	0.842	0.914	0.893	0.872
<b>B. 4 de las principales industrias manufactureras:</b>					
<b>Sin exportaciones</b>	Sin exportaciones	0.983	0.972	0.985	0.973
	Exportaciones	0.017	0.028	0.015	0.027
<b>Exportaciones</b>	Sin exportaciones	0.149	0.085	0.054	0.110
	Exportaciones	0.851	0.915	0.946	0.890

La persistencia en el *status* de exportación puede ser causada por los costos hundidos, tal como lo sugiere el modelo de histéresis. También, puede ser

causado por la heterogeneidad entre las fábricas: diferencias persistentes en las utilidades brutas provenientes de las exportaciones de cada fábrica,  $\pi_i(p_t, s_{it})$ , explicarían por qué algunas fábricas siempre están en el mercado de exportación y otras siempre están fuera. Igualmente, el que muchos exportadores entren al mercado exportador o salgan de él varias veces también puede ser interpretado de diversas formas: podría significar que los costos hundidos son bajos o también reflejar los beneficios de haber exportado recientemente. En la siguiente sección desarrollamos un marco econométrico que puede discriminarse entre estas explicaciones.

### III. MODELO EMPIRICO DE PARTICIPACION EN EL MERCADO EXPORTADOR

#### A. LA ECUACION QUE SE ESTIMA

Nuestro modelo empírico sobre la decisión de exportar de una fábrica empieza con la condición de participación dada por la ecuación (1). Sea:

$$\pi_{it}^* = \pi_i(p_t, s_{it}) + \delta [E_t(V_{it}(\Omega_{i,t+1}) | Y_{it} = 1) - E_t(V_{it}(\Omega_{i,t+1}) | Y_{it} = 0)]$$

la variable que representa el incremento esperado de las utilidades brutas futuras de la fábrica  $i$  si exporta en el período  $t$ . La participación en el mercado exportador se resume entonces por la ecuación dinámica de selección discreta:

$$(2) \quad Y_{it} = \begin{cases} 1 & \text{si } \pi_{it}^* - F_i^0 + (F_i^0 + X_i)Y_{i,t-1} + \sum_{j=2}^{J_i} (F_i^0 - F_i^j) \tilde{Y}_{i,t-j} \geq 0 \\ 0 & \text{si no.} \end{cases}$$

Hay dos maneras de estimar la ecuación (2). Primero podríamos desarrollar una representación estructural de la condición de participación haciendo supuestos específicos sobre la forma de la función de ganancias y sobre los procesos que generan  $s_{it}$  y  $p_t$ <sup>13</sup>. Otra forma sería identificar los parámetros estructurales, y

<sup>13</sup> James J. Heckman (1981b) brinda una discusión sobre la estimación de modelos dinámicos de elección discreta. Zvi Eckstein y Kenneth I. Wolpin (1989) y John Rust (1997) resumen la literatura sobre la estimación de modelos dinámicos estructurales de elección discreta. Yacine Ait-Sahalia (1994) usa un modelo de histéresis estructural para imputar los costos hundidos y los costos fijos bajo el supuesto de que existe un productor doméstico y uno extranjero por industria.

aproximar  $\pi_{it}^* - F_i^0$  como una expresión en forma reducida de las características exógenas de la fábrica y el mercado que son observables por los productores en el período  $t$ . La ventaja de la primera aproximación es que, en principio, permite identificar los parámetros de la función de ganancia (*inter alia*) y provee una descripción completa del proceso dinámico. Su mayor desventaja es que se requiere una parametrización muy restrictiva para hacer que la estimación estructural sea posible. Este problema es particularmente agudo en nuestro modelo porque la dependencia de los costos hundidos a la entrada en el período de tiempo por fuera del mercado exportador implica una serie de participación que es un proceso de Markov de orden  $J$ , condicionado a variables exógenas. Debido a esta dificultad y dado que no necesitamos un modelo estructural para evaluar el papel de los costos hundidos o para investigar la sensibilidad de las decisiones de exportar a  $s_{it}$  y  $p_t$ , usamos la aproximación de la forma reducida.

Para parametrizar el modelo en forma reducida, asumimos que la variación en  $\pi_{it}^* - F_i^0$  surge de tres fuentes diferentes: los efectos específicos al tiempo que reflejan cambios de la industria o a nivel macro en las condiciones de exportación ( $\mu_t$ ), las diferencias observables en las características de la fábrica ( $Z_{it}$ ) y el error  $\varepsilon_{it}$ :

$$(3) \quad \pi_{it}^* - F_i^0 = \mu_t + \beta Z_{it} + \varepsilon_{it}.$$

El término  $\mu_t$  es un efecto anual del tiempo que refleja las variaciones temporales en la rentabilidad de las exportaciones y en los costos de inicio que son comunes a todas las fábricas. Estos efectos de tiempo recogen la influencia de las condiciones del mercado crediticio, la tasa de cambio, las condiciones de la política comercial y otros factores que varían en el tiempo capturados por  $p_t$  en el modelo analítico. El vector  $Z_{it}$  controla por los factores representados por  $s_{it}$  y  $F_i^0$  en el modelo analítico: determinantes exógenos específicos a cada planta, de las ganancias de operación corrientes y los costos de comenzar. Incluye una constante, un grupo de *dummies* de la industria definidos al nivel de tres dígitos *CIIU*, una variable *dummy* para controlar por la estructura de propiedad de la fábrica (propiedad y sociedad limitadas vs. corporaciones) y dos variables *dummy* de ubicación para distinguir las regiones interiores de Bogotá y Medellín-Cali de las ciudades costeras<sup>14</sup>. El vector  $Z_{it}$  también incluye algunas variables continuas rezagadas un período y medidas en logaritmos: el índice de

<sup>14</sup> El grupo base de comparación es una fábrica en la industria alimenticia que no es una corporación y que está ubicada en el área de Bogotá.

precios externos a internos para la producción, la tasa salarial, el *stock* de capital y la edad de la fábrica<sup>15</sup>. Los precios relativos y los salarios afectan el atractivo del mercado doméstico versus el mercado externo. El *stock* de capital y la edad son *proxies* de las diferencias en eficiencia: además de los efectos de escala, los estudios de la evolución industrial sugieren que los productores eficientes tienen más probabilidades de crecer y sobrevivir.

Restricciones adicionales a los costos hundidos de entrada y salida son necesarias para identificar el modelo. Para nuestra especificación básica asumimos que todas las fábricas que no han exportado al menos por  $J$  años enfrentan los mismos costos de entrada,  $F_i^0 = F^0$ , y todas las fábricas que no han exportado por  $j < J$  años enfrentan los mismos costos hundidos a la entrada,  $F_i^j = F^j$  (el supuesto de que los costos de entrada son iguales para todo  $j > J$  no es restrictivo si se escoge un valor generoso de  $J$ ). Más aún, todas las fábricas que están exportando se enfrentan a los mismos costos de salida,  $X_i = X$ . Entonces, definiendo los parámetros  $\gamma^j = F^0 - F^j$  ( $j = 2, \dots, J$ ) y  $\gamma^0 = F^0 + X$  y sustituyendo (3) en (2), obtenemos nuestra fórmula básica para estimar:

$$(4) \quad Y_{it} = \begin{cases} 1 & \text{si } 0 \leq \mu_t + \beta Z_{it} + \gamma^0 Y_{i,t-1} + \sum_{j=2}^J \gamma^j \tilde{Y}_{i,t-j} + \varepsilon_{it} \\ 0 & \text{si no.} \end{cases}$$

Tal como se anotó antes, la decisión de participación no depende de la historia de exportaciones si los costos hundidos son cero. Por consiguiente, podemos probar la hipótesis nula de que los costos hundidos no son importantes en la decisión de exportar probando si  $\gamma^0$  y los  $\gamma^j$  son conjuntamente iguales a cero. Si son significativas, podemos utilizarlas para hacer inferencias sobre la tasa a la que se deteriora la experiencia del mercado comparando la magnitud de los coeficientes  $\gamma$ . Incluyendo también los términos de interacción entre las variables de participación rezagadas y las características de la fábrica o las variables macro, podemos probar nuestro supuesto de que los costos hundidos no varían a través del tiempo o de las fábricas. Finalmente, podemos utilizar la ecuación (4) para estudiar la importancia de la variación temporal ( $\mu_t$ ) y la variación entre plantas ( $\beta Z_{it}$ ) en las utilidades netas esperadas de exportar

<sup>15</sup> Los precios extranjeros se interpretaron utilizando exportaciones de valor unitario en el nivel CIU a cuatro dígitos; los precios domésticos se obtuvieron al mismo nivel del banco central de Colombia.

$(\pi_{ii}^* - F_i^0)$ . En particular, podemos imputar probabilidades de entrada y salida como respuesta a un cambio dado en las variables exógenas para las fábricas con características diferentes.

## B. CUESTIONES ECONOMETRICAS

Para aislar la importancia de los costos hundidos, es crítico controlar por todas las otras fuentes de persistencia en el *status* de exportación. La mayor parte de esta labor se logra incluyendo el vector de las características observables de las fábricas  $Z_{it}$  en la ecuación (4). Sin embargo, es muy factible que algunas características tales como la experiencia administrativa o la calidad de la producción, no sean observadas y su presencia inducirá correlación serial en el término de error,  $\varepsilon_{it}$ . Si utilizamos un estimador que ignore esta correlación serial, el modelo atribuirá incorrectamente la persistencia a la que induce en el *status* de exportación a los costos hundidos<sup>16</sup>.

Permitimos dos fuentes de correlación serial en  $\varepsilon_{it}$  al suponer que es la suma de un componente permanente específico a la planta y de un componente transitorio autoregresivo de primer orden:  $\varepsilon_{it} = \alpha_i + \omega_{it}$ , donde  $\omega_{it} = \rho\omega_{i,t-1} + \eta_{it}$ .  $\alpha_i$  sigue una distribución normal y está idénticamente distribuido a través de las fábricas,  $\eta_{it}$  sigue una distribución normal a través de las fábricas y del tiempo,  $Cov(Z_{it}, \varepsilon_{it}) = Cov(\alpha_i, \omega_{it}) = 0 \quad \forall i, t$ , y normalizamos  $Var(\varepsilon_{it}) = 1$ . El efecto de la planta,  $\alpha_i$ , representa las diferencias que no son observables en la eficiencia administrativa, los contactos externos y otros factores que inducen diferencias persistentes específicas a las plantas en las ganancias provenientes de las exportaciones<sup>17</sup>. Los choques transitorios no observados a  $\pi_{ii}^* - F_i^0$ , están

<sup>16</sup> Este es el problema del "estado - dependencia espuria" discutido en la literatura empírica sobre la participación del mercado laboral. (véase i.e. Heckman, 1981 a, b).

<sup>17</sup> Nosotros no controlamos por el  $\alpha_i$  utilizando variables *dummy* específicas a la fábrica por el "problema de parámetros incidentales" discutido en J. Neyman y E. Scott (1948), Gary Chamberlain (1980), y Heckman (1981c). Para unos períodos de tiempo dados, el número de valores  $\alpha_i$  crece en proporción directa al tamaño de la muestra, haciendo que una estimación consistente sea más difícil a medida que  $n \rightarrow \infty$ . Bajo estas condiciones, un estimador estándar de *lagit* o *probit*, usando variables *dummy* específicas a la fábrica, no producirá unos coeficientes con pendiente consistente. Si la dimensión del tiempo del panel es pequeña o el modelo es dinámico, el sesgo puede ser considerable. Véase B.D. Wright y G. Douglas (1975), Heckman (1981c), y Cheng Hsiao (1986 pp. 159-61) para la discusión de la magnitud del sesgo. En particular, Heckman (1981c) encuentra que el sesgo en los coeficientes de la pendiente de una *probit* dinámico con efectos no observables es "demasiado grande" (p.180) cuando  $T = 8$ .

representados por  $\omega_{it}$ . Esta especificación implica que  $Cov(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{i,t-k})$  depende de dos parámetros: la fracción de la varianza de  $\varepsilon_{it}$  que surge del componente permanente en el error,  $Var(\alpha)$ , y la correlación serial en los choques transitorios a las ganancias de la exportación,  $\rho$ .

Aún existe un problema adicional. Observamos el *status* de exportación de una fábrica desde el año 1 hasta  $T$  y nuestra estructura de rezagos se devuelve  $J$  períodos, de manera que la ecuación (4) se puede utilizar para modelar la decisión de exportar en los años  $J+1$  hasta  $T$ . Pero los valores  $Y_{i,t-1}$  y  $\tilde{Y}_{i,t-j}$  que corresponden a los primeros  $J$  años, no se pueden considerar como determinantes exógenos de  $Y_{it}$  ( $J+1 \leq t \leq 2J$ ) porque cada uno depende de  $\alpha_i$  y de las realizaciones previas de  $\omega$ , y ambas están correlacionadas con  $\varepsilon_{it}$ . Heckman (1981c) sugiere tratar este problema de “condiciones iniciales” utilizando una representación aproximada para  $Y_{it}$  cuando  $t \leq J$  y permitiendo que las perturbaciones de los primeros  $J$  períodos se correlacionen con las perturbaciones de todos los demás períodos. Específicamente, suponga que las ganancias esperadas en el mercado exportador durante los  $J$  años anteriores a la muestra se pueden representar con la ecuación:

$$\pi_{it}^* - F_i^0 = \lambda Z_{it}^p + \varepsilon_{it}^p$$

donde  $Z_{it}^p$  es un rezago distribuido en las realizaciones anteriores a la muestra de las variables exógenas<sup>18</sup>. Entonces la participación del mercado exportador anterior a la muestra se describe por:

$$(5) \quad Y_{it} = \begin{cases} 1 & \text{si } 0 \leq \lambda Z_{it}^p + \varepsilon_{it}^p \\ 0 & \text{si } no. \end{cases}$$

en vez de la ecuación (4).

Como con el error  $\varepsilon_{it}$  en la ecuación (4), asumimos que el término de error anterior a la muestra tiene la forma de  $\varepsilon_{it}^p = \alpha_i^p + \omega_{it}^p$ , donde  $\omega_{it}^p = \rho^p \omega_{i,t-1}^p + \eta_{it}^p$ .  $\alpha_i^p$  es normal y está independiente e idénticamente distribuido entre las fábricas,

<sup>18</sup> En el trabajo empírico incluimos todas las características de la fábrica en  $Z_{it}$ , antes descrita como las variables explicativas en  $Z_{it}^p$ . También están incluidos valores rezagados 2 años de salarios de las fábricas, el stock de capital y el precio de exportación.

$\eta_{it}^p$  es también normal y está idéntica e independientemente distribuido a través de las fábricas y el tiempo,  $Cov(Z_{it}^p, \varepsilon_{it}^p) = Cov(\alpha_i^p, \omega_{it}^p) = 0 \quad \forall i, t$ , y normalizamos la variable  $Var(\varepsilon_{it}^p) = 1$ . Permitimos que los efectos de la fábrica  $\alpha_i$  y  $\alpha_i^p$  estén correlacionados y permitimos también correlación serial en el ruido transitorio entre los períodos  $J$  y  $J+1$ . Por consiguiente, permitimos que nuestro modelo atribuya correlación entre  $Y_{it}$  y las variables de participación rezagadas,  $Y_{i,t-1}$  y  $\tilde{Y}_{i,t-j} (j \leq J)$ , a la correlación serial de las perturbaciones, inclusive en los primeros años de la muestra cuando  $J+1 < t < 2J$ . Esta corrección de las condiciones iniciales añade el vector de coeficientes  $\lambda$ , el componente de varianza  $Var(\alpha_i^p)$  el parámetro de correlación serial  $\rho^p$  y  $Corr(\alpha_i, \alpha_i^p)$  a los parámetros del modelo<sup>19</sup>.

Dado que nosotros modelamos las perturbaciones  $\varepsilon_{it}$  y  $\varepsilon_{it}^p$  como efectos aleatorios más procesos  $AR(1)$ , el sistema de  $T$  ecuaciones de participación (4) y (5) identifica los parámetros que utilizan tanto la variación temporal como la de corte transversal en los datos. El primero se debe principalmente a las diferencias entre las fábricas en la industria, la ubicación, el tipo de negocio, la edad de la fábrica, el *stock* de capital, el precio relativo del producto externo al interno y los salarios. El último se debe principalmente a las fluctuaciones en las condiciones macroeconómicas, y a los choques no observados específicos a las fábricas que se combinan con los cambios  $Z_{it}$  para inducir variaciones temporales en  $Y_{it}$ . Nótese que aunque no hubiese variación en  $Z_{it}$ , los choques transitorios ( $\omega_{it}^p$  y  $\omega_{it}$ ), serían suficientes para identificar los coeficientes sobre  $Y_{i,t-1}$ , y  $\tilde{Y}_{i,t-j}$ .

En principio, nuestro sistema podría estimarse utilizando las técnicas de máxima verosimilitud ( $MV$ ), pero eso implicaría usar integrales en  $T$  dimensiones. Por consiguiente, utilizamos el estimador de Michael P. Keane (1994) que adapta el método de momentos simulados ( $MMS$ ) desarrollado por Daniel McFadden (1989) y Ariel Pakes y David Pollard (1989) al data panel. En esencia, la técnica de Keane implica escoger un grupo de valores de los parámetros, tomando muestras al azar de las distribuciones multivariadas

<sup>19</sup> Aunque la ecuación (5) es una representación imperfecta del proceso que genera los datos, la evidencia de las simulaciones sugiere que el procedimiento Heckman maneja el problema de las condiciones iniciales razonablemente bien. Se impide una solución alternativa a este problema a través de variables exógenas en el modelo que varían con el tiempo. Estas hacen imposible solucionar el modelo para las probabilidades del estado estacionario de las realizaciones durante el período anterior a la muestra  $Y_{it}$  como funciones de datos y parámetros que se pueden estimar.

implícitas que caracterizan los términos de error y combinarlas con trayectorias reales de las variables exógenas ( $Z_{it}$ ) para simular probabilidades de trayectorias  $Y_{it}$  para cada fábrica. Las diferencias entre las trayectorias observadas y las esperadas de  $Y_{it}$  para cada fábrica, se agregan utilizando las ponderaciones del método de momentos para obtener una medida de idoneidad y el vector del parámetro se varía hasta que esta medida se minimiza. El estimador de Keane es consistente y asintóticamente eficiente en el número de simulaciones<sup>20</sup>.

Si imponemos la restricción  $\rho = \rho^p = 0$ , los errores transitorios  $\varepsilon_{it}$  y  $\varepsilon_{it}^p$  no se correlacionan serialmente, y el problema de integración  $T$ -dimensional no surge. Por consiguiente, bajo esta hipótesis, la estimación de  $MV$  que utiliza la cuadratura Gaussiana bivariada para integrar a  $\alpha_i$  y  $\alpha_i^p$  se torna factible (J. S. Butler y Robert Moffit, 1982) y podemos evitar la pérdida de eficiencia asociada con los estimadores de la simulación. Adicionalmente, tal como se muestra en el Apéndice, la prueba de especificación ómnibus de Donald K. Andrews (1988) es factible cuando se usa una estimación  $MV$ . Por estas razones reportamos los estimativos tanto de  $MMS$  como de  $MV$  para las versiones del modelo que restringen  $\rho = \rho^p = 0$ .

#### IV. RESULTADOS ECONOMETRICOS DE LA PARTICIPACION EN LAS EXPORTACIONES

Para estimar el modelo econométrico en las ecuaciones (4) y (5) nos concentramos en las cuatro principales industrias exportadoras (productos alimenticios, textiles, productos de papel, y productos químicos) durante el período 1981-1989<sup>21</sup>. Limitamos nuestra muestra a las 650 fábricas en estas

---

<sup>20</sup> Esta técnica reduce los problemas de dimensionalidad simulando probabilidades de transición en vez de probabilidades para las secuencias completas de las realizaciones de  $Y_{it}$ . Estas simulaciones se hacen utilizando el algoritmo altamente preciso Geweke-Hajivassiliou-Keane. Los detalles se encuentran en Keane (1994). Un programa que implementa el estimador Keane fue amablemente facilitado por David Ribar.

<sup>21</sup> Deseamos limitar nuestro análisis a aquellas industrias en las cuales Colombia parece poder competir en los mercados internacionales. Las industrias fueron escogidas porque conforman un porcentaje considerable del total de manufacturas y tienen una proporción relativamente alta de fábricas participando en el mercado de exportación. Estas cuatro industrias responden por el 58.6% del valor de las exportaciones manufactureras en 1984 y por el 59.1% en 1987. El porcentaje de fábricas en nuestra muestra que exportan, promedian un 8.45% al año en la industria alimenticia, 19.7% en la industria textilera, 15.4% en los productos de papel y 45.3% en los productos químicos.

industrias que operaron en todos los años de la muestra<sup>22</sup>. Esta muestra no es representativa de la población de las fábricas manufactureras; sin embargo, es apropiada para examinar los efectos de los costos hundidos sobre los productores establecidos<sup>23</sup>. El conjunto de datos definitivos consta de nueve observaciones anuales de 1981 a 1989, para cada una de las 650 fábricas, para un total de 5.850 observaciones. Las efectuadas de 1981 a 1983 se consideran como los  $J = 3$  años anteriores a la muestra y se utilizan para controlar por el problema de “condiciones iniciales” usando la ecuación (5). Las observaciones de 1984 a 1989 se utilizan para calcular los parámetros de interés en la ecuación (4).

Los estimativos de la ecuación (4) se reportan en el Cuadro 3 para varias especificaciones del modelo. El modelo más general, reportado en la primera columna, incluye tres rezagos de participaciones en el pasado ( $Y_{i,t-1}, \tilde{Y}_{i,t-2}, \tilde{Y}_{i,t-3}$ ) y permite errores transitorios correlacionados serialmente<sup>24</sup>. La segunda y tercera

---

<sup>22</sup> La diferencia más grande entre el grupo de fábricas que continúan en el mercado y las que se salen de la producción a través del período analizado es que el grupo que se sale de producir tiene una tasa de entrada más baja al mercado de exportación (con un promedio de 1.9% por año) y un grado de persistencia más bajo una vez adentro, (0.795% en promedio). Las diferencias, sin embargo, no alteran la conclusión general de que las tasas de transición, particularmente para las fábricas que no exportan, son bajas y que la persistencia es alta. Cuando examinamos las fábricas que entraron a la producción a través del período, se ve un patrón de transiciones en el mercado de exportaciones muy similar a las plantas que analizamos, particularmente después de que las fábricas habían estado operando por varios años. Lo más importante de estos patrones para nuestro análisis es que concentrándonos solamente en el grupo de fábricas que continúan en el mercado no se distorsionan los patrones de las transiciones del mercado de exportación en el sector manufacturero.

<sup>23</sup> Un marco más general trataría a cada fábrica como si tomara decisiones simultáneas para ingresar a la producción o salir de ella e ingresar al mercado de exportaciones o salir de él. En este caso, se podría ver a cada fábrica como seleccionando entre cuatro alternativas: no producir, producir solamente para el mercado doméstico, producir solamente para el mercado de exportación, o producir para ambos. Este enfoque es innecesariamente complicado para modelar la decisión en Colombia de exportar porque no hay productores que vendan sólo en el mercado de exportación. Además, muy pocas fábricas entran a producir y al mismo tiempo a exportar. Como resultado, centrarse en el comportamiento exportador de las fábricas que ya están en operación, tal como lo hacemos, proporciona un punto razonable de partida para analizar los determinantes de exportación en el sector manufacturero colombiano.

<sup>24</sup> En las estimaciones reportadas aquí hemos restringido los parámetros de la correlación serial  $\rho$  y  $\rho^p$  a ser iguales. Estimamos un número de modelos que permitieron un proceso autorregresivo más general, pero estos estuvieron sobreparametrizados por lo que ninguno de los parámetros autorregresivos estimados fue significativamente diferente a cero. También estimamos modelos que permitieron que los costos hundidos variaran a través del tiempo y con características observables de las fábricas incluyendo interacciones entre la participación rezagada y las *dummies* anuales, tamaño de la planta, tipo de negocio, e industria. Ninguna de estas interacciones adicionales fue estadísticamente significativa y no las reportamos aquí.

columna reportan estimativos de (*MMS*) y de (*MV*) del modelo que restringe  $\rho = 0$  para que no haya correlación serial en los errores transitorios. La cuarta y quinta columnas reportan estimativos de (*MMS*) y (*MV*) de un modelo que también restringe la historia relevante de exportación a un solo valor rezagado de la variable de participación.

#### A. PARAMETROS DE COSTOS HUNDIDOS

Consideremos primero los coeficientes de  $Y_{i,t-1}$ ,  $\tilde{Y}_{i,t-2}$ , y  $\tilde{Y}_{i,t-3}$  en la especificación más general, reportados en la columna (i). Estos parámetros aíslan la importancia de los costos hundidos. Utilizando una prueba de Wald, rechazamos la hipótesis de que los tres coeficientes son conjuntamente iguales a cero, con un estadístico  $\chi^2_{[3]}$  de 11.53. Por consiguiente, inclusive después de controlar por una forma general de correlación serial, la historia de exportaciones sí importa. Este hallazgo sustenta la premisa básica de la literatura sobre histéresis de que hay costos hundidos sustanciales involucrados en el ingreso o la salida del mercado exportador.

Enfocándonos en los coeficientes individuales, encontramos que el *status* de exportaciones del último año,  $Y_{i,t-1}$ , tiene un fuerte efecto positivo en la probabilidad de exportar este año. Pero las fábricas que exportaron por última vez dos o tres años atrás, gozan de unos efectos mínimos provenientes de sus inversiones previas en el acceso a los mercados externos. Los coeficientes sobre  $\tilde{Y}_{i,t-j}$  ( $j = 2, 3$ ), que miden los descuentos de los costos hundidos que enfrenta un nuevo exportador, son positivos y disminuyen con  $j$  tal como se esperaba. Sin embargo, ningún parámetro es significativo y no podemos rechazar la hipótesis de que ambos coeficientes conjuntamente equivalen a cero. El estadístico  $\chi^2_{[2]}$  para la prueba conjunta es 3.18. Por lo tanto, nuestra selección de la estructura de rezagos de tres años parece ser más que adecuada para captar toda la historia relevante.

#### B. GANANCIAS ESPERADAS DE LA EXPORTACION

El siguiente grupo de coeficientes en el Cuadro 3 resume la influencia de los efectos anuales y las características de las plantas sobre la rentabilidad esperada de las exportaciones, neta de costos hundidos a la entrada, para una planta sin experiencia en el mercado externo,  $(\pi_{it}^* - F_i^0)$ . Las *dummies* de tiempo indican

que existe una variación a través del tiempo, pero sólo los coeficientes de 1987 y 1989 son significativamente diferentes a cero<sup>25</sup>. Netas de los costos a la entrada, las utilidades futuras esperadas provenientes de las exportaciones fueron más altas en 1984 y en 1986. Este patrón corresponde a las altas tasas de entrada documentadas en el Cuadro 2 y puede reflejar el pronóstico del productor de la tasa de cambio favorable en los años futuros (Cuadro 1). Los incentivos para empezar a exportar se disipan rápidamente y, para 1989, las utilidades netas esperadas alcanzan su punto más bajo en la muestra. El que los cambios estimados temporales en las ganancias futuras esperadas de exportar no siguen de cerca la tasa de cambio sugiere que los costos hundidos y las expectativas juegan un papel crítico en la configuración del comportamiento.

La rentabilidad neta de las exportaciones también varía sistemáticamente con las características observables de la planta. Encontramos que una ampliación en el tamaño de la fábrica (medida por el *stock* de capital de la fábrica), aumentos en la edad de la misma y la propiedad corporativa, todos los cuales aumentan la probabilidad de exportar. El resultado del tamaño de la fábrica puede reflejar exportaciones basadas en economías de escala, como lo sugiere Krugman (1984)<sup>26</sup>. Por otra parte, como las fábricas eficientes tienden a crecer relativamente a otras, el *stock* de capital puede servir como *proxy* de la productividad. El coeficiente de edad también puede recoger diferencias en los costos de los productores. Si las fuerzas del mercado hacen que se retiren productores ineficientes, entonces las plantas más antiguas tenderán a ser más competitivas en los mercados mundiales, bien sea debido a ventajas de costos que no pueden ser imitadas por los rivales o debido a que han podido moverse en una curva de aprendizaje<sup>27</sup>. Inclusive, si los ingresos anuales de las exportaciones fueran los mismos para

---

<sup>25</sup> La hipótesis de que las *dummies* de tiempo son conjuntamente iguales a cero se rechaza con la prueba de Wald. La  $\chi^2_{[5]}$  es 14.59 y el *p-value* es 0.012.

<sup>26</sup> Combinado con nuestro hallazgo que los costos hundidos no aumentan con el tamaño (no está reportado en el Cuadro 3), es consistente con la correlación positiva bien conocida entre el tamaño de la fábrica y la participación en las exportaciones. Véase Richard E. Caves (1989) y R. Albert Berry (1992) para una revisión de la evidencia que relaciona el tamaño y la propensión a exportar.

<sup>27</sup> Roberts (1996) reporta un descenso en la probabilidad de fracaso a medida que una planta madura en Colombia y Tybout (1996) reporta un hallazgo similar en Chile. Lili Liu y Tybout (1996) también encuentran que las plantas que están fracasando en Colombia son sistemáticamente menos productivas que las que sobreviven. Ambos patrones han sido hallados en datos de los Estados Unidos (Véase Timothy Dunne et al., 1989; Martin Neil Bailey et al., 1992).

fábricas nuevas y antiguas, las más nuevas percibirían menores ganancias al entrar al mercado porque tienen una menor probabilidad de sobrevivir.

La ubicación también importa debido a los costos de transporte. Bogotá, la categoría base de este modelo, está rodeada por la cordillera de los Andes y no es muy probable que las fábricas de Bogotá produzcan para mercados externos. Cali y Medellín también están en el interior, pero en regiones que son menos montañosas y más cercanas a la costa. No obstante, estimamos que estas ciudades tienen tan poca probabilidad como Bogotá para servir como base a los exportadores. Quizá la ventaja de su ubicación se compensa por su falta de economías de aglomeración como en Bogotá. Finalmente, las ciudades con puerto como Cartagena y Barranquilla, tienen más probabilidad de hospedar plantas de exportación.

Es interesante que ni las tasas salariales ni los precios de exportación relativos a los precios de la producción doméstica son determinantes significativas del comportamiento exportador. Esto no debe interpretarse como si significara que los precios no importan; las *dummies* de tiempo controlaron por movimientos generales en precios relativos y las variables de precio específicas a las plantas reflejan desviaciones a través de las fábricas de las tendencias promedio que pueden resultar de las condiciones del mercado local, los errores de medición y las diferencias en la calidad de los insumos y la producción. Aún cuando podríamos esperar que un incremento en los precios de las exportaciones aumentara la participación en ese mercado, nuestros índices de precios de exportación a nivel de los sectores pueden hacer un trabajo de poco mérito de resumir la demanda extranjera por los productos de los productores individuales de nuestra muestra. Igualmente surgen problemas de medición con nuestra variable de salario. Esta se construye como el costo total de la mano de obra dividido por el número de empleados, de manera que las variaciones entre plantas en los costos laborales unitarios reflejan parcialmente la variación en la calidad de la mano de obra.

### C. HETEROGENEIDAD NO OBSERVADA DE LA FABRICA Y EL RUIDO

Las últimas fuentes de variación en el *status* exportador son los componentes no observados del error: la heterogeneidad persistente de la fábrica,  $\alpha_i$ , y el ruido transitorio,  $\omega_{it}$ . Tal como se indica en el Cuadro 3,  $Var(\alpha) = 0.668$ , lo que implica que dos tercios del total de la variación no observada se debe a una heterogeneidad persistente y esta fracción es significativamente diferente de 0 y 1. La correlación entre el componente permanente en la muestra y los años antes

### Cuadro 3

#### Modelo Probit dinámico de participación en las exportaciones (Errores estándar en paréntesis)

Variable explicativa	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3	
	(i) MSM	(ii) MSM	(iii) MV	(iv) MSM	(v) MV	
<b>Intercepto</b>	-7.105*	-7.058*	-7.039*	-6.856*	-7.033*	
	(1.222)	(1.215)	(1.021)	(1.149)	(0.988)	
$\tilde{Y}_{i-1}$	1.036*	0.971	1.140*	0.702*	0.885*	
	(0.326)	(0.261)	(0.211)	(-0.154)	(0.135)	
$\tilde{Y}_{i-2}$	0.326	0.331	0.401*	-	-	
	(0.190)	(0.181)	(-0.145)			
$\tilde{Y}_{i-3}$	0.069	0.068	0.130	-	-	
	(0.182)	(0.176)	(-0.164)			
<b>Dummy para 1985</b>	-0.156	-0.160	-0.168	-0.140	-0.154	
	(0.133)	(0.109)	(0.106)	(0.100)	(0.097)	
<b>Dummy para 1986</b>	-0.013	-0.022	-0.026	-0.017	-0.021	
	(0.111)	(0.106)	(0.108)	(0.093)	(0.098)	
<b>Dummy para 1987</b>	-0.309*	-0.312*	-0.340*	-0.286*	-0.318*	
	(0.109)	(0.107)	(0.112)	(0.098)	(0.103)	
<b>Dummy para 1988</b>	-0.148	-0.161	-0.187	-0.155	-0.178	
	(0.119)	(0.115)	(0.114)	(0.102)	(0.104)	
<b>Dummy para 1989</b>	-0.313*	-0.322*	-0.355*	-0.305.*	-0.343*	
	(0.111)	(0.110)	(0.118)	(0.098)	(0.109)	
<b>En (Salarios <math>t-1</math>)</b>	0.142	0.136	0.174	0.115	0.173	
	(0.127)	(0.126)	(0.107)	(0.116)	(0.101)	
<b>En (Precio de exportación <math>t-1</math>)</b>	-0.029	-0.027	-0.065	-0.025	-0.059	
	(0.055)	(0.055)	(0.046)	(0.052)	(0.047)	
<b>En <math>K_{t-1}</math></b>	0.207*	0.211*	0.222*	0.207*	0.221*	
	(0.032)	(0.032)	(0.031)	(0.031)	(0.033)	
<b>En edad <math>t-1</math></b>	0.471*	0.471*	0.349*	0.506*	0.396*	
	(0.126)	(0.126)	(0.096)	(0.123)	(0.089)	
<b>Corporación</b>	0.383*	0.386*	0.271*	0.450*	0.308*	
	(0.156)	(0.152)	(0.115)	(0.148)	(0.111)	
<b>Dummy de la Ind. textilera</b>	0.817*	0.815*	0.681*	0.839*	0.698*	
	(0.159)	(0.159)	(0.135)	(0.158)	(0.158)	
<b>Dummy de la Ind. de papel</b>	0.310	0.305	0.165	0.319*	0.163	
	(0.184)	(0.183)	(0.147)	(0.191)	(0.145)	
<b>Dummy de la Ind. química</b>	0.762*	0.760*	0.640*	0.811*	0.689*	
	(0.203)	(0.199)	(0.134)	(0.200)	(0.130)	
<b>Cali/Medellín</b>	0.112	0.119	-0.017	0.119	-0.052	
	(0.131)	(0.133)	(0.117)	(0.135)	(0.129)	
<b>Otra región</b>	0.479*	0.487*	0.453*	0.504*	0.471*	
	(0.134)	(0.135)	(0.104)	(0.137)	(0.098)	
<b>Var (<math>\alpha</math>)</b>	0.668*	0.687*	0.620*	0.764*	0.688*	
	(0.119)	(0.096)	(0.078)	(0.061)	(0.051)	
<b>Corr (<math>\alpha, \alpha P</math>)</b>	0.898*	0.894*	0.899*	0.906*	0.901*	
	(0.039)	(0.038)	(0.017)	(0.032)	(0.017)	
$\rho$	-0.019	-	-	-	-	
	(0.028)					
<b>Log likelihood:</b>	-854.8 a	-854.1 a	-837.7	-857.8 a	-842.700	

(\*) Estadísticamente significativo al nivel del 5%.

(a) Simulado con 1.000 extracciones de los errores.

de ella está estimado con mucha precisión como  $Corr(\alpha, \alpha^p) = 0.898$ , indicando que nuestra corrección de las “condiciones iniciales” es crucial<sup>28</sup>. Sin embargo, una vez se controla por estas fuentes de persistencia en el error, no hay evidencia de una correlación serial adicional que surja a través de choques transitorios correlacionados. El parámetro estimado,  $\rho$ , de la correlación serial es igual a -0.019 con un error estándar de 0.028.

#### D. ESPECIFICACIONES ALTERNATIVAS DEL MODELO

Dado que la correlación serial en los choques transitorios es casi igual a cero, los estimativos *MMS* del modelo son virtualmente idénticos cuando imponemos la restricción  $\rho = 0$  en la columna (ii) del Cuadro 3. Este modelo restringido también puede ser estimado con *MV* produciendo ganancias en eficiencia, tal como se muestra en la columna (iii). En relación con nuestros estimativos *MMS*, la estimación por *MV* atribuye un papel ligeramente mayor a la historia de exportaciones de la fábrica y un papel un poco menor a las características de la edad de la misma, al tipo de propietarios y a la industria. Los errores estándar de la estimación por *MV* son ligeramente menores que los errores estándar del *MMS*, tal como se esperó.

Juntos, estos cambios resultan en un coeficiente estadísticamente significativo de  $Y_{i,t-2}$  cuando se usa el *MV*. Así, pues, la estimación *MV* indica que los costos hundidos son importantes y los costos incurridos no se deprecian completamente al salirse del mercado de exportación. Las fábricas que han estado fuera del mercado de exportación por un año no incurren en costos de reintegro tan sustanciales como los incurridos por quienes entran por primera vez. Sin embargo, el coeficiente insignificante sobre  $\tilde{Y}_{i,t-3}$  indica que, cuando una planta ha estado fuera del mercado exportador por dos años, los costos para volver a entrar no son significativamente diferentes a los costos de un exportador que exporta por primera vez.

Las últimas dos columnas del Cuadro 3 reportan las estimaciones por *MMS* y *MV* de un modelo que elimina los valores más distantes de la participación en el pasado. El cambio más importante que resulta de esta restricción es que el

---

<sup>28</sup> En los años anteriores a la muestra, la fracción de la variación debido a la heterogeneidad de la planta no observada,  $Var(\alpha^p)$ , equivale a 0.984. Esto ocurre porque las variables de participación rezagada no se usan para predecir  $Y_{it}$  durante 1981-1983 y su efecto se pasa a la perturbación.

parámetro de heterogeneidad no observado,  $Var(\alpha)$ , incrementa en magnitud así como los coeficientes de algunas características de las fábricas. Sobre la base de la prueba del índice de probabilidad utilizando la estimación por *MV* de las columnas (iii) y (v), rechazamos la restricción de que los segundos y terceros rezagos no tienen ningún poder de explicación. El estadístico de prueba  $\chi^2_{[2]}$  es 10.0 con un *p-value* de 0.007. Por consiguiente, la estimación por *MV* provee evidencia de costos de entrada significativos que se incrementan con el tiempo que la planta haya estado fuera del mercado de exportación. Basándonos en los resultados del Cuadro 3 hemos escogido los estimativos del Modelo 2 como el grupo de resultados preferido y utilizaremos estos estimativos en el análisis que sigue.

### E. IDONEIDAD

Para evaluar la idoneidad general de este modelo comparamos los patrones reales y los pronosticados de la participación en el mercado de exportaciones. Dado el período de seis años, 1984-1989, existen  $2^6 = 64$  patrones posibles o trayectorias de la participación en el mercado de exportaciones para una fábrica individual. Muchos de estos patrones nunca ocurren o suceden con poca frecuencia en las 650 plantas de la muestra. Para simplificar la comparación, agregamos las 64 trayectorias en seis categorías según si observamos las plantas dentro o fuera del mercado de exportaciones en 1984 y en si había cero, una o más transiciones hacia dentro o hacia fuera del mercado de exportaciones en los cinco años restantes. Las frecuencias reales para cada una de las seis categorías se resumen en el Cuadro 4 junto con las frecuencias pronosticadas basadas en las 200 simulaciones del modelo para cada una de las plantas<sup>29</sup>. Nótese que las frecuencias reales y pronosticadas están muy cerca. Más formalmente, usando la prueba de especificación de ómnibus de Andrews (1988) para comparar frecuencias reales y pronosticadas, obtenemos una estadística  $\chi^2_{[5]}$  de 5.96 que tiene un valor *p-value* de 0.31<sup>30</sup>. Por eso nuestra forma funcional, la estructura de error y la especificación de exogeneidad parecen ser apropiadas y el modelo parece desempeñar un buen papel para predecir patrones de participación en el mercado de exportación.

---

<sup>29</sup> Las frecuencias reales y pronosticadas para el conjunto completo de las 64 trayectorias se reportan en el Apéndice.

<sup>30</sup> Los detalles de este estadístico de prueba se encuentran en el Apéndice. Como cada una de las frecuencias pronosticadas se basan en el mismo vector de coeficientes, no son independientes y una simple prueba de contingencia del cuadro de la *chi* cuadrado es inapropiado. No obstante, los valores de este estadístico de prueba, más simple (que no son reportados), están muy cercanos a los estadísticos de prueba de Andrews en nuestras aplicaciones.

### Cuadro 4

Frecuencias de trayectorias de  $Y_{it}$  observadas vs pronosticadas

(Basado en la estimación por *MV* del modelo 2 en el Cuadro 3)

Tipo de trayectoria	Frecuencias observadas	Frecuencias pronosticadas
Nunca exporta	0.763	0.737
Empieza sin exportar, exporta una vez	0.045	0.044
Empieza sin exportar, exporta al menos dos veces	0.029	0.033
Siempre exporta	0.109	0.116
Empieza exportando, no exporta una vez	0.022	0.037
Empieza exportando, no exporta al menos dos veces	0.032	0.034

#### F. COSTOS HUNDIDOS, HETEROGENEIDAD Y PROBABILIDADES DE EXPORTACION

Para poder evaluar la importancia relativa de las características observables de la fábrica, la heterogeneidad no observada y la participación en el pasado en los mercados de exportación actuales, generamos probabilidades pronosticadas de exportar para los diferentes tipos de plantas. Estas probabilidades, que se basan en la estimación del modelo 2 por *MV* en el Cuadro 3, están resumidas en el Cuadro 5. Los tres paneles del cuadro permiten que las determinantes observables de la rentabilidad de exportación puedan variar (edad, *stock* de capital, industria, etc.). Se comparan las plantas en el percentil 25, 50 y 75 de  $\beta Z_{it}$ . Dentro de cada panel, las fábricas se distinguen según si nunca han exportado, ( $Y_{t-1} = \tilde{Y}_{i,t-2} = \tilde{Y}_{i,t-3} = 0$ ), si exportaron por última vez hace tres años ( $Y_{t-1} = \tilde{Y}_{i,t-2} = 0; \tilde{Y}_{i,t-3} = 1$ ), si exportaron por última vez hace dos años, ( $Y_{t-1} = \tilde{Y}_{i,t-3} = 0; \tilde{Y}_{i,t-2} = 1$ ), o si exportaron el año pasado, ( $Y_{t-1} = 1; \tilde{Y}_{i,t-2} = \tilde{Y}_{i,t-3} = 0$ ). Las columnas del cuadro resumen el efecto de la heterogeneidad no observada permitiendo que el componente permanente de la planta,  $\alpha_i$ , distribuido normalmente, varíe entre -2 y 2 desviaciones estándar de cero.

La historia exportadora tiene relevancia para las plantas que tienen valores  $\beta Z_{it}$  por encima del promedio o valores  $\alpha_i$  por debajo del promedio. Por ejemplo, una fábrica con características observables que la coloca en el percentil 50 de  $\beta Z_{it}$  y un efecto de la planta no observado igual a 1, tendrá una probabilidad

del 0.052 de exportar si no había exportado en el pasado y una probabilidad del 0.588 de exportar si exportó el año anterior. En este grupo, la participación en el año anterior puede incrementar la probabilidad de exportar en el año corriente hasta en 0.63. Por otra parte, para las plantas con valores por debajo del promedio de  $\beta Z_{it}$  y  $\alpha_i$ , las ganancias esperadas de la exportación son tan bajas que si se les diera experiencia en el mercado de exportaciones de alguna manera, sería suficiente para que continuaran en él.

El Cuadro 5 también muestra lo rápido que se deprecia la experiencia. Entre las fábricas que aparecen en las últimas dos columnas del cuadro, la diferencia entre la probabilidad de exportar de una planta que exportó el año pasado y una fábrica comparable en los demás factores pero que exportó hace dos años, varía entre 0.11 y 0.45. La diferencia entre las plantas que exportaron hace dos años y las que exportaron hace tres años es sustancialmente menor, fluctuando entre 0.03 y 0.17 y se basa en una estimación de los parámetros que no es estadísticamente significativa.

Finalmente, también pueden hacerse inferencias sobre los efectos de la industria y las condiciones macro, a partir del Cuadro 5. Específicamente, un aumento en  $\alpha$  de una desviación estándar corresponde a un cambio del  $(0.668)^{0.5} = 0.82$  en la utilidad esperada de exportar, de manera que cualquier cosa que cambie la utilidad esperada de exportar en 0.82 corresponde a un movimiento descendente de una fila en el Cuadro 5. Por consiguiente, de las *dummies* estimadas de la industria en el Cuadro 3, las plantas de la industria textilera y química que de otra manera serían comparables a las plantas de la industria de alimentos, se describen aproximadamente por filas con efectos de fábrica mayores en una desviación estándar. Obsérvese que este tipo de movimiento descendente en el cuadro generalmente incrementa la sensibilidad a la historia de exportar porque concentra más fábricas cerca de sus umbrales de acción. Por ejemplo, una industria en la cual la mitad de las fábricas ya están exportando responderá más a un cambio de una unidad hacia la derecha en la distribución de las ganancias esperadas que las industrias en las cuales solo 5% de las fábricas está exportando, puesto que una fracción más grande de las firmas en el grupo que no está exportando encontrará que sus ganancias esperadas serán mayores que los costos hundidos a la entrada. Una implicación de este fenómeno es que los cambios en la tasa de cambio y otras medidas que generalmente promueven las exportaciones no aumentarán la participación proporcionalmente en todas las industrias. Las respuestas tienden a concentrarse en unos pocos sectores.

**Cuadro 5**  
**Probabilidades pronosticadas de exportación**  
 (Basado en la estimación de  $MV$  del modelo 2 en el Cuadro 3)

<b>Percentil 25 de <math>\beta Z_{it}</math></b>				
<b>Efecto de la planta</b>	$Y_{t-1}, \tilde{Y}_{t-2}, \tilde{Y}_{t-3} =$			
$(\alpha)^a$	<b>(0,0,0)</b>	<b>(0,0,1)</b>	<b>(0,1,0)</b>	<b>(1,0,0)</b>
-2	0.000	0.000	0.000	0.003
-1	0.000	0.000	0.000	0.001
0	0.000	0.000	0.001	0.037
1	0.009	0.016	0.044	0.306
2	0.141	0.193	0.335	0.780
<b>Percentil 50 de <math>\beta Z_{it}</math></b>				
<b>Efecto de la planta</b>	$Y_{t-1}, \tilde{Y}_{t-2}, \tilde{Y}_{t-3} =$			
$(\alpha)^a$	<b>(0,0,0)</b>	<b>(0,0,1)</b>	<b>(0,1,0)</b>	<b>(1,0,0)</b>
-2	0.000	0.000	0.000	0.000
-1	0.000	0.000	0.000	0.010
0	0.002	0.004	0.012	0.146
1	0.052	0.079	0.165	0.588
2	0.363	0.445	0.618	0.933
<b>Percentil 75 de <math>\beta Z_{it}</math></b>				
<b>Efecto de la planta</b>	$Y_{t-1}, \tilde{Y}_{t-2}, \tilde{Y}_{t-3} =$			
$(\alpha)^a$	<b>(0,0,0)</b>	<b>(0,0,1)</b>	<b>(0,1,0)</b>	<b>(1,0,0)</b>
-2	0.000	0.000	0.000	0.003
-1	0.000	0.000	0.000	0.001
0	0.000	0.000	0.001	0.037
1	0.009	0.016	0.044	0.306
2	0.141	0.193	0.335	0.780

(a) Medido como desviación estándar de la media.

Nota: Cada entrada en el cuadro corresponde a la probabilidad pronosticada de exportación para una combinación dada de historia de exportación  $(Y_{t-1}, \tilde{Y}_{t-2}, \tilde{Y}_{t-3})$ , efecto de la planta  $\alpha$  y utilidades de exportación (percentil de  $\beta Z_{it}$ ).

En general, los resultados reportados en los Cuadros 3 y 5 revelan que la decisión de exportar se afecta por las condiciones macroeconómicas, así como por los costos observables de la planta o por las variables de la demanda, heterogeneidad no observada de la planta que no depende del tiempo y, para los modelos de histéresis de costos hundidos, la experiencia previa en el mercado exportador. El último factor tiene un efecto particularmente importante sobre la probabilidad de que una planta exporte y esto es consistente con las plantas que se enfrentan a costos hundidos significativos a la entrada en el mercado exportador.

## V. CONCLUSIONES

Para explicar las respuestas impredecibles de los flujos comerciales a las fluctuaciones de la tasa de cambio, los modelos teóricos recientes han resaltado que los productores enfrentan costos hundidos a la entrada cuando ingresan a los mercados externos. Esto implica, por ejemplo, que las devaluaciones que inducen la entrada al mercado de exportaciones pueden incrementar permanentemente el flujo de las exportaciones, inclusive si la moneda se aprecia posteriormente. Por otra parte, las condiciones que parecen favorables para exportar pueden no inducir a ingresar al mercado exportador si se perciben como transitorias. En este caso, el flujo futuro esperado de ganancias de operación puede no cubrir los costos hundidos de ingresar a los mercados externos. Finalmente, la combinación de los costos hundidos y la incertidumbre sobre las condiciones del mercado futuro pueden crear una *option value* al hecho de esperar.

Mientras que la característica distintiva de estos modelos es que se centran en la entrada y en la salida del mercado, las pruebas empíricas hasta la fecha se han basado en datos agregados o de sectores sobre precios de flujos comerciales. Por consiguiente, la explicación de los costos hundidos para la histéresis en los flujos comerciales es plausible pero no se ha probado. En este estudio hemos desarrollado un modelo econométrico de las decisiones de las plantas de diversificar hacia nuevos mercados y lo utilizamos para analizar las decisiones de las plantas sobre si deben exportar o no para ser consistentes con la teoría. Utilizando data panel en un grupo grande de plantas manufactureras colombianas rechazamos la hipótesis nula de que los costos hundidos no son importantes y esto implica que los modelos de histéresis de costos hundidos son empíricamente relevantes.

Nuestros resultados empíricos también revelan que la experiencia exportadora se deprecia una vez las fábricas cesan de atender mercados externos. Después de una ausencia de dos años del mercado de exportaciones, los costos de reingreso no son significativamente diferentes de los que enfrenta un nuevo exportador. Esto es consistente con la idea de que una fuente importante de costos hundidos a la entrada para los exportadores colombianos es la necesidad de acumular información sobre la demanda, información que tiene gran posibilidad de perder su valor al salirse del mercado de exportaciones.

Mientras que los resultados indican que los costos hundidos son fuentes significativas de persistencia en el mercado de exportaciones, las características de las plantas observadas y no observadas también contribuyen al comportamiento individual exportador de cada planta. Las fábricas grandes, antiguas y pertenecientes a grandes accionistas tienden a tener más probabilidades de exportar. Para las fábricas con características observables “promedio” y sin experiencia previa de exportación, la variación en las fuentes no observadas de diferencias en la rentabilidad pueden conducir a una diferencia hasta de 36 puntos porcentuales en la probabilidad de exportar. Para otras plantas el efecto puede ser mayor.

Esta combinación de heterogeneidad de las plantas y de costos hundidos implica que la respuesta de las exportaciones sectoriales o agregadas a los cambios en la política o en el ambiente macroeconómico probablemente dependerán de la idiosincrasia del país y del período. La magnitud de la respuesta de la oferta dependerá del número y el tipo de plantas que ya estén participando en el mercado de exportaciones, así como de la estabilidad o de la permanencia del régimen de políticas, la magnitud de los choques temporales y los costos hundidos de entrar a un nuevo mercado. Esto último a su vez tiende muy probablemente a variar con el grado de información que los productores tengan acerca de los mercados externos, el tipo de mercado al que probablemente ingresen, el tipo de producto que se está exportando y el régimen de políticas. Dado el número de fuerzas desatadas por la idiosincrasia, no es sorprendente que las funciones estándar de la oferta empírica de las exportaciones hayan exhibido una inestabilidad marcada a través de los países y del tiempo.

Finalmente, nuestros hallazgos sugieren que los países que están emprendiendo políticas de promoción de exportaciones deben distinguir entre medidas dirigidas a expandir el volumen de exportación de los exportadores existentes y aquellas políticas dirigidas a promover el ingreso de nuevos exportadores. Esto último incluye acciones encaminadas a reducir los costos de entrada y la

incertidumbre como puede ser suministrar información sobre los mercados potenciales, desarrollar una infraestructura para las exportaciones o proveer un ambiente de políticas macroeconómicas estable. Si entrar al mercado de exportación es un problema más complicado para las fábricas que expandir su producción ya estando en el mercado, estas políticas para promover el ingreso a los mercados de exportación pueden ser más eficaces para aumentar las exportaciones que los subsidios directos basados en el valor de las mismas.

## APENDICE

### ***Pruebas de especificaciones***

La prueba de especificación de Andrew (1988) compara trayectorias realizadas  $(Y_{it}, Z_{it})$  en nuestra muestra con las trayectorias esperadas basándose en el modelo estimado. Para construir el estadístico *chi* cuadrado, primero partimos las trayectorias posibles  $(Y_{it}, Z_{it})$  en un número limitado de celdas. En nuestro caso tenemos  $2^6 = 64$  trayectorias posibles para  $Y_{it}$  algunas de las cuales son muy raras (Cuadro A1). Para evitar celdas que estén casi vacías distinguimos seis tipos de trayectorias:  $Y_{it} = 0 \quad \forall t; Y_{it} = 0$  inicialmente, pero cambia *una vez* durante el período de prueba;  $Y_{it} = 0$  inicialmente y cambia *por lo menos dos veces* durante el período de prueba;  $Y_{it} = 1 \quad \forall t; Y_{it} = 1$  inicialmente pero cambia *una vez* durante el período de prueba;  $Y_{it} = 0$  inicialmente y cambia *al menos dos veces* durante el período de prueba. Dejando que la función del vector indicador  $\Psi(Y_{i,J+1}, Y_{i,J+2}, \dots, Y_{i,J+T})$  delimite las secuencias  $Y_{it}$  dentro de estas seis celdas, las frecuencias observadas de estas trayectorias diferentes en nuestra muestra es el vector:

$$P_n(\Psi) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \Psi(Y_{i,J+1}, Y_{i,J+2}, \dots, Y_{iT}).$$

A continuación, para generar valores esperados basados en los modelos para cada una de estas celdas, utilizamos valores estimados de los parámetros a partir de la estimación de *MV* del modelo 2 en el Cuadro 3 en conjunto con las trayectorias observadas  $Z_{it}$  y escogimos al aleatoriamente en  $\alpha_i$  y  $\omega_{it}$  para simular repetidamente las secuencias  $Y_{it}$ , fábrica por fábrica (los resultados reportados se basan en 200 simulaciones por planta). Las distribuciones para cada una de estas variables aleatorias se basan en los supuestos descritos en la sección III. Promediando todos los resultados de la  $i$ ésima planta, obtenemos las probabilidades de que caerá en cada célula bajo la hipótesis nula de que nuestra especificación está correcta:  $Q(\Psi, Z_{iJ}, Z_{i,J+1}, \dots, Z_{iT} | \mu, \beta, \gamma, \sigma_\alpha, \rho)$ . Finalmente, promediando estas probabilidades para todas las plantas, obtenemos las frecuencias esperadas del ancho de la muestra para cada celda en la partición:

$$Q_n(\Psi) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Q(\Psi, Z_{iJ}, Z_{i,J+1}, \dots, Z_{iT} | \mu, \beta, \gamma, \sigma_\alpha, \rho).$$

**Cuadro A1**

Frecuencias pronosticadas y actuales de las trayectorias de  $Y_{it}$

Frecuencia pronosticada	Frecuencia real	Status de exportación <sup>a</sup>					
		1984	1985	1986	1987	1988	1989
0.116	0.109	1	1	1	1	1	1
0.007	0.003	1	1	1	1	1	0
0.003	0.002	1	1	1	1	0	1
0.004	0.003	1	1	1	1	0	0
0.007	0.005	1	1	1	0	1	1
0.001	0	1	1	1	0	1	0
0.002	0	1	1	1	0	0	1
0.007	0.005	1	1	1	0	0	0
0.002	0.003	1	1	0	1	1	1
0.000	0	1	1	0	1	1	0
0.000	0	1	1	0	1	0	1
0.000	0.002	1	1	0	1	0	0
0.001	0.003	1	1	0	0	1	1
0.000	0	1	1	0	0	1	0
0.001	0.002	1	1	0	0	0	1
0.006	0.002	1	1	0	0	0	0
0.005	0.006	1	0	1	1	1	1
0.001	0	1	0	1	1	1	0
0.000	0.002	1	0	1	1	0	1
0.001	0	1	0	1	1	0	0
0.001	0	1	0	1	0	1	1
0.000	0	1	0	1	0	1	0
0.000	0	1	0	1	0	0	1
0.001	0.006	1	0	1	0	0	0
0.001	0	1	0	0	1	1	1
0.000	0	1	0	0	1	1	0
0.000	0	1	0	0	1	0	1
0.000	0	1	0	0	1	0	0
0.002	0.002	1	0	0	0	1	1
0.000	0.002	1	0	0	0	1	0
0.001	0	1	0	0	0	0	1
0.012	0.009	1	0	0	0	0	0
0.008	0.014	0	1	1	1	1	1
0.002	0	0	1	1	1	1	0
0.000	0	0	1	1	1	0	1
0.001	0	0	1	1	1	0	0
0.001	0	0	1	1	0	1	1
0.000	0	0	1	1	0	1	0
0.001	0	0	1	1	0	0	1
0.002	0.002	0	1	1	0	0	0
0.000	0	0	1	0	1	1	1
0.000	0	0	1	0	1	1	0
0.000	0	0	1	0	1	0	1
0.000	0	0	1	0	1	0	0
0.000	0.002	0	1	0	0	1	1
0.000	0.002	0	1	0	0	1	0
0.000	0	0	1	0	0	0	1
0.002	0.003	0	1	0	0	0	0
0.009	0.006	0	0	1	1	1	1

**Cuadro A1 (Continuación)**  
Frecuencias pronosticadas y actuales de las trayectorias de  $Y_{it}$

Frecuencia pronosticada	Frecuencia real	Status de exportación <sup>a</sup>					
		1984	1985	1986	1987	1988	1989
0.002	0	0	0	1	1	1	0
0.001	0	0	0	1	1	0	1
0.002	0.002	0	0	1	1	0	0
0.001	0	0	0	1	0	1	1
0.001	0	0	0	1	0	1	0
0.001	0	0	0	1	0	0	1
0.006	0.012	0	0	1	0	0	0
0.005	0.008	0	0	0	1	1	1
0.002	0	0	0	0	1	1	0
0.000	0	0	0	0	1	0	1
0.002	0.003	0	0	0	1	0	0
0.011	0.011	0	0	0	0	1	1
0.005	0.005	0	0	0	0	1	0
0.011	0.006	0	0	0	0	0	1
0.737	0.763	0	0	0	0	0	0

(a) La participación en el mercado de exportación se denomina con 1 y la no participación con 0.

El estadístico de prueba se calcula como una forma cuadrática en la diferencia entre las dos columnas  $\chi^2_{[k-1]} = (P_n - Q_n)' \hat{W} (P_n - Q_n)$ ; en donde la matriz de ponderación  $\hat{W}$  es dada por la ecuación (15) en el Apéndice de Andrew (1988).

Utilizando la estimación por *MV* del modelo 2 en el Cuadro 3 también generamos las frecuencias pronosticadas de cada una de las 64 trayectorias posibles. Estas se reportan en la primera columna del Cuadro A1 y las frecuencias reales se reportan en la segunda columna. El estadístico de prueba de Andrews (1988) se puede utilizar para comparar el conjunto completo de las 64 trayectorias pronosticadas y reales aun cuando muchas trayectorias nunca ocurren, haciendo que este estudio no sea exacto. Haciéndolo así, encontramos un valor  $\chi^2_{[63]}$  de 83.9 que tiene un *p-value* de 0.04.

## REFERENCIAS

- Ait-Sahalia, Yacine. "Entry-Exit Decisions of Foreign Firms and Import Prices". *Annales d'Economie et de Statistique*, April-June 1994, No. 34, pp. 219-44.
- Andrews, Donald W. K. "Chi-Square Diagnostic Tests for Econometric Models: Introduction and Applications". *Journal of Econometrics*, January 1988, 37 (1), pp. 135-56.
- Baily, Martin Neil; Hulten, Charles and Campbell, David. "Productivity Dynamics in Manufacturing Plants". *Brookings Papers on Economic Activity*, Microeconomics 1992, pp. 187-249.
- Baldwin, Richard E. "Hysteresis in Import Prices: The Beachhead Effect". *American Economic Review*, September 1988, 78 (4), pp. 773-85.
- \_\_\_\_\_. "Sunk-Cost Hysteresis". National Bureau of Economic Research (Cambridge, MA) Working Paper No. 2911, 1989.
- Baldwin, Richard E. and Krugman, Paul R. " Persistent Trade Effects of Large Exchange Rate Shocks". *Quarterly Journal of Economics*, November 1989, 104 (4), pp. 635-54.
- Berry, R. Albert. "Firm (or Plant) Size in the Analysis of Trade and Development", in G. Helleiner, ed., *Trade policy, industrialization and development: New perspectives*. Oxford: Clarendon Press, 1992, pp. 46-88.
- Bresnahan, Timothy F. and Reiss, Peter C. "Entry and Competition in Concentrated Markets". *Journal of Political Economy*, October 1991, 99 (5), pp. 977-1009.
- \_\_\_\_\_. "Measuring the Importance of Sunk Costs". *Annales d'Economie et de Statistique*, April-June 1994, No. 34, pp. 181-217.
- Butler, J. S. and Moffitt, Robert. "A Computationally Efficient Quadrature Procedure for the One-Factor Multinomial Probit Model". *Econometrica*, May 1982, 50 (3), pp. 761-64.
- Campa, José Manuel. "Entry by Foreign Firms in the United States Under Exchange Rate Uncertainty". *Review of Economics and Statistics*, November 1993, 75 (4), pp. 614-22.
- Caves, Richard E. "International Differences in Industrial Organization". in Richard Schmalensee and Robert Willig, eds., *Handbook of industrial organization*, Vol. 2. Amsterdam: North-Holland, 1989, pp. 1225-50.
- Chamberlain, Gary. "Analysis of Covariance with Qualitative Data". *Review of Economic Studies*, April 1980, 47 (2), pp. 225-38.

- Dixit, Avinash. "Entry and Exit Decisions Under Uncertainty". *Journal of Political Economy*, June 1989a, 97 (3), pp. 620-38.
- \_\_\_\_\_. "Hysteresis, Import Penetration, and Exchange Rate Pass-Through". *Quarterly Journal of Economics*, May 1989b, 104 (2), pp. 205-28.
- Dunne, Timothy; Roberts, Mark J. and Samuelson, Larry. "The Growth and Failure of U. S. Manufacturing Plants". *Quarterly Journal of Economics*, November 1989, 105 (4), pp. 671-98.
- Eckstein, Zvi and Wolpin, Kenneth I. "The Specification and Estimation of Dynamic Stochastic Discrete Choice Models: A Survey". *Journal of Human Resources*, Fall 1989, 24 (4), pp. 562-98.
- Feinberg, Robert M. "Hysteresis and Export Targeting". *International Journal of Industrial Organization*, December 1992, 10 (4), pp. 672-77.
- Gagnon, Joseph. "Adjustment Costs and International Trade Dynamics". Ph. D. dissertation, Stanford University, 1987.
- Goldstein, Morris and Khan, Mohsin S. "Income and Price Effects in Foreign Trade," in Ronald W. Jones and Peter B. Kenen, eds., *Handbook of international economics*, Vol. 1. Amsterdam: North-Holland, 1985, pp. 1041-1105.
- Heckman, James J. "Heterogeneity and State Dependence," in Sherwin Rosen, ed., *Studies in labor markets*. Chicago: University of Chicago Press, 1981a, pp. 91-139.
- \_\_\_\_\_. "Statistical Models for Discrete Panel Data". in Charles Manski and Daniel McFadden, eds., *The structural analysis of discrete data*. Cambridge, MA: MIT Press, 1981b, pp. 114-78.
- \_\_\_\_\_. "The Incidental Parameters Problem and the Problem of Initial Conditions in Estimating a Discrete Time-Discrete Data Stochastic Process", in Charles Manski and Daniel McFadden, eds., *The Structural Analysis of Discrete Data*. Cambridge, MA: MIT Press, 1981c, pp. 179-95.
- Hsiao, Cheng. *Analysis of panel data*. Cambridge: Cambridge University Press, 1986.
- Keane, Michael P. "A Computationally Practical Simulation Estimator for Panel Data". *Econometrica*, January 1994, 62 (1), pp. 95-116.
- Krugman, Paul R. "Import Protection as Export Promotion: International Competition in the Presence of Oligopoly and Economies of Scale", in H. Kierzkowski, ed., *Monopolistic Competition and International Trade*. Oxford: Oxford University Press, 1984, pp. 180-93.

\_\_\_\_\_. *Exchange-rate instability*. Cambridge: MIT Press, 1989.

Liu, Lili and Tybout, James R. "Productivity Growth in Chile and Colombia: Panel-Based Evidence on the Role of Entry, Exit and Learning", in Mark J. Roberts and James R. Tybout, eds., *Industrial Evolution in Developing Countries: Micro Patterns of Turnover, Productivity, and Market Structure*. Oxford: Oxford University Press, 1996, pp. 73-103.

McFadden, Daniel. "Method of Simulated Moments for Estimation of Discrete Response Models Without Numerical Integration". *Econometrica*, September 1989, 57 (5), pp. 995-1016.

Neyman, J. and Scott, E. "Consistent Estimates Based on Partially Consistent Observations". *Econometrica*, January 1948, 16 (1), pp. 1-32.

Ocampo, José and Villar, Leonardo. "Colombian Manufactured Export 1967-1991", in Gerald K. Heilleiner, ed., *Manufacturing for Export in the Developing World: Problems and Possibilities*. New York: Roultagde, 1995, pp. 54-98.

Pakes, Ariel and Pollard, David. "Simulation and the Asymptotics of Optimization Estimators". *Econometrica*, September 1989, 57 (5), pp. 1027-58.

Parsley, David C. and Wei, Shang-Jin. "Insignificant and Inconsequential Hysteresis: The Case of U.S. Bilateral Trade". *Review of Economics and Statistics*, November 1993, 75 (4), pp. 606-13.

Roberts, Mark J. "Colombia, 1977-1985: Producer Turnover, Margins, and Trade Exposure", in Mark J. Roberts and James R. Tybout, eds., *Industrial Evolution in developing Countries: Micro Patterns of turnover, Productivity, and Market Structure*. Oxford: Oxford University Press, 1996, pp. 227-59.

Robers, Mark J.; Sullivan, Theresa A. and Tybout, James R. "Micro Foundations of Export Booms: Evidence from Colombia, Mexico, and Morocco". Working paper, Pennsylvania State University, 1995.

Rust, John. "Structural Estimation of Markov Decision Processes", in R. Engle and D. McFadden, eds., *Handbook of Econometrics*, Vol. 4. Amsterdam: North-Holland, 1997, pp. 3081-143.

Tybout, James R. "Chile, 1979-1986: Trade Liberalization and Its Aftermath", in Mark J. Roberts and James R. Tybout, eds., *Industrial Evolution in Developing Countries: Micro Patterns of Turnover, Productivity, and Market Structure*. Oxford, Oxford University Press, 1996, pp. 200-26.

World Bank. "Colombia Export Development Project". Mimeo, World Bank, Washington, DC, 1992.

Wright, B. D. and Douglas, G. "Better Procedures for Sample-Free Item Analysis". Department of Education Statistics Lab Research Memo No. 20, University of Chicago, 1975.

## INSTRUCCIONES A LOS AUTORES

### Propósitos:

La revista ESPE tiene como objetivo la publicación de artículos, notas y comentarios de alta calidad técnica cuyos temas centrales comprendan el análisis teórico o práctico de la economía y la política económica de Colombia, con particular énfasis en las áreas en que se desarrolle la acción del Banco de la República (Banco Central).

1. Los artículos para consideración del Comité Editorial deben ser enviados a:  
Hernando Vargas Herrera  
Subgerencia de Estudios Económicos.  
Banco de la República  
Carrera 7a. No. 14-78 - Piso 10

La presentación de artículos al editor supone que el material en cuestión es original del autor y que cumple con los siguientes requisitos: i) Su temática se encuadra dentro de los propósitos técnicos de esta Revista, y ii) Este no ha sido publicado anteriormente, ni es sometido simultáneamente al criterio de otra revista o publicación.

2. La aceptación o no de dicho material para publicación será notificada al autor dentro de los tres meses posteriores a su recibo y, en general, ello requiere: i) La aprobación técnica por parte de un cuerpo evaluador (conformado por miembros del Comité Editorial) y ii) La transferencia de los derechos de autor a esta revista.
3. Los artículos y comentarios deben venir por duplicado escritos con las siguientes especificaciones:
  - a) Texto escrito en Word, o doble espacio, con márgenes convencionales, sin sangría y en archivo independiente de cuadros y gráficos.
  - b) Cuadros y gráficos independientes grabados en Excel o en el programa original en que se hicieran.
  - c) El artículo será sometido a dos revisiones por parte del autor; la primera, para aceptar correcciones de estilo y la segunda, para dar el visto bueno de impresión.
  - d) La numeración debe ser consecutiva en toda la obra o artículo, con ordenadores numéricos clásicos o tradicionales (números romanos y arábigos, ejm. I. A. 1. o. 1) a...) incluyendo: cuadros, gráficos (si los hubiere) y bibliografía. Los artículos, en general, no deben superar las 35 páginas, y los comentarios 10 páginas.
4. La primera página del artículo o comentario debe contener la siguiente información: i) Título del trabajo; ii) Nombre(s) del(los) autor(es), su filiación institucional y dirección; iii) Un resumen de no más de 100 palabras. En la misma página podrán incluirse los agradecimientos del caso.

5. Las fórmulas deben estar alineadas y numeradas consecutivamente al margen izquierdo. Para artículos de cierta elaboración matemática, se sugiere el envío de un anexo (no publicable) de derivaciones de las fórmulas con el fin de facilitar la labor del Comité evaluador.

6. Las referencias bibliográficas deben comprender únicamente la literatura específica sobre el tema, siguiendo este formato:

- a) Cuando se refiere a un artículo de revista:

- i) En el texto, autor, año y página; e.g.:

Estudios recientes demuestran que la elasticidad-ingreso de las importaciones es cercana a la unidad (Villar, 1985, p. 85).

- ii) En la bibliografía, autor (año). "Nombre artículo", nombre revista, mes, volumen, número páginas; e.g.:

Villar, L. (1985). "Determinantes de las importaciones en Colombia: un análisis econométrica", *Ensayos Sobre Política Económica*, diciembre, No. 8.

- b) Cuando se refiere a un libro:

- i) En el texto, autor, año y página; e.g.:

Los principales determinantes y debates alrededor de la expedición del Estatuto Cambiario han sido extensamente analizados (Banco de la República, 1987).

- ii) En la bibliografía, autor (año). "Nombre libro", Editorial; e.g.:

Banco de la República (1987). *Colombia: 20 años del Régimen de Cambios y de Comercio Exterior*, Departamento Editorial.

7. Las notas de pie de página deben ser de carácter aclaratorio; e.g.:

- 1 Otro de los estudios que no ha encontrado relación de causalidad entre tasa de cambio y precios es el de Herrera (1985).