

EXTRACTO

INESTABILIDAD DE LAS EXPORTACIONES Y CRECIMIENTO ECONOMICO

Cristián Morán*

**Departamento de Economía
Universidad de Chile**

*El autor agradece el apoyo financiero brindado por el Servicio de Desarrollo Científico, Artístico y de Cooperación Internacional de la Universidad de Chile y la asistencia computacional prestada por Camilo Morales. Obviamente, el autor se responsabiliza de los conceptos vertidos y de las limitaciones que aún persistieran en este trabajo.

INESTABILIDAD DE LAS EXPORTACIONES Y CRECIMIENTO ECONOMICO

Cristián Morán

EXTRACTO

El objetivo del trabajo es analizar empíricamente el efecto que la incertidumbre asociada a las fluctuaciones en el valor de las exportaciones tendría sobre la economía interna de países en vías de desarrollo.

El estudio está basado en una muestra de 30 países con datos del período 1954-75. En la primera parte se discute la forma de medir la inestabilidad, y en la segunda se *testea* su influencia sobre el ahorro y el producto interno. La conclusión básica obtenida es que la variabilidad en las exportaciones tiene un impacto estadísticamente no significativo sobre el crecimiento económico, al considerar el período de análisis como un todo.

El objetivo de este trabajo es presentar algunos antecedentes empíricos respecto del efecto que la incertidumbre asociada a las fluctuaciones en el comercio internacional (particularmente en el valor de las exportaciones), tendría sobre la economía interna de países en vías de desarrollo. El estudio se basa sobre datos de corte transversal para una muestra de 30 países, 18 de los cuales son latinoamericanos, durante el período 1954-75. Se intentará, en particular, comprobar la influencia que la variabilidad en las exportaciones

INESTABILIDAD DE LAS EXPORTACIONES Y CRECIMIENTO ECONOMICO

Cristián Morán

INTRODUCCION

El enorme crecimiento en el volumen y valor de las transacciones internacionales y la creciente inestabilidad a que se han visto sometido los mercados internacionales en los últimos años ha vuelto a poner sobre el tapete la discusión respecto de la incidencia de la inestabilidad en la economía interna. La preocupación por este problema se manifestó a fines de la década de los 50 (Nurse, 1958), y luego de comprobarse que las fluctuaciones tendieron a disminuir en la década posterior (Erb y Schiavo—Campo, 1971), el problema perdió fuerza, para recobrar nuevos bríos a fines de la década pasada. No hay duda de que han sido los países menos desarrollados los que han mostrado una mayor preocupación por sus efectos, no sólo porque han debido soportar una mayor variabilidad en el precio de sus productos básicos de exportación, sino que probablemente porque se ven más afectados que los países desarrollados para los mismos niveles de inestabilidad. Esta preocupación los ha llevado a proponer esquemas de estabilización a nivel internacional con el objeto de enfrentar el problema en forma mancomunada, incentivados por el éxito de la OPEP (UNCTAD, 1975, 1976). No ha quedado, sin embargo, claramente establecido, ni la importancia ni la dirección del impacto de la variabilidad en los ingresos provenientes por exportaciones en el comportamiento y variables internas. Los estudios empíricos han sido confusos y contradictorios.¹

El objetivo de este trabajo es presentar algunos antecedentes empíricos respecto del efecto que la incertidumbre asociada a las fluctuaciones en el comercio internacional (particularmente en el valor de las exportaciones), tendría sobre la economía interna de países en vías de desarrollo. El estudio se hará sobre datos de corte transversal para una muestra de 30 países, 18 de los cuales son latinoamericanos, durante el período 1954—75. Se intentará, en particular, comprobar la influencia que la variabilidad en las exportaciones

¹Véase Morán (1979) para una breve síntesis de la literatura sobre el tema.

tiene sobre el proceso de ahorro e inversión interna, y por esta vía en la tasa de crecimiento del producto, además de los posibles efectos directos que pueda haber sobre el crecimiento económico.

El trabajo consta de dos secciones. En la primera se discute la forma de medir la inestabilidad, y en la segunda se comprueba su influencia, primero sobre el ahorro, y luego sobre el producto. Las conclusiones obtenidas indican que la variabilidad en el ingreso proveniente de las exportaciones tiene un impacto negativo, pero estadísticamente insignificativo sobre el crecimiento económico, y que, aunque la inestabilidad en precios y *quantum* de exportaciones tiene efectos discernibles sobre el proceso de ahorro doméstico y efectos directos sobre el producto también significativos, éstos tienden a anularse.

1. LA MEDICION DE INESTABILIDAD

Cuando se habla de inestabilidad, uno siempre se refiere a las desviaciones de una variable respecto de su valor normal o esperado. No es claro, sin embargo, cual es la forma más apropiada para medir las fluctuaciones, ya que ellas dependerán en última instancia de lo que se considera normal para el desenvolvimiento de una cierta variable en el tiempo.

En la literatura empírica sobre inestabilidad de las exportaciones se han usado diversos índices, generalmente definidos como el promedio de las desviaciones respecto de una tendencia. Las distintas versiones de él sólo varían en la forma en que se mide la tendencia; lo más frecuente es que ésta sea obtenida de una regresión lineal o logarítmica en el tiempo, o como una media móvil de largo fijo y con ponderaciones dadas exógenamente.² Se han usado indistintamente desviaciones absolutas y cuadráticas. Resulta importante, en consecuencia, estudiar la sensibilidad de los resultados frente a diferentes maneras de medir las fluctuaciones, y es lo que se hará en el presente trabajo.

Se consideran cuatro índices, que pueden expresarse como un promedio de las desviaciones cuadráticas:

$$\Delta^2 = \frac{1}{n} \sum_t (x_t - x_t^*)^2 \quad (1)$$

donde x_t^* es el valor esperado de la serie x_t en el período t . Con el objeto de que los índices de inestabilidad definidos a partir de (1) sean independientes de las unidades en que se mide x_t , se prefirió la siguiente expresión:

²Véase Massel (1964, 1970), Erb y Schiavo-Campo (1971), Lawson (1974), Mathieson y McKinnon (1974), Voivodas (1974), Soutar (1977).

$$\text{IND} = (\Delta / \bar{x}) \cdot 100 \quad (2)$$

donde \bar{x} es el valor medio de la serie. Los índices sólo difieren en la forma de expresar el valor esperado.

El primer índice define el valor normal como la tendencia obtenida de una regresión en el tiempo. Como resultaba arbitrario escoger la forma funcional de la tendencia *a priori*, se prefirió que los datos permitieran hacer dicha elección, adoptando una forma lo más general posible:

$$(x_t^\lambda - 1) / \lambda = a + \beta t + u_t \quad (3)$$

De esta expresión resultan como casos particulares los usados frecuentemente en la literatura. Cuando $\lambda = 1$, la expresión (3) es lineal, y cuando se aproxima a 0 se convierte en logarítmica. La ecuación (3) se estimó usando el método de máxima verosimilitud, que es consistente y asintóticamente eficiente cuando los residuos u_t son homocedásticos y no están autocorrelacionados. Después de obtener estimadores de los parámetros a , β y λ se comprobó si el valor de λ difería estadísticamente de los valores tradicionales, 0 y 1, usando el test de la razón de verosimilitud. Cuando uno de los dos test no pudo ser rechazado, se escogió dicho valor para definir la tendencia:

$$x_t^* = \begin{cases} [\hat{\lambda} (\hat{a} + \hat{\beta}t) + 1]^{1/\hat{\lambda}} & , \text{ si } \hat{\lambda} \neq 0 \\ \exp(\hat{a} + \hat{\beta}t) & , \text{ si } \hat{\lambda} = 0 \end{cases} \quad (4)$$

Los resultados finales para λ y los índices correspondientes al valor de las exportaciones (en dólares constantes), VXIII T, se muestran en las dos primeras columnas del cuadro 1.³

El problema básico de utilizar un índice de inestabilidad donde el valor esperado se obtiene de una regresión en el tiempo, es que se utiliza toda la información del período para obtener dicho valor. Esto es claramente indeseable, ya que significa que los agentes económicos conocen la evolución de la serie en forma anticipada. Para corregir esto se definió un segundo índice en que el valor esperado de la serie para el período t se suponía formado en el

³Todas las cantidades medidas en unidades de valor en este trabajo se expresarán en moneda constante, para lo cual se deflactarán por un índice que refleje la variación de esa unidad monetaria. Así por ejemplo, las cantidades expresadas en dólares se deflactarán por el IPM de EE.UU., como asimismo los índices de valor unitario. Las cantidades expresadas en moneda doméstica, en cambio, se deflactarán por el deflactor implícito del producto.

CUADRO 1

INDICES DE INESTABILIDAD (1954-75)

| | λ | VXII1T | β | VXII2T | β | VXII3T | β | VXII6T | β | PXII3T | β | QXII3T |
|---------------|-----------|--------|---------|--------|---------|--------|---------|--------|---------|--------|---------|--------|
| Argentina | 0,0 | 14,936 | 1,30 | 17,764 | 1,70 | 16,604 | 1,60 | 17,511 | 1,50 | 8,742 | 0,40 | 10,906 |
| Bolivia | 0,0 | 27,785 | 0,80 | 31,695 | 0,70 | 31,344 | 0,70 | 30,822 | 0,90 | 21,016 | 1,00 | 11,458 |
| Brasil | 0,0 | 30,548 | 1,40 | 12,867 | 1,50 | 14,218 | 1,60 | 13,882 | 1,20 | 9,457 | 1,20 | 11,828 |
| Birmania | 1,0 | 18,392 | 1,10 | 16,118 | 1,20 | 16,044 | 1,80 | 14,277 | 1,10 | 21,250 | 1,30 | 17,660 |
| Chile | -0,295 | 20,628 | 0,70 | 28,573 | 0,40 | 26,783 | 0,40 | 26,880 | 1,80 | 16,380 | 0,70 | 11,727 |
| Colombia | 0,0 | 18,252 | 1,20 | 10,661 | 1,10 | 10,725 | 1,10 | 11,012 | 1,20 | 10,519 | 1,20 | 7,370 |
| Costa Rica | -0,447 | 9,903 | 1,30 | 10,564 | 1,10 | 10,810 | 1,10 | 10,267 | 1,30 | 7,615 | 1,20 | 10,721 |
| Rep. Dom. | 0,0 | 24,392 | 1,30 | 21,341 | 1,10 | 21,148 | 1,10 | 21,120 | 1,70 | 16,706 | 0,90 | 17,369 |
| Ecuador | 0,0 | 44,426 | 0,90 | 39,193 | 0,90 | 39,175 | 0,90 | 39,854 | 0,70 | 18,984 | 1,40 | 19,342 |
| El Salvador | 0,0 | 8,172 | 1,30 | 9,016 | 1,10 | 9,296 | 1,20 | 8,447 | 1,30 | 9,668 | 1,20 | 8,377 |
| Grecia | 0,0 | 25,587 | 1,50 | 12,846 | 1,60 | 16,078 | 1,90 | 13,193 | 1,30 | 6,193 | 1,40 | 14,586 |
| Guatemala | 0,0 | 9,441 | 1,30 | 10,502 | 1,20 | 11,179 | 1,20 | 11,081 | 1,20 | 8,639 | 1,10 | 10,946 |
| Honduras | 0,818 | 12,843 | 1,20 | 9,455 | 1,20 | 9,565 | 1,70 | 7,758 | 1,20 | 6,229 | 1,30 | 9,066 |
| Irak | 0,0 | 81,196 | 1,60 | 51,615 | 1,50 | 53,772 | 2,00 | 48,731 | 1,00 | 55,114 | 0,80 | 12,663 |
| Jamaica | 0,0 | 13,219 | 0,90 | 18,073 | 0,90 | 18,033 | 0,90 | 17,954 | 1,00 | 13,531 | 1,00 | 10,470 |
| Corea del Sur | 0,0 | 37,510 | 1,70 | 24,539 | 1,60 | 32,404 | 2,00 | 26,477 | 1,00 | 5,565 | 1,60 | 30,781 |
| Malasia | 0,0 | 17,086 | 1,40 | 16,619 | 1,70 | 16,176 | 1,60 | 16,049 | 0,80 | 16,965 | 0,80 | 10,526 |
| México | 0,0 | 8,341 | 1,30 | 8,552 | 1,60 | 8,573 | 1,70 | 8,239 | 0,90 | 6,367 | 0,70 | 8,050 |
| Marruecos | 0,0 | 25,248 | 1,00 | 22,558 | 1,00 | 22,557 | 1,00 | 23,115 | 1,20 | 15,237 | 1,70 | 10,404 |
| Nicaragua | 0,386 | 12,007 | 1,00 | 12,891 | 1,00 | 12,890 | 1,00 | 12,825 | 1,00 | 8,287 | 1,20 | 11,327 |
| Panamá | 0,400 | 16,276 | 1,40 | 12,185 | 1,60 | 13,980 | 1,60 | 13,239 | 1,20 | 9,401 | 1,30 | 10,614 |
| Paraguay | -0,369 | 21,390 | 1,40 | 13,062 | 1,50 | 13,616 | 1,60 | 13,200 | 1,40 | 9,973 | 1,00 | 9,443 |
| Perú | 1,0 | 13,081 | 0,90 | 13,403 | 0,80 | 13,229 | 0,80 | 13,017 | 1,80 | 11,077 | 1,00 | 10,763 |
| Filipinas | 0,0 | 16,321 | 0,90 | 20,647 | 0,80 | 20,556 | 0,80 | 20,806 | 0,50 | 13,679 | 0,90 | 12,039 |
| Portugal | -0,452 | 15,617 | 1,40 | 14,711 | 2,00 | 11,948 | 1,90 | 12,715 | 1,30 | 8,305 | 1,90 | 13,183 |
| España | -0,536 | 15,810 | 1,50 | 10,682 | 1,50 | 13,880 | 1,60 | 12,858 | 1,60 | 8,514 | 1,40 | 13,439 |
| Sri Lanka | 0,814 | 7,195 | 1,10 | 6,143 | 1,20 | 6,086 | 1,70 | 6,587 | 1,00 | 7,654 | 0,30 | 6,104 |
| Taiwán | -0,313 | 45,562 | 1,50 | 20,244 | 1,80 | 19,250 | 2,00 | 15,221 | 1,00 | 11,665 | 1,50 | 18,648 |
| Tailandia | 0,0 | 19,758 | 1,30 | 18,933 | 1,30 | 19,234 | 1,30 | 18,813 | 2,00 | 8,472 | 1,10 | 12,191 |
| Venezuela | 0,0 | 10,342 | 0,80 | 29,564 | 0,80 | 29,397 | 0,80 | 30,944 | 1,00 | 39,682 | 1,00 | 9,967 |

período anterior, con información disponible en ese período y en anteriores. Se eligió entonces un esquema de expectativas adaptativas:

$$\begin{aligned} x_t^* &= x_{t-1}^* + \beta (x_{t-1} - x_{t-1}^*) \\ &= (1 - \beta) x_{t-1}^* + \beta x_{t-1} = \beta \sum_{j=0}^{\infty} (1-\beta)^j x_{t-j-1} \end{aligned} \quad (5)$$

La expresión (5) es estable si $|1-\beta| < 1$; i.e. si $0 < \beta < 2$.⁴ Para obtener el valor de β se asumió, como antes, una función de pérdida cuadrática:

$$L = \sum_t (x_t - x_t^*)^2 = \sum_t (x_t - \beta \sum_{j=0}^{\infty} (1-\beta)^j x_{t-j-1})^2 \quad (6)$$

Con el objeto de no perder mucha información, se supuso que las expectativas en t sólo tomaban en cuenta la evolución de la serie hasta tres períodos anteriores. Inicialmente, se dejó libres los coeficientes en (6), buscando el valor de β entre 0 y 2 a intervalos de 0,1, que minimizara esta expresión.⁵ Los valores de β y del índice de inestabilidad del valor de las exportaciones obtenido por este procedimiento, VXII2T, se muestra en las columnas 3 y 4 del cuadro 1.

El índice anterior, sin embargo, tiene el inconveniente de que la suma de los coeficientes en (5) difiere en general de la unidad. Esto significa que en una situación de equilibrio de largo plazo el valor esperado, x_t^* , está sistemáticamente subestimando o sobrestimando el valor verdadero de la serie. Para corregir esto se restringió la suma de las ponderaciones en (5) a sumar 1, definiendo de este modo el tercer índice de valor de las exportaciones, VXII3T, en que:

$$x_t^* = \beta x_{t-1} + \beta (1-\beta) x_{t-2} + (1-\beta)^2 x_{t-3}, \quad (7)$$

estimándose β en base al mismo procedimiento anterior. Los valores de β y del índice VXII3T se muestran en las columnas 5 y 6 del cuadro 1.

Finalmente, se expandió el número de períodos considerados en la formación de expectativas a seis, definiendo:

$$x_t^* = \beta \sum_{j=0}^4 (1-\beta)^j x_{t-j-1} + (1 - \beta \sum_{j=0}^4 (1-\beta)^j) x_{t-6} \quad (8)$$

⁴Este esquema corresponde a uno de expectativas racionales sólo si la serie x_t sigue un proceso estacionario autorregresivo.

⁵Este es el procedimiento adoptado por Nugent y Glezakos (1979).

y se estimó β del mismo modo. Los valores de β y del nuevo índice de inestabilidad del valor de las exportaciones se muestran en las columnas 7 y 8 del cuadro 1.

La última y antepenúltima columnas del cuadro 1 representan índices de inestabilidad para las series de precios (índices de valor unitario en términos reales) y *quantum* de exportaciones, obtenidos mediante el mismo procedimiento que para el tercer índice definido anteriormente.⁶

En el cuadro 2 se presentan las medias y desviaciones estándares de los índices de inestabilidad de valor, precios y cantidad de exportaciones, para los 30 países considerados. Para cada índice de valor se definió un índice análogo de precio y *quantum* de exportaciones, con la excepción del primer método, que, por las limitaciones señaladas previamente, sólo se calculó para el valor de exportaciones. Puede observarse que los índices de inestabilidad del valor de las exportaciones son consistentemente mayores que los índices de precio y *quantum* de exportaciones, siendo estos últimos los que representan niveles inferiores. Las covarianzas son por lo tanto positivas, de modo que, en general, las fluctuaciones en el valor de las exportaciones se explican tanto por fluctuaciones en precios como en cantidades, aunque las fluctuaciones en precios son algo mayores.

En el cuadro 3 se presentan los coeficientes de correlación de rango de Spearman para los distintos índices de inestabilidad y sus respectivos niveles de significancia. Puede verse que tanto los índices de valor como de precio y cantidades están fuerte y positivamente correlacionados. Esto sugiere que probablemente los resultados que se obtengan al utilizar los diversos índices no sean muy diferentes.⁷

2. EL IMPACTO DE LA INESTABILIDAD DE LAS EXPORTACIONES EN EL CRECIMIENTO DE LOS PAISES EN VIAS DE DESARROLLO

Las fluctuaciones en el valor de las exportaciones introduce incertidumbre en el análisis. En la literatura empírica sobre el tema, se ha argumentado que ella tiene efectos adversos sobre la eficiencia y el nivel de la inversión a nivel agregado en la economía, y que por esta vía afectará negativamente el crecimiento; además de los posibles efectos directos de dicha inestabilidad en el producto generado.

Esta postura, sin embargo, ha sido cuestionada teórica y empíricamente, sobre la base de que un aumento en la incertidumbre en el ingreso obte-

⁶La serie de *quantum* de exportaciones se obtuvo como el cociente entre el índice de valor de exportaciones en dólares constantes y el índice de valor unitario en términos reales.

⁷Una conclusión análoga ha sido obtenida por autores que han trabajado con diversos índices, aunque a veces los resultados han sido sensibles al tipo de índice empleado. En un estudio reciente, Bigman (1978) trabaja con 9 índices diferentes y obtiene también altas correlaciones entre todos ellos.

CUADRO 2

COEFICIENTES DE INESTABILIDAD

| Variable | Media* | Desviación estándar* |
|----------|--------|----------------------|
| VXII1T | 22,236 | 15,014 |
| VXII2T | 18,167 | 9,959 |
| VXII3T | 18,618 | 10,072 |
| VXII6T | 17,897 | 9,728 |
| PXII2T | 13,905 | 10,309 |
| PXII3T | 13,698 | 10,361 |
| PXII6T | 13,576 | 11,332 |
| QXII2T | 11,729 | 3,848 |
| QXII3T | 12,399 | 4,687 |
| QXII6T | 11,841 | 4,006 |

*Estos datos corresponden al promedio y desviación estándar de los índices para los 30 países que aparecen en el cuadro 1.

CUADRO 3

COEFICIENTES DE CORRELACION DE SPEARMAN

| | VXII1T | VXII2T | VXII3T | VXII6T | | |
|--------|--------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| VXII1T | 1,0 | 0,77 (0,01) | 0,82 (0,01) | 0,79 (0,01) | | |
| VXII2T | | 1,0 | 0,96 (0,01) | 0,97 (0,01) | | |
| VXII3T | | | 1,0 | 0,98 (0,01) | | |
| VXII6T | | | | 1,0 | | |
| PXII2T | | | | | | |
| PXII3T | | | | | | |
| PXII6T | | | | | | |
| QXII2T | | | | | | |
| QXII3T | | | | | | |
| QXII6T | | | | | | |
| PXII2T | 1,0 | 0,97 (0,01) | 0,92 (0,01) | 0,38 (0,02) | 0,17 (0,18) | 0,22 (0,13) |
| PXII3T | | 1,0 | 0,92 (0,01) | 0,34 (0,03) | 0,13 (0,25) | 0,18 (0,17) |
| PXII6T | | | 1,0 | 0,48 (0,01) | 0,20 (0,15) | 0,27 (0,08) |
| QXII2T | | | | 1,0 | 0,87 (0,01) | 0,92 (0,01) |
| QXII3T | | | | | 1,0 | 0,93 (0,01) |
| QXII6T | | | | | | 1,0 |

Niveles de significancia entre paréntesis.

nido por la venta de las exportaciones podría aumentar la tasa de ahorro, y por esta vía la inversión, obteniendo finalmente un impacto positivo sobre la tasa de crecimiento del producto.

En este trabajo se pretende probar la hipótesis de que la inestabilidad en el valor de las exportaciones tiene una influencia significativa sobre el comportamiento agregado de economías en vías de desarrollo, incorporando los posibles efectos de ella sobre el ahorro doméstico, y los efectos directos adicionales que podría causar sobre el producto. Se distinguirá, además, entre la posible incidencia de las fluctuaciones en precios y cantidades. Esto parece particularmente relevante por las discusiones recientes en foros internacionales donde los países en desarrollo abogan por el establecimiento de un sistema de estabilización de precios de sus productos de exportación.⁸

2.1. La incidencia en el ahorro doméstico

Para comprobar la influencia de la inestabilidad de las exportaciones en la inversión a nivel agregado en la economía, se requeriría, en estricto rigor, de un modelo macroeconómico completo donde dicha inestabilidad fuese una de las variables explícitas. Como eso está fuera de las pretensiones del presente trabajo, el procedimiento usado puede justificarse en la medida en que los elementos excluidos del análisis no estén correlacionados con la variabilidad en las exportaciones.

Si la incertidumbre asociada a las fluctuaciones en los ingresos provenientes de las exportaciones tiene algún efecto en el comportamiento agregado, ello debe manifestarse en la componente de ahorro doméstico, más que en la componente global de ahorro (o inversión). Esto es debido a que las fluctuaciones en el valor de las exportaciones vendrán aparejadas con fluctuaciones en la componente de ahorro externo, sin que ello signifique un cambio en el comportamiento de los agentes económicos. Se intentará, por lo tanto, medir la influencia de inestabilidad externa en la propensión media a ahorrar:

$$DS/Y = f(\sigma_x, Z) \quad (9)$$

donde DS/Y es el cociente entre ahorro doméstico e ingreso (ambas variables en términos reales); σ_x un índice de variabilidad en las exportaciones (como los descritos en la sección anterior), y Z una variable que indica la influencia de otros elementos explicativos en el ahorro doméstico. En particular, se incorporó una variable cualitativa para caracterizar el comportamiento de economías que han pasado una cierta barrera en su desarrollo, y que a

⁸Véase, por ejemplo, Behrman (1980).

grandes rasgos pueden sintetizarse por el PNB per cápita.⁹ Para los propósitos de este estudio, dicho nivel se fijó en 350 dólares de 1973. Asimismo, se introdujeron otros elementos que permitieran describir el comportamiento o características estructurales de determinados grupos de países, a través de variables *dummy*. La ecuación final a la que se llegó es la siguiente:

$$DS/Y = a + b_0 \text{ DGNP} + b_1 \text{ DLAC} + b_2 \sigma_x + u \quad (10)$$

donde DGNP es una variable *dummy*, que toma un valor unitario para países con PNB per cápita mayor que 350 dólares en el año 1973, y DLAC es otra *dummy* que discrimina a los países latinoamericanos del resto.¹⁰

La ecuación (10) se estimó por mínimos cuadrados ordinarios para una muestra de 30 países, con datos del período 1954—75. Se utilizaron los cuatro índices de inestabilidad de las exportaciones definidos en la sección anterior. Los datos de la variable dependiente corresponden al valor promedio para cada país durante el período respectivo. Los resultados con el índice VXII3T se muestran en el cuadro 4, ecuación 2, y el resultado con los tres índices restantes se muestra en el cuadro A1, en el apéndice. Todos ellos indican que el coeficiente b_2 no es estadísticamente significativo, de modo que la inestabilidad en el valor de las exportaciones no tiene una influencia importante en el ahorro doméstico para la muestra y período tomados en el presente trabajo.

Se testeó, a continuación, el efecto individual que la inestabilidad en precios y *quantum* de exportaciones tenía sobre el ahorro doméstico, usando naturalmente los índices definidos en la sección anterior. Los resultados para los índices QXII3T y PXII3T se muestran en el cuadro 4, ecuación 6, y en el cuadro A1 para los índices restantes. Estos resultados indican que la inestabilidad en el *quantum* de exportaciones tiene un impacto negativo en el ahorro doméstico, pero que la inestabilidad en precios tiene un efecto positivo.¹¹ De modo que una disminución del 10 por ciento en la variabi-

⁹ Nótese que el excluir el producto de los argumentos de la función f no significa asumir que la función explicativa del ahorro doméstico sea homogénea de grado 1 en el ingreso, ya que la influencia adicional que el producto pueda tener sobre el cociente DS/Y puede ser captada en forma cualitativa a través de una variable *dummy* como la que se acaba de describir.

¹⁰ Se intentó incorporar otras características, como, por ejemplo, el cociente de exportaciones a producto (y, alternativamente, una *dummy* para discriminar a países con un cociente de exportaciones a producto mayor que un cierto nivel), con resultados análogos a los que aquí se presentan.

¹¹ La ecuación correspondiente puede escribirse como:

$$DS/Y = a + b_0 \text{ DGNP} + b_1 \text{ DLAC} + b_2 \sigma_g + b_3 \sigma_p + u \quad (8')$$

Se desea probar la hipótesis, $H_0 : b_2 = b_3 = 0$, para lo cual se utilizó el estadígrafo

$$F = \frac{(SCR_0 - SCR_1) / 2}{SCR_1 / 24}, \text{ donde } SCR_1 = 165,33$$

es la suma de cuadrados de los residuos de la ecuación (8') y $SCR_0 = 325,28$ es la suma de cuadrados de los residuos de la ecuación restringida: $DS/Y = a + b_0 \text{ DGNP} + b_1 \text{ DLAC} + v$. De modo que $F = 12,09 > F_{0,99}(2,25) = 5,57$ y H_0 puede ser rechazada con el 99 por ciento de confianza.

CUADRO 4
AHORRO DOMESTICO E INESTABILIDAD EN LAS EXPORTACIONES

| Ec. No | Var. Dep. | C | DGNP | DLAC | VXII3T | QXII3T | PXII3T | SCR |
|--------|-----------|--------------|-------------|---------------|--------------|----------------|--------------|--------|
| 1 | DS/Y | 12,68 (9,09) | | | 0,078 (1,19) | | | 370,33 |
| 2 | DS/Y | 12,42 (6,90) | 2,77 (1,82) | -2,04 (-1,47) | 0,49 (0,75) | | | 318,35 |
| 3 | DS/Y | 16,51 (8,71) | | | | -0,191 (-1,33) | | 365,84 |
| 4 | DS/Y | 18,52 (9,09) | 4,32 (3,15) | -3,96 (-3,05) | | -0,417 (-3,09) | 0,177 (3,13) | 237,82 |
| 5 | DS/Y | 14,15 (7,79) | | | | -0,196 (-1,57) | | 268,45 |
| 6 | DS/Y | 16,16 (8,62) | 3,98 (3,39) | -3,51 (-3,16) | | -0,398 (-3,47) | 0,154 (3,31) | 165,33 |

Valor del estadígrafo t entre paréntesis.

lidad de los precios de las exportaciones, tal como es medida en este trabajo, vendría aparejada con una disminución del 1,5 por ciento en el cociente entre ahorro doméstico y producto.

Obsérvese que el valor del coeficiente asociado a las variables cualitativas, DGNP y DLAC, indicaría que existe un nivel de ahorro interno significativamente mayor en países con un producto per cápita superior a US\$350 (en dólares de 1973), y que los países latinoamericanos tienen un ahorro considerablemente menor que los restantes, para las mismas condiciones de inestabilidad y producto per cápita.^{1 2}

2.2. La incidencia en el producto

Al igual que antes, para probar la influencia de la variabilidad en el ingreso proveniente de las exportaciones en el producto se requeriría de un modelo macroeconómico completo. Es posible, sin embargo, aislar el efecto directo de dicha variabilidad en el producto nacional si uno controla los otros factores que están explicando parte de las fluctuaciones en el crecimiento económico. Existe una abundante literatura empírica sobre inestabilidad de exportaciones que intenta hacer esto, con resultados confusos.^{1 3} En estos trabajos, la hipótesis que normalmente se prueba es el impacto de las fluctuaciones en el producto, a través de la incidencia sobre el proceso de ahorro o inversión doméstica, además naturalmente de los posibles efectos directos. Paralelamente a estos estudios, se han desarrollado en la última década numerosas investigaciones empíricas sobre la influencia de las exportaciones en la tasa de aumento del producto de economías en vías de desarrollo. Su propósito ha sido investigar la relación existente entre la estrategia de comercio exterior adoptada y el crecimiento del ingreso. Para estudiar esta relación, a falta de un modelo macroeconómico completo, se ha intentado controlar también por los factores que permiten explicar parte de la variabi-

¹² También se intentó captar diferencias en los valores asociados a los parámetros de inestabilidad en precios y cantidades, para países latinoamericanos, y países con producto mayor que 350 dólares, pero con resultados infructuosos.

¹³ La confusión se explica por la diversidad de metodologías empleadas para testear la hipótesis que interesa. Por una parte, no está claro el mecanismo a través del cual se supone que la inestabilidad afecta al comportamiento de la economía doméstica, y por lo tanto las variables incluidas en el análisis son distintas. Para una discusión de este punto, véase Lim, D. (1976), Glezakos (1973) y Voivodas (1974). Por otra parte, aunque el mecanismo se explicita claramente, existen deficiencias metodológicas serias en el tratamiento de los datos. Para una crítica a un trabajo pionero en el tema, véase a Maizels, A. (1968). Los autores anteriores también se refieren a este punto. Sin embargo, uno podría ir bastante más lejos. Por ejemplo, Kenen y Voivodas (1972) correlacionan la tasa de crecimiento del PGB con una serie de variables independientes, entre las que se incluye un índice de inestabilidad de las exportaciones, y el cociente entre inversión y producto. Luego, en forma independiente, regresan el cociente entre inversión y producto y el índice de inestabilidad. Este método es claramente deficiente para probar el efecto de la variabilidad en las exportaciones en el crecimiento del PGB; la metodología correcta se expone más adelante.

lidad en el crecimiento del producto. La conclusión obtenida es que economías con mayores tasas de crecimiento de las exportaciones han logrado tasas más altas de crecimiento del PNB.¹⁴ Se ha omitido en estos trabajos el posible efecto de las fluctuaciones en las exportaciones en el crecimiento económico.

Se intentará a continuación, medir la influencia, directa e indirecta, que la incertidumbre asociada a la variabilidad en las exportaciones tiene sobre el producto generado, corrigiendo las deficiencias de trabajos anteriores.

Se usará una ecuación en que el crecimiento del producto sea explicado por el crecimiento de las exportaciones y por la inestabilidad asociada a ellas, además de otros factores. Es fácil derivar una ecuación del tipo

$$\dot{Y} = g(W, \dot{X}, \sigma_x) \quad (11)$$

donde \dot{Y} es la tasa de crecimiento del PNB a precios constantes, \dot{X} la tasa de crecimiento de las exportaciones a precios constantes, σ_x un índice de variabilidad de las exportaciones y W indica la presencia de otros factores que explican el aumento del producto, como la tasa de variación del empleo y del uso de servicios de capital. La inclusión de las exportaciones en una "función de producción agregada" del tipo (11) puede justificarse sobre la base de que dicha variable incide en la productividad de los factores, y por lo tanto en la forma en que se combinan para determinar un cierto nivel de crecimiento del producto (Balassa, 1979).

Sin embargo, cuando se incluye \dot{X} como variable independiente en una ecuación que intenta explicar el aumento del PNB, se comete el error de correlacionar una componente del producto con el producto total, obteniéndose normalmente un coeficiente positivo y significativo, independiente del efecto que las exportaciones supuestamente tendrían sobre el funcionamiento de la economía interna, y que sólo pueden medirse a través de su impacto sobre el resto de las componentes del producto.¹⁵ La variable dependiente apropiada, entonces, deberá ser la tasa de crecimiento del producto nacional bruto neto de exportaciones, a precios constantes. De modo que la ecuación a estimar, finalmente, es:

$$\dot{Y}_{NX} = c_0 \cdot FS/Y + c_1 DS/Y + c_2 \dot{L}F + c_3 \dot{X} + c_4 \sigma_x + e \quad (12)$$

¹⁴Véase, por ejemplo, los trabajos de Balassa (1977), Krueger (1978) y Krueger y otros (1981).

¹⁵También se ha utilizado la tasa de crecimiento del producto *per cápita*. En este trabajo se ha preferido controlar por la tasa de crecimiento de la fuerza de trabajo, incluyéndola como variable independiente.

donde FS/Y es el cociente entre ahorro externo y producto, DS/Y el cociente entre ahorro doméstico y producto, YNX la tasa de crecimiento del PNB neto de exportaciones y LF la tasa de crecimiento del empleo; las otras variables ya han sido definidas.¹⁶

La ecuación (12) se estimó por mínimos cuadrados en dos etapas (o variables instrumentales), para la misma muestra anterior de 30 países, con datos del período 1954-75. Esto era necesario ya que DS/Y está en general correlacionado con el error e , a través de la correlación entre los factores omitidos de (10) y (12), respectivamente. Los resultados se muestran en el cuadro 5, ecuaciones 4 y 5, para el índice de inestabilidad $VXII3T$, y en el cuadro A2 para los índices restantes. En el cuadro 5 se incluyen además los resultados que se hubieran obtenido al usar la tasa de crecimiento del PNB, Y , en vez de utilizar la variable YNX . Ellos indican que la variabilidad en el valor de las exportaciones tiene un impacto negativo, aunque estadísticamente insignificativo, sobre el crecimiento económico. Esta conclusión se obtiene si uno prueba primero la influencia del crecimiento de las exportaciones en el producto, y luego la incidencia de su variabilidad o si se prueba en forma conjunta la hipótesis; $H_0: C_3 = C_4 = 0$, ya que el valor del estadígrafo

$$F = \frac{(28,945 - 25,346)/2}{25,346/25} = 1,77$$

asociado a H_0 es menor que $F_{0,95}(2,25) = 3,38$.¹⁷

Al igual que antes, se procedió luego a descomponer el valor de las exportaciones en precio y *quantum* de exportaciones. Los resultados que miden el efecto de la variabilidad en precios y cantidades sobre el producto ne-

¹⁶Véase Heller y Porter (1978) para un desarrollo de este argumento. Ellos critican un estudio de Michaely (1977), en el que se encuentra que el coeficiente de rango de Spearman para \dot{X} e \dot{Y} es de 0,38, obteniendo en cambio un valor de 0,45 para la correlación entre \dot{X} y la tasa de crecimiento del producto neto de exportaciones, YNX , ambos significativos al 1 por ciento. Para la muestra y período definidos en este trabajo, el valor de los coeficientes de rango de Spearman son 0,66 y 0,33, significativos al 1 y 4 por ciento, respectivamente. Estos índices, empero, no son indicativos de la influencia de las exportaciones en el producto, ya que omiten la influencia de otros factores variables.

¹⁷Las tasas de crecimiento que se emplearon representan la tasa aritmética promedio de las variables respectivas, para el período considerado. Alternativamente se podría haber calculado dichas tasas a través de una regresión entre el valor de la variable, a precios constantes, y el tiempo; por ejemplo, $X_t = ab^t u_t$, de donde $\dot{X} = \exp(\hat{b}) - 1$ y \hat{b} es el coeficiente estimado de la ecuación anterior. Finalmente, la variable LF utilizada corresponde a la tasa de crecimiento de la fuerza de trabajo, y no del empleo como debería haber sido, ya que no se disponía de información confiable de empleo para todos los países de la muestra.

³Nótese que podría argumentarse que DS/Y y FS/Y no deberían incluirse como variables independientes en una ecuación que intenta explicar la tasa de crecimiento del producto, por ser ambas componentes del ingreso, utilizando el mismo argumento de Heller y Porter (1978). Sin embargo, su presencia en la ecuación (12) se justifica sólo con el objeto de evitar un sesgo de especificación por la omisión de variables relevantes, y no para testear la significancia de dichas variables en la tasa de crecimiento del producto; lo que sí pretende hacerse con el crecimiento de las exportaciones.

to de exportaciones, otra vez estimado por variables instrumentales, se muestra en el cuadro 5, para los índices QXII3T y PXII3T, ecuaciones 12 y 13 y en el cuadro A2 para los índices restantes.¹⁸ La variabilidad en precios tiene un impacto directo negativo sobre el producto, y la variabilidad en el *quantum* de exportaciones un efecto positivo, siendo ambos, en conjunto, estadísticamente significativos.¹⁹ Nótese que estos efectos son de signo contrario a los obtenidos para el ahorro. Si se toman los coeficientes estimados en la ecuación 13, cuadro 2, los resultados indicarían que un aumento del 10 por ciento en la variabilidad en el *quantum* de exportaciones va asociado con un aumento, en promedio, del 0,8 por ciento en la tasa de crecimiento del producto (neto de exportaciones); y que un aumento similar en la variabilidad de los precios de los productos de exportación, va aparejado con una disminución de 0,6 por ciento en la tasa de crecimiento del producto.

2.3. El impacto total de la variabilidad en las exportaciones

Los resultados recién comentados, sin embargo, son sólo los efectos directos. Como sabemos que la inestabilidad influye también el proceso de inversión, y que ésta tiene un impacto significativo sobre el producto, uno podría estar interesado en el efecto total sobre la tasa de crecimiento. Si se toman las ecuaciones (10) y (12), el impacto total de las variaciones en el valor de las exportaciones sobre el producto neto de exportaciones es:

$$\frac{\partial (\dot{Y}NX)}{\partial \sigma_x} = \frac{\partial (\dot{Y}NX)}{\partial (DS/Y)} \cdot \frac{\partial (DS/Y)}{\partial \sigma_x} + \frac{\partial (\dot{Y}NX)}{\partial \sigma_x}$$

$$= c_1 \cdot b_2 + c_4$$

Aunque se podría dar una estimación puntual de estos efectos reemplazando el valor de los coeficientes estimados en las ecuaciones respectivas, este

¹⁸Nótese que los resultados del cuadro 5 sugieren que la influencia del crecimiento de las exportaciones sobre el producto resultan ser no significativas, si uno mide adecuadamente dicha relación, a través del impacto sobre el crecimiento del producto neto de exportaciones. El resultado obtenido por otros autores para *demonstrar* el impacto positivo de un régimen de apertura al exterior sólo es válido si se correlaciona el crecimiento de las exportaciones con el crecimiento del producto.

¹⁹Si la ecuación correspondiente se escribe:

$$\dot{Y}NX = c'_0 \dot{F}S/Y + c'_1 \dot{D}S/Y + c'_2 \dot{L}F + c'_3 \dot{Q}X + c'_4 \sigma_q + c'_5 \dot{P}X + c'_6 \sigma_p + e'$$

la conclusión en el texto se obtiene sólo si uno prueba la hipótesis

$$H_1 : c'_3 = c'_4 = c'_5 = c'_6 = 0$$

en dos etapas. En la primera se prueba, $H_2 : c'_3 = c'_5 = 0$ que no puede ser rechazada, y en la segunda $H_3 : c'_4 = c'_6 = 0$, dado H_2 . Esta hipótesis puede ser rechazada al 1 por ciento de confianza.

CUADRO 5

TASA DE CRECIMIENTO E INESTABILIDAD EN LAS EXPORTACIONES

| Ec. Var. Nº Dep. | FS/Y | DS/Y | LFT | XUSDt | VXII3T | QXT | QXII3T | PXT | PXII3T | SCR |
|---------------------|--------------|---------------|--------------|--------------|----------------|-----|--------------|--------------|----------------|--------|
| 1 Y | 0,204 (3,85) | 0,228 (9,16) | 0,400 (2,55) | 0,126 (4,26) | | | | | | 19,074 |
| 2 YNX | 0,257 (3,95) | 0,264 (8,65) | 0,384 (2,00) | 0,015 (0,41) | | | | | | 28,761 |
| 3 Y | 0,180 (3,25) | 0,256 (8,90) | 0,426 (2,52) | 0,156 (4,12) | -0,032 (-1,53) | | | | | 18,012 |
| 4 YNX | 0,216 (3,29) | 0,304 (8,88) | 0,455 (2,27) | 0,067 (1,49) | -0,052 (-2,10) | | | | | 25,340 |
| 5 YNX | 0,267 (4,63) | 0,309 (8,83) | 0,393 (1,95) | | -0,029 (-1,45) | | | | | 27,777 |
| 6 Y | 0,153 (2,71) | 0,239 (10,38) | 0,393 (2,58) | | 0,137 (4,55) | | | | | 18,017 |
| 7 YNX | 0,215 (3,11) | 0,256 (9,06) | 0,380 (2,04) | | 0,049 (1,34) | | | | | 27,077 |
| 8 Y | 0,130 (2,20) | 0,219 (7,10) | 0,357 (2,30) | | 0,109 (3,04) | | 0,050 (1,27) | | | 16,751 |
| 9 YNX | 0,202 (2,72) | 0,248 (6,39) | 0,333 (1,71) | | 0,029 (0,64) | | 0,034 (0,67) | | | 26,387 |
| 10 YNX | 0,214 (3,02) | 0,245 (6,44) | 0,328 (1,70) | | | | 0,051 (1,26) | | | 26,777 |
| 11 Y | 0,126 (1,86) | 0,232 (6,37) | 0,419 (2,29) | | 0,119 (2,93) | | 0,042 (0,94) | 0,089 (0,83) | -0,026 (-0,69) | 16,378 |
| 12 YNX | 0,115 (1,48) | 0,270 (6,46) | 0,485 (2,31) | | -0,001 (-0,03) | | 0,084 (1,64) | 0,015 (0,12) | -0,060 (-1,38) | 21,528 |
| 13 YNX | 0,116 (1,57) | 0,271 (7,22) | 0,468 (2,58) | | | | 0,082 (2,13) | | -0,056 (-2,46) | 21,555 |

Valor del estadígrafo t entre paréntesis.

procedimiento no nos permitiría obtener al mismo tiempo una idea de la significación estadística del efecto total, ya que para ello se requeriría de una estimación de la covarianza entre b_2 y c_4 , por ejemplo. Por ello se procedió a reestimar esas ecuaciones con algún método que permitiera calcular todos los coeficientes en forma simultánea. Los resultados de la estimación obtenidos, usando el método de máxima verosimilitud de información completa (FIML), se muestran, en el cuadro 6, ecuaciones 2, 4, 6 y 8. Las ecuaciones impares corresponden a los resultados obtenidos anteriormente por métodos de estimación individuales. Si a partir de ellos se calculan los efectos totales de la variabilidad de las exportaciones sobre el producto, se obtiene:

$$\frac{\partial (\dot{Y} \dot{N} X)}{\partial \sigma_x} = -0,029 (-1,56)$$

$$\frac{\partial (\dot{Y} \dot{N} X)}{\partial \sigma_q} = -0,018 (-0,87)$$

$$\frac{\partial (\dot{Y} \dot{N} X)}{\partial \sigma_p} = -0,028 (-0,59)$$

donde los valores entre paréntesis corresponden al valor de los coeficientes "t". Si se acepta como significativo un valor de t mayor que |2|, entonces estos resultados indicarían que la inestabilidad en el valor, precio y *quantum* de exportaciones, no tienen un efecto estadísticamente significativo sobre el crecimiento del producto (neto de exportaciones).²⁰

²⁰En estricto rigor, para probar en forma apropiada la hipótesis, $H_0 : T = c_1 b_2 + c_4$, se requeriría conocer la distribución del estadígrafo T. Esto es bastante complejo en el presente caso, ya que a pesar de que conocemos la distribución de cada uno de los parámetros, esas variables no son, en general, independientes.

CUADRO 6

AHORRO, TASA DE CRECIMIENTO E INESTABILIDAD DE EXPORTACIONES

| Ec. Var. Nº Dep. | C | DGNP | DLAC | FS/Y | DS/Y | LFT | VXII3T | QXII3T | PXII3T | SCR |
|---------------------|--------------|-------------|---------------|--------------|---------------|--------------|----------------|--------------|----------------|--------|
| 1 DS/Y | 12,42 (6,90) | 2,77 (1,82) | -2,04 (-1,47) | | | | 0,049 (0,75) | | | 318,35 |
| 2 DS/Y | 12,53 (8,37) | 3,48 (3,04) | -3,19 (-2,94) | | | | 0,049 (0,81) | | | 284,18 |
| 3 DS/Y | 16,16 (8,62) | 3,98 (3,39) | -3,51 (-3,16) | | | | -0,398 (-3,47) | 0,154 (3,31) | | 165,33 |
| 4 DS/Y | 16,18 (9,52) | 4,11 (3,90) | -3,67 (-3,66) | | | | -0,401 (-3,83) | 0,154 (3,63) | | 137,94 |
| 5 YNX | | | | 0,267 (4,63) | 0,309 (8,83) | 0,393 (1,95) | -0,029 (-1,45) | | | 27,777 |
| 6 YNX | | | | 0,144 (2,92) | 0,350 (11,65) | 0,440 (2,58) | -0,046 (-2,34) | | | 31,165 |
| 7 YNX | | | | 0,116 (1,57) | 0,271 (7,22) | 0,468 (2,58) | | 0,082 (2,13) | -0,056 (-2,46) | 21,555 |
| 8 YNX | | | | 0,094 (1,41) | 0,280 (9,02) | 0,459 (2,84) | | 0,085 (2,47) | -0,061 (-3,03) | 18,497 |

Valor del estadígrafo t entre paréntesis.

CUADRO A-1

ANCHO DOMESTICO E INESTABILIDAD DE EXPORTACIONES

| Pa. Des. | S. | DMEX | DLAC | VALIE | VALIEF | VALIEF | VALIEF | VALIEF | VALIEF | VALIEF | VALIEF | VALIEF |
|----------|-----|-------------|-------------|---------------|-------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 1 | DMV | 1.24 (1.24) | 1.24 (1.24) | -1.24 (-1.24) | 0.24 (0.24) | | | | | | | 114.76 |
| 2 | DMV | 1.24 (1.24) | 1.24 (1.24) | -1.24 (-1.24) | 0.24 (0.24) | | | | | | | 113.48 |
| 3 | DMV | 1.24 (1.24) | 1.24 (1.24) | -1.24 (-1.24) | 0.24 (0.24) | | | | | | | 113.23 |
| 4 | DMV | 1.24 (1.24) | 1.24 (1.24) | -1.24 (-1.24) | 0.24 (0.24) | | | | | | | 104.83 |
| 5 | DMV | 1.24 (1.24) | 1.24 (1.24) | -1.24 (-1.24) | 0.24 (0.24) | | | | | | | 103.34 |
| 6 | DMV | 1.24 (1.24) | 1.24 (1.24) | -1.24 (-1.24) | 0.24 (0.24) | | | | | | | 100.28 |
| 7 | DMV | 1.24 (1.24) | 1.24 (1.24) | -1.24 (-1.24) | 0.24 (0.24) | | | | | | | 103.71 |

APENDICE

CUADRO A - 1

AHORRO DOMESTICO E INESTABILIDAD DE EXPORTACIONES

| Var. | Ec. Dep. | C | DGNP | DLAC | VX111T | VX112T | VX116T | QX112T | PX112T | QX116T | PX116T | SCR |
|------|----------|--------------|-------------|---------------|--------------|--------|----------------|--------------|--------|----------------|--------------|--------|
| 1 | DS/Y | 12,41 (7,49) | 2,49 (1,58) | -1,78 (-1,24) | 0,044 (0,93) | | | | | | | 314,75 |
| 2 | DS/Y | 12,06 (6,80) | 2,75 (1,84) | -2,03 (-1,50) | 0,70 (1,08) | | | | | | | 311,43 |
| 3 | DS/Y | 12,07 (6,86) | 2,74 (1,84) | -2,06 (-1,52) | 0,073 (1,08) | | | | | | | 311,23 |
| 4 | DS/Y | 18,38 (7,69) | 3,78 (2,68) | -3,57 (-2,65) | | | -0,415 (-2,46) | | | | | 264,02 |
| 5 | DS/Y | 16,33 (8,16) | 3,59 (3,15) | -3,26 (-2,99) | | | -0,459 (-3,35) | 0,181 (3,86) | | | | 165,44 |
| 6 | DS/Y | 18,68 (8,32) | 4,23 (3,01) | -3,81 (-2,88) | | | | | | -0,453 (-2,81) | | 249,66 |
| 7 | DS/Y | 16,56 (8,46) | 3,94 (3,36) | -3,31 (-2,99) | | | | | | -0,455 (-3,40) | 0,152 (3,56) | 165,71 |

CUADRO A - 2

TASA DE CRECIMIENTO E INESTABILIDAD DE EXPORTACIONES

| Var. | FS/Y | DS/Y | LFT | XUSDY | VXII1T | VXII2T | VXII6T | QXT | QXII2T | QXII6T | PXT | PXII2T | PXII6T | SCR |
|--------|--------------|--------------|--------------|--------------|----------------|----------------|----------------|--------------|--------------|----------------|---------------|----------------|----------------|--------|
| 1 YNX | 0,234 (3,08) | 0,284 (7,95) | 0,368 (1,77) | 0,037 (0,69) | -0,015 (-0,72) | | | | | | | | | 28,553 |
| 2 YNX | 0,266 (4,48) | 0,286 (8,08) | 0,341 (1,68) | | -0,005 (-0,33) | | | | | | | | | 29,135 |
| 3 YNX | 0,213 (3,27) | 0,311 (8,93) | 0,446 (2,27) | 0,058 (1,41) | | -0,054 (-2,27) | | | | | | | | 24,912 |
| 4 YNX | 0,261 (4,55) | 0,317 (8,96) | 0,401 (2,02) | | | -0,036 (-1,76) | | | | | | | | 27,133 |
| 5 YNX | 0,217 (3,33) | 0,307 (8,83) | 0,458 (2,30) | 0,056 (1,35) | | | -0,053 (-2,15) | | | | | | | 25,233 |
| 6 YNX | 0,262 (4,57) | 0,314 (8,92) | 0,410 (2,05) | | | | -0,035 (-1,66) | | | | | | | 27,297 |
| 7 YNX | 0,123 (1,57) | 0,270 (6,08) | 0,458 (2,27) | | | | 0,023 (0,57) | 0,073 (1,46) | | | 0,019 (0,15) | -0,059 (-1,32) | | 21,905 |
| 8 YNX | 0,135 (1,87) | 0,271 (6,95) | 0,470 (2,55) | | | | | 0,084 (1,93) | | | | -0,057 (-2,42) | | 22,215 |
| 9 YNX | 0,129 (1,59) | 0,253 (5,70) | 0,438 (2,02) | | | | 0,009 (0,22) | | 0,084 (1,58) | -0,017 (-0,12) | | | -0,037 (-0,79) | 22,713 |
| 10 YNX | 0,131 (1,74) | 0,257 (6,51) | 0,448 (2,42) | | | | | | 0,038 (2,01) | | | | -0,044 (-2,08) | 22,787 |

BIBLIOGRAFIA

- Adams, F.G. y
S.A. Klein, *Stabilizing World Commodity Markets*,
D.C. Heath, eds., 1978.
- Balassa, B., "Exports and Growth", *Journal of Deve-*
lopment Economics, 4, 49-53, 1977.
- Behrman, J.R., "La exportación de productos primarios
no combustibles", *Revista de la CEPAL*,
10, 34-51, 1980.
- Bigman, D., *Levels of Export Instability: Some Metho-*
dological Consideration and the Recent
Evidence, mimeo, 1978.
- Branson, W.H. y
L.T. Papaefstratiou, *Income Instability, Terms of Trade and*
The Choice of Exchange Rate Regime,
Working Paper 277, Yale University, 1978.
- Erb, G.F. y
S. Schiavo-Campo, "The Decline in World Export Instability:
A Reply", *Oxford Bulletin of Economics*
and Statistics, 33, 217-221, 1971.
- Glezakos, C., "Export Instability and Economic Growth:
A Statistical Verification", *Economic Deve-*
lopment and Cultural Change, 21, 670-678,
1973.
- Heller, P.S. y
R.C. Porter, "Exports and Growth: An Empirical
Re-Investigation", *Journal of Development*
Economics, 5, 191-193, 1978.
- Johnson, H.G., "Commodities: Less Developed Countries
'Demands and Developed Countries' Res-
ponse", en Bhagwati, J.N., ed., *The New*
Int. Econ. Order: The N-S Debate, MIT
Press, 1977.
- Kenen, P.B. y
C.S. Voivodas, *Export Instability and Economic Growth*,
Kyklos, 25, 791-803, 1972.

- Knudsen O. y
A. Parnes,
Trade Instability and Economic Development, D.C. Heath, 1975.
- Krueger, A.O.,
Foreign Trade Regimes and Economic Development: Liberalization Attempts and Consequences, Ballinger, 1978.
- , H.B. Lavy;
T. Monson y N. Akrasanee,
Trade and Employment in Developing Countries: Individual Studies, U. of Chicago Press, eds., 1981.
- Lawson, C.W.,
"The Decline in World Export Instability: A Reappraisal", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 36, 53–65, 1974.
- Lim, D.,
"Export Instability and Economic Growth: A Return to Fundamentals", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 38, 311–322, 1976.
- Lord, M. J.,
"UNCTAD'S Integrated Programme: The Issue of Export Stabilization for Latin America", IDB, Report N° 9, 1978.
- Mac Bean, A.,
Export Instability and Economic Development, Harvard U. Press, 1966.
- Maizels, A.,
"A Review of Export Instability and Economic Development", *American Economic Review*, 58, 575, 580, 1968.
- Massell, B. F.,
"Export Concentration and Fluctuations in Export Earnings: A Cross Section Analysis", *American Economic Review*, 54, 47–63, 1964.
- ,
"Export Instability and Economic Structure", *American Economic Review*, 60, 618–630, 1970.
- Mathieson, D.J. y
R.I. Mckinnon,
"Instability in Underdeveloped Countries: The Impact of the International Economy", en P. David y M. Reder, eds., *Nations and Households in Economic Growth*, Academic Press, 1974.

- Michaely, M.,
 "Exports and Growth: An Empirical Investigation", *Journal of Development Economics*, 4, 44-53, 1977.
- Morán, C.,
Trade Instability and Economic Growth, Documento de Trabajo N° 28, Departamento de Industrias, Universidad de Chile, 1979.
- Nugent, J.B. y
 C. Glezakos,
 "A Model of Inflation and Expectations in Latin America", *Journal of Development Economics*, 6, 431-446, 1979.
- Nurkse, R.,
 "Trade Fluctuations and Buffer Policies of Low Income Countries", *Kyklos*, 141-154, 1958.
- Soutar, G.N.,
 "Export Instability and Concentration in the Less Developed Countries. A Cross Sectional Analysis", *Journal of Development Economics*, 4, 279-297, 1977.
- UNCTAD,
Resolution Adopted by the Conference: Integrated Programme for Commodities, Geneva, TD/RES/93 (IV), 1976.
- _____,
Proceedings of The United Nations Conference on Trade and Development, Nairobi, 5-31 de mayo, TD/218 (I), 1977.
- Voivodas, C. J.,
 "The Effect of Foreign Exchange Instability on Growth", *Review of Economic and Statistics*, 56, 410-412, 1974.