

CAMBIO TÉCNICO Y CAMBIO ESTRUCTURAL. LA HIPÓTESIS DE COEFICIENTES DECRECIENTES. PRUEBAS ESTADÍSTICAS CON DATOS PARA MÉXICO

Fidel Aroche Reyes*
UACCyP, UNAM

Resumen: Los cambios en los coeficientes técnicos se explican esencialmente por cambios tecnológicos —salvo cuando hay diferencias en los precios. Asimismo, existen modelos que sostienen la hipótesis de que las diferencias de coeficientes a lo largo del tiempo serán negativas. Los datos para la economía mexicana proporcionan indicios de que esta hipótesis se cumple sobre periodos largos, si bien la evidencia es a veces contradictoria para los periodos cortos.

Abstract: Technical coefficients change basically due to technological changes —except when there are price differences. On the other hand, there are models maintaining the hypothesis that differences between coefficients along time will be negative. Mexican data provides clues for such statement, at least for long periods, although, evidence is not always consistent for short ones.

El modelo de insumo-producto (input-output), en lo sucesivo I-P, ha sido utilizado frecuentemente como marco para el estudio de las transformaciones estructurales de las economías. Se afirma que las diferencias entre las entradas de las matrices de coeficientes técnicos de diversas economías obedecen a diferencias tecnológicas —salvo cuando hay diferencias de precios (Chenery y Watanabe, 1958). Asimismo, existe

* Agradezco los comentarios de Martín Puchet, Francisco Calderón y de un dictaminador anónimo. Desde luego, los errores persistentes son mi responsabilidad.

evidencia de que las diferencias entre las matrices de coeficientes para una economía, en distintos periodos, se explican fundamentalmente por los cambios técnicos (Carter, 1970; Forsell, 1972; Skolka, 1989).

Independientemente de las causas que determinan los cambios en los coeficientes, existen planteamientos teóricos que postulan que a medida que las economías evolucionan, los coeficientes deben decrecer. Por ejemplo, Craven (1983) muestra que el progreso técnico, medido por los cambios en los coeficientes, implica que si una economía ha de permanecer productiva, sus coeficientes deben comportarse de ese modo. Lo mismo indica el modelo de Von Neumann (1938), si bien en el artículo original no se hace mención directa a este problema. Östblom (1992) confirma la validez de esa hipótesis para las matrices de Suecia de 1957, 1975 y 1980. No obstante, Carter (1970) señala que los requerimientos de insumos intermedios en la economía de EU aumentaron ligeramente entre 1939 y 1961, disminuyendo los requerimientos de capital y trabajo.

Por otro lado, cuando la información de primera mano es inexistente, es común que los investigadores proyecten las matrices de transacciones y de coeficientes. Es útil contar con indicadores sobre el posible comportamiento de los coeficientes. Tal es el caso para México, donde las autoridades parecen haber perdido el interés en mantener la continuidad de la serie de matrices compatibles iniciada en 1970, que culminó con la producción de la matriz agropecuaria para 1980.

El propósito de este documento es plantear un modelo de cambios en los coeficientes técnicos a lo largo del tiempo. Ello será útil para probar si la hipótesis de coeficientes decrecientes es válida para los datos disponibles sobre México o, en su caso, para determinar la dirección de los cambios de los valores de los coeficientes. A partir de este planteamiento, es posible además extraer algunos indicadores sobre la naturaleza del cambio tecnológico y estructural en la economía.

El documento se ha organizado en tres partes. En la primera se discute la relevancia del modelo de I-P como instrumento de análisis del cambio técnico y estructural; en la segunda se plantea cómo modelar las diferencias entre las entradas de dos matrices de coeficientes técnicos, y se propone utilizar técnicas estadísticas paramétricas y no paramétricas para analizar el cambio estructural en la economía global. La tercera sección presenta la descripción de los datos utilizados y los resultados. Al final se ofrecen algunas conclusiones.

1. Cambio estructural y cambio técnico. El modelo I-P

De manera breve, la estructura productiva puede entenderse como el conjunto de empresas que operan en la economía y de los intercambios entre estos agentes. Las empresas pueden agruparse por industrias, donde cada una produce un bien homogéneo y utiliza una tecnología uniforme. El conjunto de industrias se interrelaciona a través de una red de flujos de bienes mutuamente ofrecidos y demandados para producir otros bienes mediante una relación tecnológica que define la existencia e intensidad de tales intercambios. El conjunto de razones entre el tamaño de los intercambios y la producción, así como entre el producto y los acervos de bienes en cada industria determina la forma de la estructura económica.

El modelo de I-P, como modelo multisectorial de equilibrio, proporciona diversas herramientas para analizar y determinar estas formas estructurales. Asimismo, este modelo ha sido utilizado ampliamente para realizar análisis comparativos entre economías distintas (Carter, 1970). Conviene aclarar que aquí se entiende que una matriz de I-P describe completamente a una economía. Así, se habla de economías diferentes tanto en el caso de que cada una de estas matrices pertenezca a países distintos o bien a periodos diferentes en un país.

Los cambios técnico y estructural han sido analizados ampliamente en el marco del modelo de I-P; los primeros intentos tal vez se deban al mismo W. Leontief (1953), mientras que Chenery y Watanabe (1958) desarrollaron técnicas para comparar tecnologías entre diversas economías. De hecho, la versión convencional del modelo de I-P parece ser un marco natural para el estudio de las diferencias técnicas entre dos economías.

Es bien sabido que cada industria, representada como una columna de la tabla de I-P, demanda diversos insumos producidos y no producidos a fin de elaborar una mercancía, que a su vez será ofrecida a la demanda intermedia y final. De este modo, las columnas de la matriz de coeficientes técnicos enlistan los bienes necesarios para la producción de una unidad de cada mercancía.¹ Luego, esta matriz puede

¹ Esto es cierto, desde luego, si se cumplen todos los supuestos del modelo, entre ellos, que los precios sean de equilibrio y que las industrias produzcan un solo bien (no se acepta la producción conjunta). Entonces, los coeficientes en términos de valor a_{ij} pueden identificarse con los coeficientes en términos físicos a_{ij} .

caracterizarse como la descripción del conjunto de tecnologías que se emplean en el sistema para producir el conjunto relevante de bienes en un momento específico del tiempo. Entonces, si se tienen dos matrices de coeficientes, las diferencias por columna entre las matrices miden las diferencias entre los requerimientos de insumos por unidad de producto por industria, en cada economía, y por lo tanto, las diferencias en las tecnologías (Chenery y Watanabe, 1958).

La ecuación básica que representa el modelo de I-P es:

$$\tau = A\tau + y = (I - A)^{-1}y, \quad (1)$$

donde τ es el vector (columna) de la producción, A es la matriz de coeficientes técnicos y y es el vector (columna) de la demanda final. De acuerdo con la ecuación, el nivel de producto está determinado por el nivel de demanda final, si la tecnología (A) es constante. Dado que se suponen rendimientos constantes a escala, si los agentes tienen perfecto conocimiento sobre las tecnologías posibles, entonces carecen de incentivos para moverse del equilibrio reflejado en la tabla. Por tanto, el modelo predice crecimiento sobre un rayo estable (Dorfman, Solow y Samuelson, 1958).

Lo anterior supone la constancia de la composición de la demanda final y la disponibilidad ilimitada de factores no producidos (incluidos los recursos naturales). Estos supuestos son necesarios para obtener precios relativos fijos e impedir la posibilidad de sustitución entre factores o insumos. Si se relaja cualquier supuesto, surge la posibilidad de que nuevas tecnologías aparezcan y/o que los coeficientes cambien.

En los análisis empíricos debe considerarse que las cuentas nacionales definen a las industrias de manera *ad hoc*, sea como un agregado de empresas que producen bienes similares (en su uso o forma), como una combinación de empresas que emplean tecnologías con algún grado de similitud, o bien como un conjunto de productores que utilizan materias primas similares. En todo caso, cuando se define una industria se dejan de lado tanto las diferencias en el consumo de insumos entre productores de esa industria, como la combinación de bienes que cada empresa realmente produce y las diferentes generaciones de bienes de capital y de tecnologías que se emplean en cada planta. En otros términos, una industria se define como un promedio ponderado de empresas y tecnologías heterogéneas que producen un

conjunto de bienes. Entonces, los datos a nivel de industria pueden sesgarse por los ponderadores (o los pesos) de cada tecnología o bien producido en cada industria y en cada observación. Desde luego, estos problemas de sesgo serán más severos cuanto más agregada sea la información.

Existe un problema adicional, a saber: si la relación de los precios internos a externos cambia en el tiempo, los productores estarán tentados a sustituir insumos nacionales por extranjeros (y viceversa) en una proporción y una dirección dadas por el cambio en la relación de precios. Ello se traducirá en cambios en los coeficientes de transacciones internas, sin que esto implique necesariamente un cambio tecnológico, aunque sí exista sustitución entre insumos de procedencia diversa.

En lo que sigue, aun si se dejan de lado todos los problemas referidos a la agregación, queda por determinar cómo estimar las diferencias tecnológicas entre economías. Leontief (1953) intentó hacer un análisis directamente sobre los coeficientes. En esa línea, Chenery y Watanabe (1958) propusieron medidas sobre las diferencias promedio entre las columnas de las matrices, en tanto que análisis más recientes (Forsell, 1989) proponen simular niveles de producto alternativos intercambiando vectores de demanda para distintos periodos, mientras se mantiene la tecnología intacta, y luego se comparan las diferencias entre los niveles de producto observados y los simulados. Este método permite, además, descomponer los cambios en el nivel de producto por fuentes: demanda final y cambio técnico en sí, aunque oscurece lo que ocurre con los coeficientes mismos.

2. Un modelo de cambios en los coeficientes técnicos

Sean r y t dos economías por comparar; las diferencias entre sus modelos de producción correspondientes, de acuerdo con la ecuación (1), serán:

$$\tau^r - \tau^t = A^r \tau^r - A^t \tau^t + (y^r - y^t). \quad (2)$$

Existe evidencia de que el progreso técnico en sí mismo constituye la principal explicación de los cambios en los coeficientes técnicos (Carter, 1970; Forsell, 1972; Skolka, 1989), mientras que los cambios en la composición de la demanda final serían una causa menor en este fenómeno. Entonces, el cambio técnico se mediría en la matriz

$$D = A^r - A^t = \{d_{ij}\} = \{a_{ij}^t - a_{ij}^r\}.$$

Leontief (1953) sugiere eliminar los elementos que aparecen sobre las diagonales principales de las matrices y concentrar el análisis en las relaciones estrictamente intersectoriales, definiéndose así una matriz de diferencias alternativas $\Delta = \{\delta_{ij}\} = \{a_{ij}^t - a_{ij}^r\}$ para $i \neq j$, $\{\delta_{ij}\} = 0$ para $i = j$.

Independientemente de la matriz de diferencias que se tome, puede decirse que cada d_{ij} o cada δ_{ij} surge, por un lado, de la existencia de diferencias técnicas reales entre las economías t y r . Estas diferencias pueden entenderse como un efecto en las tecnologías por el tiempo transcurrido entre las dos observaciones (para modelos intertemporales en un país), o por las desigualdades en las dotaciones de recursos, etc., entre las dos economías (en análisis internacionales). Tal efecto puede capturarse como un parámetro s o σ , según se tome la matriz D o Δ . Tal parámetro puede además considerarse un promedio para toda la matriz de diferencias. Por otro lado, las entradas de las matrices D y Δ se explican también por un elemento aleatorio o error originado en el proceso de recolección y procesamiento de la información y en la definición de las mezclas de bienes y tecnologías incluidas en las industrias de la matriz. En consecuencia, el modelo estadístico que se deberá probar es:

$$d_{ij} = s + \varepsilon_{ij} \quad (3)$$

$$\delta_{ij} = \sigma + \varepsilon_{ij} \quad \text{para } i \neq j, \quad (3')$$

donde ε_{ij} es el término de error.

Por lo común, los datos y los resultados de los modelos de I-P se tratan y se presentan como determinísticos, dejándose de lado la naturaleza estocástica a que están sujetos los datos estadísticos. Desde luego, puede argumentarse que la infrecuencia de las observaciones disponibles en casi todos los países (5 a 10 años en los mejores casos), junto con la complejidad de las relaciones implicadas, son suficientes razones para no considerar la naturaleza aleatoria de los datos. No obstante, de acuerdo con Simonovits (1975) y West (1986), los supuestos de normalidad e independencia de las distribuciones de los coeficientes generan buenos resultados desde el punto de vista

estadístico. Estos supuestos implican también estimar que los errores ε_{ij} se distribuyen independiente y normalmente, con media cero y varianza constante.

La hipótesis que se prueba, en términos de la ecuación (3), es la siguiente:

$$H_0 : s = 0$$

$$H_1 : s \neq 0,$$

es decir, se prueba si en promedio las entradas de la matriz de diferencias son iguales a cero, salvo por un término aleatorio.

Este problema puede verse como una cuestión de diferencias apareadas, que es posible abordar mediante pruebas de dos colas si lo que interesa es la existencia de entradas no nulas en la matriz D de diferencias.² Existe un buen número de pruebas estadísticas adecuadas para un problema de este tipo; algunas de ellas, las paramétricas, aprovechan las propiedades estadísticas supuestas de la distribución de las diferencias. Otras pruebas, las no paramétricas, no suponen nada sobre las diferencias; sin embargo, sus resultados pueden ser relativamente menos eficientes.

La prueba paramétrica empleada aquí supone una distribución t de Student de los coeficientes para muestras pequeñas, pero aproxima una distribución normal para muestras mayores. La prueba no paramétrica utilizada ha sido una prueba del signo para experimentos apareados, que también sigue una distribución normal para muestras grandes.

Se han definido las siguientes diferencias para las matrices consideradas:

$$A^{75} - A^{70} = D^1$$

$$A^{80} - A^{70} = D^2$$

$$A^{80} - A^{75} = D^3.$$

² Se optó por este procedimiento para simplificar las pruebas. La alternativa era efectuar pruebas de una sola cola, para las cuales es imprescindible una hipótesis sobre la dirección de las diferencias.

Si en promedio las entradas de las matrices son negativas y significativamente distintas de cero, se confirma la hipótesis de coeficientes decrecientes para México. Asimismo, tal resultado confirmaría la hipótesis de cambio estructural en el periodo de 1970 a 1980.

3. Datos utilizados y resultados

La base de datos I-P oficial disponible sobre México es relativamente amplia, sobre todo si se toma en cuenta la existencia de las matrices de 1950, 1960 y la agropecuaria de 1980, además de las tres tablas I-P compatibles que han sido publicadas por el INEGI para 1970, 1975 y 1980.

Las matrices incluidas en este estudio corresponden a las matrices de 1970, 1975 y 1980 agregadas a 22 sectores, lo cual permitirá extender el ejercicio en algún momento a comparaciones internacionales. Los resultados de las pruebas aparecen en la tabla 1. La hipótesis por probar es si la media de las d_{ij} , transformada en t , es igual a cero (el parámetro sistemático de cambio estructural es irrelevante), suponiendo que los ϵ_s son variables mutuamente independientes, con media cero y varianza constante. La prueba no paramétrica es menos restrictiva, pues opera sobre el signo de s , σ , y no supone nada acerca de la distribución de los errores. Se sabe, sin embargo, que las pruebas no paramétricas son, en general, menos eficientes que las paramétricas, si bien son menos restrictivas.

Como se ve en la tabla, los resultados sobre la significancia de las pruebas son contradictorios, es decir, la prueba paramétrica no rechaza la hipótesis de que las diferencias son distintas a cero en todos los casos, mientras que la prueba no paramétrica la rechaza en dos casos. Esto se explica por la naturaleza de las pruebas y por la forma que observan las distribuciones de las entradas de las matrices de diferencias. En efecto, la prueba paramétrica trabaja sobre la media de las distribuciones, mientras que la prueba no paramétrica lo hace sobre la mediana.³ Tal diferencia sería irrelevante si las muestras se distribuyeran con normalidad y simétricamente; sin embargo, como se ve en el apéndice estadístico, las matrices de diferencias observan unas distribuciones más bien "puntiagudas" y no simétricas. Ello implica que la media y la

³ Véase W. Mendenhall, R. Sheaffer, y D. Wackerly (1986).

mediana de las distribuciones muestrales se localizan en lados contrarios respecto a la media de la distribución del estadístico t , donde t es el indicador de significancia.

Tabla 1
Resultados de las pruebas paramétrica y no paramétrica.
Diferencias entre matrices de coeficientes técnicos

	$D^1 = 75 - 70$	$D^2 = 80 - 70$	$D^3 = 80 - 75$
Media d	0.0001	- 0.0013	- 0.0013
Valor de t	0.0507	- 1.0289	- 1.0593
paramétrica	No rechaza	No rechaza	No rechaza
$H_0 : d = 0$			
$\alpha = .05$			
Valor de t	1.8199	- 2.0114	3.3757
no paramétrica	No rechaza	Rechaza	Rechaza
$H_0 : d = 0$			
$\alpha = .05$			

Conviene tener en cuenta que, como se ha anotado arriba, la prueba paramétrica supone una distribución normal de la muestra. Como se observa en el apéndice estadístico, las distribuciones de las entradas de las matrices D no satisfacen el supuesto de normalidad. Entonces, la prueba paramétrica pierde fuerza. Es decir, en este punto es posible quedarse con los resultados de las pruebas no paramétricas: existe evidencia de que la economía experimentó cambios técnicos entre 1970 y 1980, y entre 1975 y 1980.

Respecto a la dirección de las diferencias en las matrices D^i , los datos parecen confirmar la hipótesis de Craven, esto es, que los coeficientes tienden a disminuir a lo largo del tiempo. No obstante, conviene mencionar que la prueba no paramétrica confirma la hipótesis para las diferencias entre 1980 y 1970 solamente, mientras que no la avala para las diferencias intermedias (1975-1970, 1980-1975), que son positivas.

Si se sigue la recomendación de Leontief, se derivan las matrices de transacciones interindustriales netas de transacciones intrasectoriales, aproximando a cero los coeficientes a_{ij} definiéndose las matrices

$\Delta = \{\delta_{ij}\}$ para $i \neq j$, y se repite la prueba. Los resultados aparecen en la tabla 2, éstos sugieren que, como se ve en el apéndice estadístico, las matrices de diferencias no son más simétricas que las anteriores, por lo que los resultados siguen siendo ambiguos. Ahora bien, como se aprecia en el apéndice estadístico, la distribución de las diferencias δ_{ij} tampoco pasa la prueba de normalidad, entonces, la prueba no paramétrica parece más sólida: la evidencia estadística apoya la hipótesis de cambio estructural entre 1975 y 1980, cuando se eliminan las entradas de las diagonales principales en las matrices de coeficientes técnicos. A pesar de ello, parecería haber cierta tendencia a confirmar la hipótesis de los coeficientes decrecientes a lo largo del tiempo, excepto en el caso de la prueba no paramétrica para las diferencias entre 1970 y 1975.

Tabla 2

Resultados de las pruebas paramétrica y no paramétrica. Diferencias entre matrices de coeficientes netas de transacciones intrasectoriales, México

	$D^1 = 75 - 70$	$D^2 = 80 - 70$	$D^3 = 80 - 75$
Media δ	0.0005	-0.0004	-0.0009
Valor de t	-0.4616	-0.4322	-0.9042
paramétrica	No rechaza	No rechaza	No rechaza
$H_0: \delta = 0$			
$\alpha = .05$			
Valor de t	1.4164	-1.8163	-9.7799
no paramétrica	No rechaza	No Rechaza	Rechaza
$H_0: \delta = 0$			
$\alpha = .05$			

Los coeficientes a_{ii} han sido descritos como coeficientes de organización intraindustrial (Leontief, 1953); en consecuencia, las diferencias d_{ii} deberían indicar diferencias en la organización sectorial. Este factor parece tener una influencia mayor en los resultados sobre México en la década de 1970, ya que los resultados de las pruebas cambian de manera importante en muchos casos. Ello indicaría que una buena parte del cambio tecnológico se debe a cambios en la organización de las industrias, y no necesariamente a sus relaciones con el resto de la economía.

4. Conclusiones

La economía mexicana parece haber transitado por un periodo de transformaciones en la década de 1970, dado que pasó del auge de la industrialización sustitutiva de importaciones al crecimiento basado en la explotación y exportación de los recursos petroleros. Ello debió implicar cambios en la forma de funcionamiento de la economía, incluyendo las interrelaciones industriales.

Los datos disponibles sobre la economía en ese periodo dan evidencia de que existió alguna forma de transformación estructural, en particular a partir de 1975.

Asimismo, hay indicios de que existe en la economía la tendencia a reducir los costes de producción e incrementar la eficiencia de la planta, puesto que parece que los coeficientes se reducen con el tiempo.

A la luz de estos resultados, parecería importante incluir en el estudio alguna matriz más alejada en el tiempo con respecto al conjunto que se utilizó aquí. Es posible que tal ejercicio permita obtener evidencia clara acerca de la evolución de la tecnología.

5. Apéndice estadístico

Distribución estadística. Matrices de diferencias por celdas

$$D^1 = A75 - A70$$

$$D^2 = A80 - A70$$

$$D^3 = A80 - A75$$

Estadísticos descriptivos
484 observaciones

<i>Var</i>	<i>Media</i>	<i>Desv. tipo</i>	<i>Simetría</i>	<i>Curtosis</i>	<i>Mín.</i>	<i>Máx.</i>
D ¹	.6559E-04	.9769E-02	-1.401	27.010	-.818E-01	.6717E-01
D ²	-.1273E-02	.1534E-01	3.903	78.429	-.933E-01	.2073
D ³	-.1338E-02	.1409E-01	6.085	106.040	-.624E-01	.2084

Histograma para D¹

<i>Lím. inferior</i>	<i>Lím. superior</i>	<i>Frecuencia</i>		<i>Frec. acum.</i>	
-∞	-.0156	16	(.033)	16	(.033)
-.0156	-.0117	8	(.017)	24	(.050)
-.0117	-.0078	9	(.019)	33	(.068)
-.0078	-.0038	24	(.050)	57	(.118)
-.0038	.0001	197	(.407)	254	(.525)
.0001	.0040	157	(.324)	411	(.849)
.0040	.0079	38	(.079)	449	(.928)
.0079	.0118	15	(.031)	464	(.959)
.0118	.0157	7	(.015)	471	(.973)
.0157	+∞	13	(.269)	484	(1.00)

Normalidad (Jarque-Bera) 11784.33

Histograma para D²

<i>Lím. inferior</i>	<i>Lím. superior</i>	<i>Frecuencia</i>		<i>Frec. acum.</i>	
-∞	-.0258	18	(.033)	18	(.033)
-.0258	-.0197	4	(.008)	22	(.046)
-.0197	-.0135	12	(.025)	34	(.070)
-.0135	-.0074	27	(.056)	61	(.126)
-.0074	-.0013	89	(.184)	150	(.310)
-.0013	.0049	274	(.566)	424	(.876)
.0049	.0110	39	(.081)	463	(.957)
.0110	.0171	9	(.019)	472	(.975)
.0171	.0233	4	(.008)	476	(.984)
.0233	+∞	8	(.017)	484	(1.00)

Normalidad (Jarque-Bera) 115967.0

Histograma para D^3

<i>Lím. inferior</i>	<i>Lím. superior</i>	<i>Frecuencia</i>		<i>Frec. acum.</i>	
$-\infty$	-.0239	16	(.033)	16	(.033)
-.0239	-.0183	7	(.015)	23	(.048)
-.0183	-.0126	7	(.015)	30	(.062)
-.0126	-.0070	31	(.064)	61	(.126)
-.0070	-.0013	91	(.188)	152	(.314)
-.0013	.0043	284	(.587)	436	(.901)
.0043	.0099	32	(.066)	468	(.967)
.0099	.0156	3	(.006)	471	(.973)
.0156	.0212	4	(.008)	475	(.981)
.0212	$+\infty$	9	(.019)	484	(1.00)

Normalidad (Jarque-Bera) 217093.8

Distribución estadística. Matrices de diferencias por celdas netas de transacciones intrasectoriales

Matrices

$$\Delta^1 = A75 - A70$$

$$\Delta^2 = A80 - A70$$

$$\Delta^3 = A80 - A75$$

Estadísticos descriptivos
484 observaciones

<i>Var</i>	<i>Media</i>	<i>Desv. tipo</i>	<i>Simetría</i>	<i>Curtosis</i>	<i>Mín.</i>	<i>Máx.</i>
Δ^1	.4510E-03	.6965E-02	0.699	33.246	-.585E-01	.6717E-01
Δ^2	-.4237E-03	.1268E-01	8.651	149.210	-.532E-01	.2073
Δ^3	-.8748E-03	.1268E-01	6.687	155.010	-.624E-01	.2084

Histograma para Δ^1

<i>Lím. inferior</i>	<i>Lím. superior</i>	<i>Frecuencia</i>		<i>Frec. acum.</i>	
$-\infty$	-.0107	17	(.035)	17	(.035)
-.0107	-.0079	7	(.015)	24	(.050)
-.0079	-.0051	13	(.027)	37	(.076)
-.0051	-.0023	27	(.056)	64	(.132)
-.0023	.0005	239	(.494)	303	(.626)
.0005	.0032	100	(.207)	403	(.833)
.0032	.0060	40	(.083)	443	(.915)
.0060	.0088	14	(.029)	457	(.944)
.0088	.0116	11	(.023)	468	(.967)
.0116	$+\infty$	16	(.033)	484	(1.00)

Normalidad (Jarque-Bera) 4.5404E+005

Histograma para Δ^2

<i>Lím. inferior</i>	<i>Lím. superior</i>	<i>Frecuencia</i>		<i>Frec. acum.</i>	
$-\infty$	-.0207	13	(.027)	13	(.027)
-.0207	-.0156	7	(.015)	20	(.041)
-.0156	-.0106	16	(.033)	36	(.074)
-.0106	-.0055	28	(.058)	64	(.132)
-.0055	-.0004	111	(.229)	175	(.362)
-.0004	.0046	253	(.523)	428	(.884)
.0046	.0097	33	(.682)	461	(.953)
.0097	.0148	11	(.023)	472	(.975)
.0148	.0199	4	(.008)	476	(.984)
.0199	$+\infty$	8	(.017)	484	(1.00)

Normalidad (Jarque-Bera) 18450

Histograma para Δ^3

<i>Lím. inferior</i>	<i>Lím. superior</i>	<i>Frecuencia</i>		<i>Frec. acum.</i>	
$-\infty$	-.0212	12	(.025)	12	(.025)
-.0212	-.0161	4	(.008)	16	(.033)
-.0161	-.0110	12	(.025)	28	(.058)
-.0110	-.0059	28	(.579)	56	(.116)
-.0059	-.0009	100	(.021)	156	(.322)
-.0009	.0042	286	(.591)	442	(.913)
.0042	.0093	27	(.056)	469	(.969)
.0093	.0143	4	(.008)	473	(.977)
.0143	.0194	2	(.004)	475	(.981)
.0194	$+\infty$	9	(.017)	484	(1.00)

Normalidad (Jarque-Bera) 4.8965E+005

6. Bibliografía

- Carter, A. (1970). *Structural Change in the American Economy*, Harvard University Press.
- Chenery, H. y T. Watanabe (1958). "International Comparisons of the Structure of Production", *Econometrica*, vol. 26, núm. 4.
- Craven, J. (1983). "Input-Output Analysis and Technical Change", *Econometrica*, vol. 51, núm. 3.
- Dorfman, R., P. Samuelson y R. Solow (1958). *Linear Programming and Economic Analysis*, The Rand Corporation.
- Forsell, Ö. (1972). "Explaining Changes in Input-Output Coefficients in Finland", en A. Carter y A. Brody (comps.), *Input-Output Techniques*, North-Holland.
- (1989). "The Input-Output Framework for Analysing Transmission of Technical Progress between Industries", *Economic Systems Research*, vol. 1, núm. 4.
- Leontief, W. (1953). *Studies in the Structure of the American Economy*, Oxford University Press.
- Mendenhall, W., R. Sheaffer y D. Wackerly (1986). *Mathematical Statistics with Applications*, PWS Publishers.
- Ostblom, G. (1992). "Parametric and Non-parametric Tests on Technical Change for Sweden", *Economic Systems Research*, vol. 4, núm. 3.
- Simonovits, A. (1975). "A Note on the Underestimation and Overestimation of the Leontief Inverse", *Econometrica*, vol. 43, núm. 3.

- Skolka, J. (1989). "Input-Output Structural Decomposition Analysis for Austria", *Journal of Policy Modelling*, vol. 11, núm. 1.
- Von Neumann, J. (1938). "Über ein Ökonomisches Gleichungssystem und eine Verallgemeinerung des Brouwerschen Fixpunktsatzes", en *Ergebnisse eines Mathematischen Seminars*, traducido al inglés como "A Model of General Economic Equilibrium", *Review of Economic Studies*, vol. 13 (1945).
- West, G. R. (1986). "A Stochastic Analysis of an Input-Output Model", *Econometrica*, vol. 54, núm. 2.