

Cambio estructural en las economías de El Salvador y Guatemala: un enfoque de la teoría de cointegración

Luis René Cáceres y Oscar A. Núñez Sandoval*

I. Introducción

Uno de los temas que más atención ha recibido en las ciencias económicas es el del cambio estructural que ocurre en las economías en vías de desarrollo a medida que aumenta el ingreso per cápita. Numerosos estudios econométricos han demostrado que el crecimiento económico da lugar a un cambio paulatino en la estructura de la producción, en términos de un aumento de la participación del sector manufacturero en el producto interno bruto lo cual ocurre simultáneamente a una disminución de la participación del sector agropecuario (Chenery, 1960). Otros estudios han planteado que la velocidad con que se da este cambio estructural depende del tamaño de los países y de su orientación exportadora (Chenery y Taylor, 1968). Las razones expuestas para esta transformación se fundamentan en el cambio en la estructura de la demanda, que revela una declinación del consumo de bienes alimenticios y un aumento en el de bienes industriales, de acuerdo con el patrón denominado la Ley de Engel.

No obstante los avances en la literatura en este campo, surgen algu-

* Los autores son funcionarios, respectivamente, del Banco Interamericano de Desarrollo y del Banco Centroamericano de Integración Económica

nas interrogantes sobre la validez de las conclusiones presentadas. Una se refiere a la posibilidad de que las series de tiempo utilizadas en los estudios tengan una varianza infinita, es decir, no sean estacionarias, en cuyo caso no es confiable el análisis de regresión (Granger y Newbold, 1974). Otra preocupación que surge está relacionada al hecho de que el cambio estructural observado sea de una naturaleza temporal o transitoria, volviendo posteriormente la economía a su relación de largo plazo o de equilibrio.

En este trabajo se analiza por medio de la metodología de cointegración la existencia de cambio estructural en las economías de El Salvador y Guatemala, utilizando específicamente los casos de las relaciones entre la producción industrial y agropecuaria con el producto interno bruto per cápita. Se analiza empíricamente si existe una relación de equilibrio de largo plazo entre las producciones industrial y agrícola y el ingreso per cápita, utilizando datos anuales del período 1925-1984. La sección siguiente expone brevemente la técnica de cointegración, mientras la sección III presenta los resultados empíricos; el trabajo concluye con una serie de consideraciones finales.

II. La teoría de cointegración y la existencia de cambio estructural en una economía

La teoría de cointegración se puede asociar con la existencia de una relación estable en la trayectoria a largo plazo de dos variables, en la cual sus series de tiempo no divergen persistentemente entre sí, y regresan a sus trayectorias de largo plazo después de ser sometidas a perturbaciones. Si esta asociación existe, se infiere que las variables son cointegradas.

En términos operativos el concepto de cointegración parte de la definición de dos clases de series de tiempo: una, las series cuya media, varianza y autocorrelación temporal son constantes, las cuales se denominan series con propiedades "estacionarias" llamándose series integradas de orden cero, ó $I(0)$. Otra, aquellas series que necesitan que se obtenga su primera diferencia para que adquieran la característica de estacionalidad, y se les llama series integradas de orden uno, o sea $I(1)$. En términos generales, si una serie necesita ser diferenciada d veces para volverse $I(0)$, se le denomina serie integrada de orden d . Las series $I(0)$ muestran una tendencia a regresar a su valor promedio y fluctúan en torno al mismo sin apartarse de él considerablemente. Su función de autocorrelación disminuye rápidamente en la medida que aumentan los rezagos, dando poca ponderación a eventos en el pasado distante y, de esa forma, tienen una "memoria" finita. Por su parte, una serie $I(1)$ osci-

lará ampliamente y raramente retornará a valores previos¹

En términos más formales, se puede dar la siguiente definición de la propiedad de cointegración: considérese a X, Y un par de series de orden 1, entonces, si existe una constante A, tal que Z = X - AY sea de orden cero, se infiere que X y Y son cointegradas y A se denomina el parámetro de cointegración. La expresión X = AY se puede interpretar como una relación de largo plazo o de "equilibrio" y, de esa manera, la variable Z, que refleja el grado en que las variables X y Y se apartan de tal relación, se le conoce como el "error de equilibrio".

Una extensión de la teoría es que si X y Y son I(1) y son cointegradas, entonces existe un mecanismo de "correlación de errores" definido de la siguiente manera:

$$\begin{aligned} \Delta X &= -\sigma_1 Z_{-1} + \sum_{i=1}^n \alpha_i \Delta X_{-i} + \sum_{i=1}^n \beta_i \Delta Y_{-i} + \epsilon_1 \\ \Delta Y &= -\sigma_2 Z_{-1} + \sum_{i=1}^n \delta_i \Delta X_{-i} + \sum_{i=1}^n \theta_i \Delta Y_{-i} + \epsilon_2 \end{aligned} \quad (1)$$

En donde Z = X - AY, y los errores ϵ_1 y ϵ_2 tienen la característica de "ruido blanco".

Granger (1986) y Engle y Granger (1987) han demostrado que si dos variables son cointegradas entonces debe comportarse de acuerdo al modelo de corrección de errores y debe existir una relación de causalidad, en el sentido de Granger, en por lo menos una dirección, dado que una variable sirve para pronosticar el valor de la otra.

La metodología de cointegración se ha aplicado para detectar la existencia de relaciones de largo plazo entre variables macroeconómicas; en este sentido, cabe destacar los estudios efectuados para comprobar la validez de la teoría de la paridad del poder de compra mediante la investigación de la existencia de cointegración entre los precios domésticos y externos, ajustando estos últimos por el tipo de cambio; el análisis de la relación entre el ingreso y consumo de energía per capita; la relación entre la tasa de interés nacional y la tasa de inflación; y las relaciones entre dinero e ingreso; impuestos y gastos público; déficit fiscales, tasa de interés y tasas de cambio.

1. Las referencias clásicas de la teoría de cointegración son Granger (1983), y Engle y Granger (1987). Una completa exposición en castellano se encuentra en Chica Avella (1990).

III. Prueba de cointegración para determinar el cambio estructural

En este trabajo la aplicación de la metodología de cointegración al estudio del cambio estructural radica en detectar si las series de tiempo de la producción industrial y agrícola son cointegradas con la serie del producto interno bruto per cápita. Si se encuentran evidencias de cointegración se puede inferir que existe una asociación estable de largo plazo, entre ambas variables, aunque se presenten períodos en que las variables se separan o acercan, rompiendo temporalmente la asociación de largo plazo; el punto de importancia es que estos "disturbios" no son permanentes y las variables regresan a su trayectoria estable de largo plazo.

A continuación se investiga la hipótesis de cointegración entre la producción industrial y agropecuaria con el ingreso per cápita. En adición, se explora la existencia de cointegración entre los términos de intercambio y el ingreso per cápita. Se han usado datos anuales para El Salvador y Guatemala, por un período relativamente largo de 1925 a 1984 reportados por Bulmer-Thomas (1990).

Siguiendo a Engle y Granger (1987) el análisis se efectúa en tres etapas:

Paso 1: Es necesario conocer si las variables producción industrial y agropecuaria, términos de intercambio e ingreso per cápita de El Salvador y Guatemala son estacionarias. Para este propósito se recurre a la prueba desarrollada por Dickey y Fuller (1979) que en términos generales, para el caso de una variable X_t , requiere la estimación de la ecuación:

$$\Delta X_t = \varnothing X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \Theta_i \Delta X_{t-i} + \epsilon_t \quad (2)$$

En donde el tamaño del rezago p se selecciona para asegurar que ϵ_t es "ruido blanco."²

La hipótesis nula, $H_0: X_t$ es $I(1)$ se rechaza en favor de $H_1: X_t$ es $I(0)$, si se encuentra que \varnothing es negativo y estadísticamente significativo. La prueba se realiza calculando un "estadístico t " igual a la razón del valor del coeficiente \varnothing a su error estándar. Este estadístico es comparado con los

2. Para seleccionar p se usa el criterio del estadístico Q , de Box-Pierce, el cual se calcula con las autocorrelaciones de los residuos y presenta una distribución Chi-cuadrado.

valores críticos computados por Dickey y Fuller (1979), ya que no tiene una distribución t en vista de que la varianza de X es infinita si la hipótesis nula es aceptada.

Los resultados de la estimación de la ecuación (2) para los logaritmos de las variables correspondientes a El Salvador, demuestran que las cuatro variables no son estacionarias, tal como se presenta en el Cuadro 1, en donde se puede observar que en todas las estimaciones el "estadístico t" de θ es inferior al valor crítico de 2.89 a un nivel de 5 por ciento. De esa manera, se infiere que las variables Yes, Yies, Yaes y Ties son I(1), cumpliendo así una condición necesaria para la existencia de cointegración.

En el cuadro 2 se presentan los resultados correspondientes a Gua-

Cuadro 1
Resultado para el caso de el Salvador*

Regresión de Δ YES		Regresión de Δ YIES		Δ YAES		Δ TIES	
Variables Independientes	Coefficientes	Variables Independientes	Coefficientes	Variables Independientes	Coefficientes	Variables Independientes	Coefficientes
Constante	0.230 (0.277)	Constante	0.074 (0.517)	Constante	0.166 (0.622)	Constante	0.610 (1.845)
YES ₋₁	-0.038 (1.20)	YIES ₋₁	-0.003 (0.241)	YAES ₋₁	-0.008 (0.389)	TIES	-0.135 (1.817)
Δ YES ₋₁	-0.303 (2.32)	Δ YIES ₋₁	0.182 (1.361)	Δ YAES ₋₁	-0.483 (3.550)	Δ TIES ₋₁	-0.095 (0.687)
Δ YES ₋₂	0.059 (0.432)	Δ YIES ₋₂	0.132 (0.978)	Δ YAES ₋₂	-0.274 (1.974)	Δ TIES ₋₂	0.007 (0.047)
Δ YES ₋₃	-0.162 (1.23)	Δ YIES ₋₃	-0.188 (1.388)	Δ YAES ₋₃	-0.423 (3.078)	Δ TIES ₋₃	0.062 (0.466)
		Δ YIES ₋₄	0.184 (1.362)	Δ YAES ₋₄	-0.155 (1.169)		
		Δ YIES ₋₅	0.052 (0.369)				
		Δ YIES ₋₆	-0.293 (2.042)				
Grado de Libertad	56		50		54		56
R ²	0.14		0.15		0.27		0.09
Q(21)	11.16		16.50		12.14		16.40

* Las variables se expresan en logaritmos y son las siguientes:
 YES: Producto Interno Bruto Per cápita a precios de 1970
 YIES: Valor Agregado en Manufactura a precios de 1970
 YAES: Valor Agregado en Agricultura a precios de 1970
 TIES: Términos Netos de Intercambio, 1970 = 100

Cadro 2
Resultado para el caso Guatemala

Regresión de ΔYG		Regresión de ΔYIG		ΔYAG		ΔTIG	
Variables Independientes	Coefficientes	Variables Independientes	Coefficientes	Variables Independientes	Coefficientes	Variables Independientes	Coefficientes
Constante	0.278 (1.177)	Constante	0.074 (0.468)	Constante	0.220 (0.819)	Constante	0.533 (1.738)
YG_{-1}	-0.046 (1.129)	YIG_{-1}	0.011 (0.793)	YAG_{-1}	-0.015 (0.692)	TIG_{-1}	-0.121 (1.772)
ΔYG_{-1}	0.249 (1.964)	ΔYIG_{-1}	0.034 (0.279)	ΔYAG_{-1}	0.096 (0.737)	ΔTIG_{-1}	0.079 (0.650)
ΔYG_{-2}	-0.026 (0.202)	ΔYIG_{-2}	-0.133 (1.131)	ΔYAG_{-2}	-0.0815 (0.618)	ΔTIG_{-2}	0.196 (1.635)
ΔYG_{-3}	-0.233 (1.822)	ΔYIG_{-3}	-0.242 (2.008)	ΔYAG_{-3}	-0.158 (1.202)	ΔTIG_{-3}	0.174 (1.425)
						ΔTIG_{-4}	-0.976 (0.828)
Grado de Libertad	56		56		56		54
R^2	0.16		0.09		0.05		0.13
Q(21)	11.90		13.49		27.50		12.27

* Las variables se expresan en logaritmos y son las siguientes:

YG: Producto Interno Bruto Percápita a Precios de 1970

YIG: Valor Agregado en Manufactura a precios de 1970

YAG: Valor Agregado en Agricultura a precios de 1970

TIG: Términos Netos de Intercambio, 1970 = 100

temala, pudiéndose notar que ninguna variable es estacionaria.

Los resultados de los cuadros anteriores permiten aceptar la hipótesis nula, $H_0: X_t$ es $I(1)$, para todas las series de los dos países. De esta manera, se cumple una condición necesaria para continuar con el proceso de la prueba de cointegración.

Paso 2: Usando mínimos cuadrados ordinarios se estima la ecuación de cointegración siguiente:

$$X_t = A + BY_t + \mu_t \quad (3)$$

El resultado de la estimación de la ecuación (3) para El Salvador se reporta a continuación:

Cuadro 3
Ecuación de cointegración para el caso de El Salvador

				\bar{R}^2	D.W.
YIES =	-3.55	+ 2.66	YES	0.92	0.68
	(6.48)	(27.15)			
YAES =	3.40	+ 1.60	YES	0.92	0.40
	(10.08)	(2.65)			
TIES =	0.018	+ 0.797	YES	0.50	0.64
	(0.033)	(8.12)			

Para el caso de Guatemala los resultados son los siguientes:

Cuadro 4
Ecuación de cointegración para el caso de Guatemala

				R^2	D.W.
YIG =	-4.43	+ 2.80	YG	0.81	0.30
	(-4.54)	(16.65)			
YAG =	-1.17	+ 2.41	YG	0.94	0.48
	(2.59)	(31.03)			
TIG =	4.28	+ 0.028	YG	-0.02	0.22
	(4.67)	(0.18)			

Paso 3 Se comprueba que el error μ_t de la ecuación (3) sea estacionario. La existencia de cointegración es aceptada cuando el residuo μ_t tiene la propiedad $I(0)$, es decir que es estacionario. Para este fin se recurre a las siguientes pruebas:

Prueba 1: El estadístico Durbin-Watson de la Regresión de Cointegración (DWRC).

De acuerdo a Sargan y Bhargava (1983), si el estadístico Durbin-Watson de la regresión de cointegración es significativamente mayor que cero, se puede rechazar la hipótesis de que no existe cointegración. La significancia estadística del estadístico Durbin-Watson obtenido al estimar la ecuación (3) se establece utilizando los valores crítico reportados en Engle y Granger (1987), para una muestra de 100 observacio-

nes; si el estadístico DW es mayor que los valores críticos se acepta la existencia de cointegración.

Los valores críticos reportados en Engle y Granger (1987) para el estadístico Durbin-Watson son de 0.511, 0.386 y 0.322 a los niveles de 1%, 5% y 10% respectivamente. De esa manera, para el caso de El Salvador se puede inferir que se acepta la prueba de cointegración a un nivel de 1% en los casos de producción industrial y términos de intercambio con el producto interno bruto, mientras que a un nivel del 5% se acepta la cointegración entre producción agropecuaria e ingreso per cápita.

En el caso de Guatemala se puede notar en el Cuadro 4 que la existencia de cointegración sólo se puede aceptar, y a un nivel de 5%, en el caso de la producción agropecuaria con el ingreso per cápita.

Prueba 2: El estadístico de Dickey-Fuller (DF)

Utilizando la serie de los residuos de la ecuación de regresión (3) se estima una ecuación propuesta por Dickey y Fuller (1979):

$$\Delta\mu_t = \delta\mu_{t-1} + v_t \quad (4)$$

La significancia estadística del parámetro δ se establece usando su "estadístico t", comparándolo con los valores críticos de Engle y Granger (1987). Si el "estadístico t" de δ es mayor que los valores críticos se acepta la hipótesis de existencia de cointegración.

Los resultados para El Salvador y Guatemala se muestran en los Cuadros 5 y 6, respectivamente. Los valores críticos para la significancia de δ son de 4.07, 3.37 y 3.03 a niveles respectivos de 1%, 5% y 10%. Por lo tanto, se puede inferir que para el caso de la producción industrial e ingreso per cápita de El Salvador existe cointegración (a un nivel de significancia estadística del 10%), mientras que a un nivel del 5% se acepta la hipótesis de cointegración para el caso de los términos de intercambio y el ingreso. Además, el estadístico Q de todas las regresiones es menor que el valor crítico de la distribución chi-cuadrado, al 95% de nivel de probabilidad, indicando que no existe autocorrelación de residuos.

Cuadro 5
Regresiones de la prueba de cointegración
para el caso de El Salvador

Variables Independientes	Ecuación de Cointegración YIES = f(YES)		Ecuación de Cointegración YAES = f(YES)		Ecuación de Cointegración TIES = f(YES)	
	Regresiones de $\Delta\mu$		Regresiones de $\Delta\mu$		Regresiones de $\Delta\mu$	
	Coeficientes ^a	Coeficientes	Coeficientes	Coeficientes	Coeficientes ^b	Coeficientes ^b
μ_{t-1}	-0.32 (3.03)	0.109 (0.874)	-0.15 (1.76)	0.016 (0.179)	-0.32 (3.58)	-0.51 (3.59)
$\Delta\mu_{t-1}$		-0.455 (2.733)		-0.505 (-3.24)		0.062 (0.40)
$\Delta\mu_{t-2}$		0.039 (0.279)		0.109 (0.786)		0.240 (1.507)
$\Delta\mu_{t-3}$						0.161 (1.030)
$\Delta\mu_{t-4}$						0.266 (1.801)
$\Delta\mu_{t-5}$						0.289 (1.987)
$\Delta\mu_{t-6}$						0.343 (2.472)
Grado de Libertad	63	59	63	59	63	51
R ²	0.12	0.28	0.04	0.31	0.17	0.21
DW	2.52	1.97	2.82	2.05	2.09	1.99
Q(24)	26.25	14.90	30.78	7.51	20.06	7.57

- a. Se acepta la existencia de cointegración a un nivel de 10 por ciento.
b. Se acepta la existencia de cointegración a un nivel de 5 por ciento.

Como se puede notar en el Cuadro 6, en el caso de Guatemala no se encuentra cointegración entre ninguno de los pares de variables.

Prueba 3: el estadístico de Dickey-Fuller aumentado (DFA)

De nuevo, con los residuos de la regresión (3) se estima una ecuación que incorpora valores rezagados de $\Delta\mu_t$ a fin de asegurar que el error μ_t es ruido blanco y tiene la forma siguiente:

Cuadro 6
Regresiones de la prueba de cointegración
para el caso de Guatemala

Variables Independientes	Ecuación de Cointegración YIG = f(YG)		Ecuación de Cointegración YAG = f(YG)		Ecuación de Cointegración TIG = f(YG)	
	Regresiones de $\Delta\mu$		Regresiones de $\Delta\mu$		Regresiones de $\Delta\mu$	
	Coeficientes	Coeficientes ^a	Coeficientes	Coeficientes ^b	Coeficientes	Coeficientes
μ_{t-1}	-0.14 (2.02)	0.24 (3.17)	-0.24 (2.79)	-0.35 (3.44)	-0.09 (1.63)	-0.171 (2.75)
$\Delta\mu_{t-1}$		0.33 (2.67)		0.37 (3.05)		0.17 (1.41)
$\Delta\mu_{t-2}$		0.18 (1.36)		0.05 (0.41)		0.16 (1.29)
Grado de Libertad	63	59	63	59	63	59
R ²	0.06	0.178	10.6	0.19	0.04	0.10
DW	1.42	1.97	1.44	1.77	1.54	1.98
Q(24)	22.80	10.74	34.50	23.3	12.10	15.80

- a. Se acepta la existencia de cointegración a un nivel de 10 por ciento.
b. Se acepta la existencia de cointegración a un nivel de 5 por ciento.

$$\mu_t = \Phi \mu_{t-1} + \sum_{i=1}^p \tau_i \nabla \mu_{t-1} + w_t$$

Es del caso señalar que Engle y Granger (1987) recomendaron el uso del estadístico DFA como el más apropiado en la prueba de cointegración. En el Cuadro 5 se observa que para El Salvador sólo se encuentra la existencia de cointegración entre las series términos de intercambio e ingreso per cápita. En el cuadro 6 se puede notar que en Guatemala la cointegración es aceptada a un nivel de 10% para el caso de las series producción industrial e ingreso y a un nivel de 5% para la producción agrícola e ingreso.

IV. Modelo de corrección de errores

En la sección anterior se encontró evidencia de que la producción agrícola, industrial y los términos de intercambio de El Salvador son cointegrados con el ingreso per cápita. Asimismo, en el caso de Guatemala se encontró que la producción industrial y agrícola son cointegrados con el ingreso por habitante. Lo anterior indica que debe existir un módulo de corrección de errores para estas variables.

Modelos de corrección de errores fueron estimados para las variables dependientes Δ YES, Δ YIES, Δ YAES Y Δ TIES. Se debe notar que la ecuación para Δ YIES usa el término de error de la ecuación de cointegración de YIES explicada por YES, y viceversa, y que este término de error con un rezago de un año representa la respuesta de la variable dependiente a las desviaciones del equilibrio. Si el término de error no es significativo se deduce que la variable dependiente no se ajusta para corregir las desviaciones del equilibrio.

Los resultados correspondientes a los casos de YIES y YES se presentan en los cuadros 7 y 8. Se puede apreciar que el término de error rezagado es significativo en la ecuación que explica Δ YES y no es significativo cuando Δ YES es la variable dependiente. Esto indica que el ingreso per cápita causa la producción industrial. Otros resultados (otros resultados que no se muestran) indican que existe una relación de causalidad en ambas direcciones entre YIES y YAES, así como consolidación en una dirección de YES a los términos de intercambio.

V. Consideraciones finales

Los resultados anteriores han demostrado, en primer lugar, que todas las series analizadas son integradas de orden uno, lo cual indica que se debe tener mucho cuidado en interpretar los resultados de análisis de regresión usando estas series, ya que los resultados pueden ser espurios.

El análisis de cointegración indica que en El Salvador usando las tres pruebas realizadas se puede inferir que los términos de intercambio y el ingreso per cápita son cointegrados, es decir, mantienen una relación estable de largo plazo o sea que El Salvador es tan vulnerable a las vicisitudes de los términos de intercambio en los años ochenta como lo fue en los años veinte. Además, usando las pruebas basadas en el estadístico Durbin-Watson y el estadístico de Dick-Fuller, se encuentra evidencia de cointegración entre la producción industrial y el ingreso per cápita. Esto indica que no ha ocurrido un "cambio estructural" sino que la relación entre estas dos variables se han mantenido estable a lo largo

Cuadro 7
Modelo de corrección de errores
regresión de Δ YES explicada por Δ YIES

Variables Independientes	Coefficientes	Coefficientes	Coefficientes	Coefficientes
Constante	-0.006 (0.53)	-0.013 (1.09)	-0.018 (1.44)	-0.022 (1.52)
Δ YES ₋₁	-0.476 (3.69)	-0.489 (2.86)	-0.560 (3.12)	-0.652 (3.28)
Δ YES ₋₂		0.006 (0.04)	-0.190 (1.02)	-0.270 (1.39)
Δ YES ₋₃			-0.220 (1.52)	-0.400 (2.09)
Δ YES ₋₄				-0.210 (1.35)
Δ YIES ₋₁	0.511 (4.53)	0.505 (4.33)	0.490 (4.27)	0.504 (4.21)
Δ YIES ₋₂		0.163 (1.24)	0.210 (1.57)	0.230 (1.693)
Δ YIES ₋₃			0.195 (1.47)	0.242 (1.21)
Δ YIES ₋₄				0.168 (1.74)
z ₋₁	-0.199 (1.00)	-0.170 (1.28)	-0.120 (0.77)	-0.065 (0.36)
Grados de Libertad	59	56	53	50
R ²	0.34	0.34	0.36	0.35
Q(21)	20.83	20.30	13.90	14.10

de las 5 décadas analizadas. Además, en base a la prueba del estadístico DW también se nota la existencia de cointegración entre la producción agrícola y el ingreso. Debe señalarse que los estudios de cambio estructural en la literatura han sido de tipo de corte transversal, sin analizar países individuales a lo largo del tiempo.

En el caso de Guatemala se encontró la existencia de cointegración entre la producción industrial y el ingreso per cápita de acuerdo a los estadísticos DW y el de Dick-Fuller aumentado. En base a esta última prueba también se encontró que la producción agrícola y el ingreso son

Cuadro 8
Modelo de corrección de errores
regresión de Δ YIES explicada por Δ YES

Variables Independientes	Coefficientes	Coefficientes	Coefficientes	Coefficientes
Constante	0.035 (2.86)	0.033 (2.44)	0.039 (2.78)	0.032 (1.98)
Δ YIES ₋₁	0.177 (1.34)	0.224 (1.63)	0.231 (1.78)	0.232 (1.73)
Δ YIES ₋₂		0.109 (0.705)	-0.197 (1.31)	0.213 (1.39)
Δ YIES ₋₃			-0.042 (0.28)	0.005 (0.02)
Δ YIES ₋₄				0.174 (1.13)
Δ YES ₋₁	-0.162 (1.066)	-0.366 (1.77)	-0.547 (2.65)	-0.695 (2.51)
Δ YES ₋₂		-0.259 (1.49)	-0.539 (2.51)	-0.607 (2.55)
Δ YES ₋₃			-0.409 (2.44)	-0.540 (2.35)
Δ YES ₋₄				-0.126 (0.69)
z ₋₁	-0.094 (1.82)	-0.033 (2.20)	-0.219 (3.36)	-0.220 (2.89)
Grados de Libertad	59	56	53	50
R ²	0.03	0.04	0.13	0.12
Q(21)	25.35	28.80	29.90	18.20

cointegrados. Estos resultados también dan motivos para dudar de la existencia de un "cambio estructural" en la economía guatemalteca.

Se debe señalar que el aumento de la participación de la industria dentro del PIB se ha explicado en un 50% como consecuencia de la ley de Engel y el otro 50% es causado por la sustitución de importaciones y el crecimiento de las exportaciones de manufacturas (Chenery y Syrquin, 1975). Pareciera entonces que estos dos últimos fenómenos han estado ausentes en las economías de El Salvador y Guatemala, a la vez que el efecto de la ley de Engel, o sea el incremento en la

demanda de manufacturas a medida que aumenta el ingreso, pudo haber sido atendido mediante importaciones. Surge, además, la conclusión que en estos países todavía no ha ocurrido la transición hacia el "crecimiento económico moderno" definido en Chenery y Syrquin (1975, pág. 135), como: "un conjunto de cambios estructurales que han acompañado casi siempre al crecimiento del ingreso per cápita en décadas recientes. La mayoría de estos rasgos ya han sido identificados en la historia de los países industrializados, que Kuznets considera como crecimiento económico moderno".

Los resultados anteriores podrían guardar relación con los de CheneRy y Taylor, quienes encontraron que en las economías pequeñas (en términos de población) y orientadas a la exportación de bienes primarios, el cambio estructural viene relativamente tarde en el proceso de desarrollo. Esto lo ha expresado Yotopoulos y Nugent (1976) en los términos siguientes:

"Al enfatizar las exportaciones primarias los países pequeños orientados a la producción de bienes primarios no sólo tienden a retardar o mitigar el patrón normal de cambio sectorial, sino a revertirlo por cierto período de tiempo... Los países pequeños abiertos al comercio internacional y con dotaciones de factores que les dan ventajas comparativas en el sector primario no son propensos a experimentar el tipo de cambios estructurales asociados normalmente con el desarrollo."

Lo anterior pone de relieve la importancia que el programa de integración económica tiene para los países centroamericanos, como un medio de superar la limitación que impone su reducido tamaño. Los resultados obtenidos en este trabajo muestran la necesidad de profundizar en el análisis de largo plazo de las economías en vías de desarrollo para conocer la invariabilidad de su estructura de producción y de su vulnerabilidad a la economía internacional.

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- Bulmer-Thomas, Victor *The Political Economy of Central America since 1920*, Cambridge University Press, 1987.
- Chenery, H.B., "Patterns of Industrial Growth", *American Economic Review*, Vol. 50, septiembre 1960, pp. 624-654.
- Chenery, H.B. y L.J. Taylor, Development Patterns Among Countries and Over Time", *The Review of Economic and Statistics*, Vol. 50, noviembre 1968, pp. 391-416.
- Chenery, H.B. y Moises Syrquin, *Patterns of Development 1950-1970*, New York, Oxford University Press, 1975.
- Chica Avella, Ricardo, "La Metodología de la cointegración: Presentación y Algunas Aplicaciones", *Desarrollo y sociedad*, No. 25, marzo 1990, pp. 57-85.

- Dickey, D.A., y W.A. Fuller, "Distribution of the Estimators for Autorregressive Time Series with a Unit Root". *Journal of the American Statistical Association* 74 (1979): 427-31.
- Engle, R.F. y C.W.J. Granger. "Co-integración and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing". *Econometría* 55, 1987 pp. 251-76.
- Granger C.W.J., "Co-integrated Variables and Error-Correcting Models", Discussion Paper, 83-13, UCSD, 1983.
- Granger, C.W.J., "Development in the Study of Cointegrated Economic Variables", *Oxford bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 48, No. 3, 1986, pp. 213-227.
- Granger, C.W.J., y P. Newbold, "Spurious regressions in econometrics", *Journal of econometrics*, Vol. 2, 1974, pp. 111-120.
- Sargan, J.D., y A. Bhargava, "Testing Residuals from Least Squares regression for Being generated by the Gaussian, Random Walk", *Econometría*, 51, 1983, pp. 153-174.
- Yotopoulos Pau a. y Jeffrey b. Nugent, *Economics of development*, New York, Harper and row, 1976.

