



Factores productivos y crecimiento económico: Una función de producción para América Latina*

Dr. Roberto Contreras
Departamento de Economía, Recursos Naturales y Comercio Internacional
Dr. © Leonardo Gatica
Departamento de Economía, Recursos Naturales y Comercio Internacional
Programa de Estudio de Políticas Públicas
Facultad de Administración y Economía
Universidad Tecnológica Metropolitana, Santiago, Chile.

■ Resumen

Empleamos un modelo de datos de panel para investigar los determinantes y la relación causal existente entre los factores productivos y el crecimiento económico en una función de producción que incluye la fuerza de trabajo y el stock de capital para 12 países de América Latina, para el período comprendido entre 1960 y 2001, en donde subdividimos el tiempo en 7 períodos de 6 años cada uno para analizar los cambios de estado y la relevancia que tienen los factores en cada uno de esos períodos. Además, determinamos un modelo a través de coeficientes aleatorios con mínimos cuadrados generalizados, que nos permite observar las diferencias que se dan entre países. Encontramos que el valor de los parámetros es altamente sensible al método utilizado para su determinación. Utilizar un método inapropiado, nos lleva a sobrestimar el trabajo y subestimar el capital.

■ Abstract

We use a model of panel data to investigate the determinants and causal relationships

among the productive factors and economic growth in a production function including the labour force and capital stocks for 12 Latin American countries, during the period 1960-2001, in which we divide the time in 7 periods of 6 years each to analyze the state changes and the relevance of the factors for each period. Also, we determine a random coefficients model, allowing us to observe differences among countries. We find that the values of the estimated parameters are highly sensitive to the method used. Thus, not using the appropriate method may lead us to overestimate the effect of labour and underestimate that of capital.

Palabras Claves: Crecimiento Económico, Factores Productivos, Función de Producción.

Clasificación JEL: C22; Q43

Es considerable el debate en torno a las causas del crecimiento económico y el rol de los factores productivos como determinantes de este crecimiento, en este sentido, el crecimiento de largo plazo depende de la productividad y la velocidad a la cual pueda crecer el capital en la

* Deseamos agradecer los valiosos comentarios y sugerencias de Nikolaos Georgantzis, Roberto Pasten, Luis Valenzuela y a los participantes del XXV Encuentro Nacional de Facultades de Administración y Economía ENEFA 2009, realizado en la Universidad Católica del Norte, Antofagasta en noviembre de 2009. No obstante, todos los errores u omisiones son de exclusiva responsabilidad nuestra. Para correspondencia escribir a e-mails: roberto.contreras@utem.cl; lgatica@utem.cl.

economía. Las disparidades del crecimiento económico a nivel mundial durante el siglo XX son evidentes, siendo el crecimiento de América Latina decepcionante.

El impacto de la Gran Depresión de los años 30 sobre la economía regional fue tan severo que produjo un cambio completo en el patrón de desarrollo: el “desarrollo orientado hacia adentro” reemplazó al “desarrollo orientado hacia afuera”. La industrialización pasó a ser considerada la fórmula para desarrollar la economía nacional, transformándose en el motor del crecimiento y la industrialización basada en la sustitución de importaciones (ISI) marcó la primera etapa de este nuevo proceso de desarrollo; Meller (1996).

Debido a la reacción relativamente lenta del sector privado y a la percepción generalizada de que grandes industrias básicas en sectores claves de insumos energéticos e intermedios eran un prerrequisito para el éxito de una ISI, el Estado comenzó a adquirir un papel de creciente importancia en el proceso económico.

Los países latinoamericanos parecían haber decidido reducir su dependencia del sector externo. Una de las consecuencias de este proceso fue el cambio gradual del papel de los gobiernos en la esfera macroeconómica, desde el liberalismo al restriccionismo, y desde el restriccionismo al intervencionismo. Durante los años 60, se empieza a criticar la estrategia de ISI existiendo signos generalizados de ineficiencia en la industria regional. La estrategia aplicada no había logrado independizar a las economías internas del sector externo.

Paus (2004) analiza el crecimiento de la productividad en América Latina, poniendo énfasis en los límites de las reformas neoliberales, argumentando que el

crecimiento de la productividad es el resultado de una multitud de factores y que las reformas neoliberales son sólo uno de estos elementos, siendo el más importante el acceso al cambio tecnológico, que se manifiesta a través de varias formas, como nuevas maneras de organizar la producción, nuevos procesos de distribución, nueva maquinaria usada en los procesos productivos y nuevos bienes finales e intermedios. Así, mientras la adopción de reformas de apertura de mercados a mediados de los 80 mejoran los ratios de crecimiento económico en la mayor parte de los 90, el crecimiento no fue lo suficientemente alto para mejorar los estándares de vida de la mayor parte de la población, encontrando diferencias sustanciales en la región: mientras países como Chile, Argentina, Uruguay, República Dominicana, Perú y Barbados mostraron un positivo factor de productividad total, para otros países éste fue negativo.

De Gregorio (1992) analiza el crecimiento económico en América Latina durante el período de 1950 a 1985, encontrando que el crecimiento ha sido más alto en aquellos países donde la participación de la industria y exportaciones han tenido un aumento mayor y donde el cambio en la participación de la agricultura ha disminuido. La participación del trabajo es cercana al 50% de la renta, lo cual es sustancialmente más bajo que los países desarrollados. La inversión es uno de los determinantes más importantes del crecimiento, siendo la inversión extranjera más eficiente que la inversión doméstica. El capital humano también tiene un efecto positivo sobre el crecimiento, mientras el nivel de inflación y el consumo del gobierno tienen un efecto negativo.

El trabajo continúa de la siguiente forma. En la sección 2 se realiza una definición de las variables y una descripción de los datos. La

sección 3 la dividimos en dos partes, en la 3.1 realizamos un análisis teórico sobre la función de producción y el modelo econométrico, mientras en la sección 3.2 se realizan las estimaciones empíricas a través de 4 formas diferentes: partimos obteniendo indicadores a través de un modelo de coeficientes aleatorios, luego estimamos a través de datos de panel con efectos fijos y con efectos aleatorios y terminamos con errores estándar corregidos para panel. Finalmente en la sección 4 se presentan las principales conclusiones.

■ 2. Definición de Variables y descripción de datos

En nuestro trabajo utilizaremos una muestra de países similar a la empleada por De Gregorio (1992) que incluye: Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Ecuador, Guatemala, México, Perú, Uruguay, Venezuela RB, con el objeto de analizar y comparar el cambio en la productividad y la importancia de los factores trabajo y capital como determinantes del crecimiento económico. Estos 12 países contribuyen con más del 93% del producto interno bruto real (GDPR) en la región que comprende América Latina y el Caribe. Emplearemos datos anuales para el GDPR, la fuerza de trabajo (L) y el stock de capital (K) que fueron obtenidos de World Development Indicator (WDI, 2003). La muestra está fuertemente balanceada y cubre el período de 1960-2001, expresando todas las variables en logaritmos naturales.

En nuestro esquema multivariable, el stock de capital es una variable independiente. Sin embargo, los datos sobre el stock de capital no resultan fáciles de determinar. Similar problema ha sido enfrentado por otros

investigadores (Paul and Bhattacharya, 2004; Beaundreau, 2005; Thompson, 2006 and Sari and Soytaş, 2007) y aunque una medida exacta del stock de capital no está disponible, la formación bruta de capital, la formación bruta de capital fijo o el nivel de inversión pueden ser utilizados como una aproximación del stock de capital (Sharma and Dhakal, 1994; Nourzad, 2000 and Paul and Bhattacharya, 2004). Desde esta misma perspectiva Lee (2005); Lee y Chang (2008); Huang y otros (2007); optan por utilizar la formación bruta de capital¹, mientras Apergis y Payne (2009) utilizan la formación bruta de capital fijo. Nosotros hemos decidido utilizar el primero debido a la mayor disponibilidad de datos, especialmente relevante en el caso de Brasil.

■ 3. Análisis teórico y resultados empíricos

3.1 Análisis teórico

Entre los temas más importantes mencionados habitualmente en materia de política económica se encuentran el crecimiento de la producción y el empleo. Así, desde el punto de vista de la oferta o función de producción agregada donde el nivel de output o producto total depende de los factores productivos que son técnicamente factibles para la obtención de un bien o conjunto de bienes. Estudios recientes sobre la teoría tradicional de crecimiento económico han centrado su análisis en el consumo de energía que han introducido como un factor de producción en la función de producción agregada sin considerar o dando muy poca atención al capital y el trabajo (Stern, 1997; Pokrovski, 2003, Thompson, 2006) y consecuentemente, la producción es determinada por el uso de energía, el stock de capital y el trabajo.

1 Mientras la formación bruta de capital es una variable flujo, el stock de capital es una variable stock, así el uso de la formación bruta de capital podría parecer inapropiado, pero debido a la dificultad para estimar el stock de capital resulta necesario buscar aproximaciones de la variable.

Nosotros consideramos la siguiente función de producción agregada:

$$Y = f(K, L) \quad (1)$$

Y, es el output agregado o GDPR; K y L representan el stock de capital en términos reales y la fuerza de trabajo, respectivamente, siendo Y el nivel de producción técnicamente eficiente. Asumimos una función de producción tipo Cobb-Douglas de la siguiente forma:

$$Y = A (K)^{\alpha} (L)^{\beta} (e)^{\varepsilon} \quad (2)$$

En este caso, α y β son fracciones positivas, donde los rendimientos de escala no necesariamente son constantes, pudiendo β ser o no igual a $(1-\alpha)$, mientras A representa el estado de la tecnología, el que está ligado a la eficiencia en la producción². Hemos introducido la perturbación aleatoria (ε) a través de una función exponencial ($e=2,7182$). Las principales características de esta función de producción es que es homogénea de grado $(\alpha+\beta)$ y donde sus isocuantas tienen pendiente negativa que son estrictamente convexas para valores positivos de K y L. Habitualmente suponen que $\alpha+\beta=1$, lo que implica rendimientos constantes de escala. Así el producto se obtiene de la combinación de tecnología (A), capital (K) y trabajo (L)

El modelo anterior no es un modelo lineal, pero es fácilmente linealizable, aplicando logaritmos naturales, así tras aplicar logaritmos naturales en ambos lados de la ecuación (2), podemos llegar a la siguiente expresión:

$$\ln(Y) = \ln(A) + \alpha \ln(K) + \beta \ln(L) + \varepsilon \quad (3)$$

Donde LN (Y) representa el logaritmo natural del GDPR, LN(A) representa el logaritmo natural de la productividad, LN(K) el logaritmo natural del stock de capital y LN(L) el logaritmo natural de la fuerza de trabajo, mientras α y β son los parámetros a ser estimados y en los cuales centraremos nuestro análisis. Además, estos coeficientes sobre las variables independientes corresponden a las elasticidades producción/capital y producción/trabajo. Finalmente la especificación del modelo econométrico viene dado por:

$$\ln(Y_{it}) = \ln(A_{it}) + \alpha \ln(K_{it}) + \beta \ln(L_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

Donde "i" identifica a cada país considerado en la muestra, "t" representa el período (año) y " ε_{it} " representa el componente de error.

3.2 Resultados Empíricos

La tabla 1 reporta los resultados empíricos obtenidos aplicando el Modelo de Coeficientes Aleatorios con Mínimos Cuadrados Generalizados (GLS) para estimar la ecuación (4). A pesar de la diversidad de los resultados es posible observar que tanto la constante³ como los parámetros α y β presentan el signo esperado y la magnitud de α y β en la mayoría de los casos es razonablemente cercana a la unidad⁴ (1.22 para la ecuación global).

De los resultados observados se puede concluir que existen rendimientos de escala creciente para la mayor parte de los países considerados excluyendo Perú y Venezuela, mientras Argentina, Chile Ecuador y Uruguay son los que presentan los mayores rendimientos de escala, cercanos a 1.5.

2 Para nuestros fines puede ser considerado una aproximación de la productividad.

3 La constante que representa el estado de la tecnología, esperamos que presente valores positivos para todos los países, sin embargo, esto no se observa en los casos de Argentina y Ecuador, lo que puede ser considerado una regresión tecnológica.

4 Alejándose en casi medio punto en los casos de Argentina, Chile, Ecuador y Uruguay.

Por otra parte, la elasticidad de la producción respecto al capital es relativamente alta (sobre 0.5) en los casos de Brasil y Ecuador, siguiéndoles México y Argentina con 0,39 y 0.38, respectivamente, y relativamente baja en los casos de Perú, Bolivia, Venezuela y Chile con valores de 0.12, 0.21, 0.24 y 0.26, respectivamente. A su vez la elasticidad de la producción respecto al trabajo es relativamente alta en los casos de Uruguay, Chile y Argentina con valores sobre la unidad y relativamente baja en los casos de Venezuela y Brasil con valores de 0.54 y 0.67, respectivamente.

Así la estimación realizada a través de coeficientes aleatorios para el caso general queda establecida de la siguiente forma⁵:

$$LN(Y_{it}) = 3.08 + 0.33 LN(K_{it}) + 0.89 LN(L_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

Para el año 2001⁶ el logaritmo natural de ambos factores productivos asciende a 19.11 y 26.68, que tras ser multiplicados por alfa (0,33) y beta (0,89), respectivamente, nos queda 17.01 y 8.81, ambos valores sumados a la constante nos da (28.89), que debemos comparar con el valor observado que asciende a 28.25, siendo el error de 0.64.

TABLA 1: COEFICIENTES ALEATORIOS (GLS)				
País	LN (A)	(α)	(β)	($\alpha+\beta$)
Global	3.08 (2.33)	0.33 (7.55)	0.89 (12.81)	1.22
Argentina	-1.07 (-1.83)	0.38 (13.86)	1.10 (26.37)	1.48
Bolivia	6.33 (7.63)	0.21 (5.08)	0.80 (16.28)	1.01
Brazil	0.96 (2.11)	0.55 (14.70)	0.67 (10.76)	1.22
Chile	0.54 (0.07)	0.26 (7.93)	1.20 (15.88)	1.46
Colombia	2.81 (6.25)	0.35 (7.51)	0.85 (13.71)	1.2
Costa Rica	5.62 (21.71)	0.35 (9.64)	0.71 (12.82)	1.06
Ecuador	-3.03 (-4.28)	0.52 (11.80)	1.00 (0.00)	1.52
Guatemala	2.93 (5.95)	0.32 (8.03)	0.90 (15.04)	1.22
Mexico	1.54 (2.49)	0.39 (6.60)	0.87 (8.48)	1.26
Peru	9.82 (7.47)	0.12 (1.81)	0.76 (11.77)	0.88
Uruguay	0.74 (0.15)	0.25 (16.83)	1.28 (27.78)	1.53
Venezuela, RB	10.89 (21.21)	0.24 (9.48)	0.54 (26.92)	0.78

5 Es posible obtener una ecuación para cada país reemplazando los valores obtenidos de la constante y de los coeficientes a y b.

6 La fuerza de trabajo del conjunto de países fue de 198,942,986; mientras el stock de capital en dólares de 1995 ascendió a 387,059,019,793 en el año 2001.

Cuando no se dispone de todas las variables de influencia, entonces los residuos no son independientes de las observaciones por lo que mínimos cuadrados ordinarios estarían sesgados. Para solucionarlo se han propuesto modelos alternativos a la regresión agrupada mediante el anidamiento de los datos: el de efectos fijos y el de efectos aleatorios.

La Tabla 2 reporta los resultados empíricos aplicando técnica de datos de panel⁷ con efectos fijos y efectos aleatorios. Para trabajar con los datos dividiremos el tiempo total en 7 períodos de 6 años cada uno, así nos encontramos con el caso de datos de panel en que el número de individuos es relativamente grande, mientras los períodos de tiempo son relativamente pequeños.

El modelo de efectos fijos es un enfoque razonable cuando las diferencias entre unidades se pueden interpretar como un desplazamiento paramétrico de la función de regresión, en otros contextos puede ser más apropiado interpretar los términos constantes específicos de la unidad, como distribuidos aleatoriamente entre las unidades de la sección cruzada. Así, mientras el modelo de efectos fijos supone que las diferencias pueden captarse en el término constante, en el modelo de efectos aleatorios estas diferencias pueden captarse en el término de error⁸.

Se ha incluido el contraste de efectos aleatorios de Breusch y Pagan, que consiste

en un contraste del multiplicador de Lagrange, que ha reportado un p-value significativo en cada regresión. Esto nos indica que los efectos aleatorios son relevantes y por tanto es preferible usar la estimación de efectos aleatorios versus la regresión agrupada⁹ (pooled).

Dado que tanto el modelo de efectos fijos como el de efectos aleatorios¹⁰ resultan ser más apropiados que el modelo agrupado, es necesario optar por uno de estos dos modelos. Para esto hemos utilizado el contraste de Hausman que permite detectar la posible correlación entre el componente de error y las variables explicativas. Por otra parte, dado que el modelo de efectos aleatorios supone que esta correlación es cero, Hausman demostró que la diferencia entre los coeficientes de efectos fijos y aleatorios puede ser usada para probar la hipótesis nula de que los errores y las variables explicativas no están correlacionados. Así entonces, la hipótesis nula del test de Hausman es que los estimadores de efectos aleatorios y efectos fijos no difieren sustancialmente al rechazar la hipótesis nula. La conclusión entonces es que el modelo de efectos fijos es más conveniente que el de efectos aleatorios.

Para los primeros dos períodos (60-65 y 66-71) y para el cuarto período (78-83) se rechaza la hipótesis nula y por tanto es preferible el modelo de efectos fijos al de efectos aleatorios, mientras que para el quinto período (84-89) no se rechaza y por

7 Cuando tenemos información para un individuo ($i=1$) y el número de períodos de tiempo (T) es grande corresponde al conocido caso de series temporales, mientras que cuando el número de individuos (i) es grande y contamos con información para un período de tiempo ($T=1$), corresponde a datos de corte transversal. Los métodos de estimación de datos de panel corresponden al caso en que se combinan series temporales con datos de corte transversal.

8 Explicaciones más detalladas de cada tipo de modelo se pueden encontrar en *Métodos de Econometría* de Johnston y Dinardo o *Análisis Econométrico* de Greene.

9 Tanto las pruebas de Breusch y Pagan para efectos aleatorios, como la prueba F de significancia de los efectos fijos (no incluido en la tabla), nos indican que tanto el modelo de efectos aleatorios como el de efectos fijos en todas las regresiones corridas son mejores que el modelo agrupado.

10 El modelo de efectos aleatorios tiene un cierto atractivo desde el punto de vista intuitivo, debido a que se pierden menos grados de libertad al no estimar tantas dummies y por tanto podría resultar más eficiente y preferible que el modelo de efectos fijos.

tanto es preferible el modelo de efectos aleatorios; en los otros períodos el p-value,

resultó ser negativo y por tanto los datos no reúnen las suposiciones asintóticas de la prueba.

TABLA 2: DATOS DE PANEL

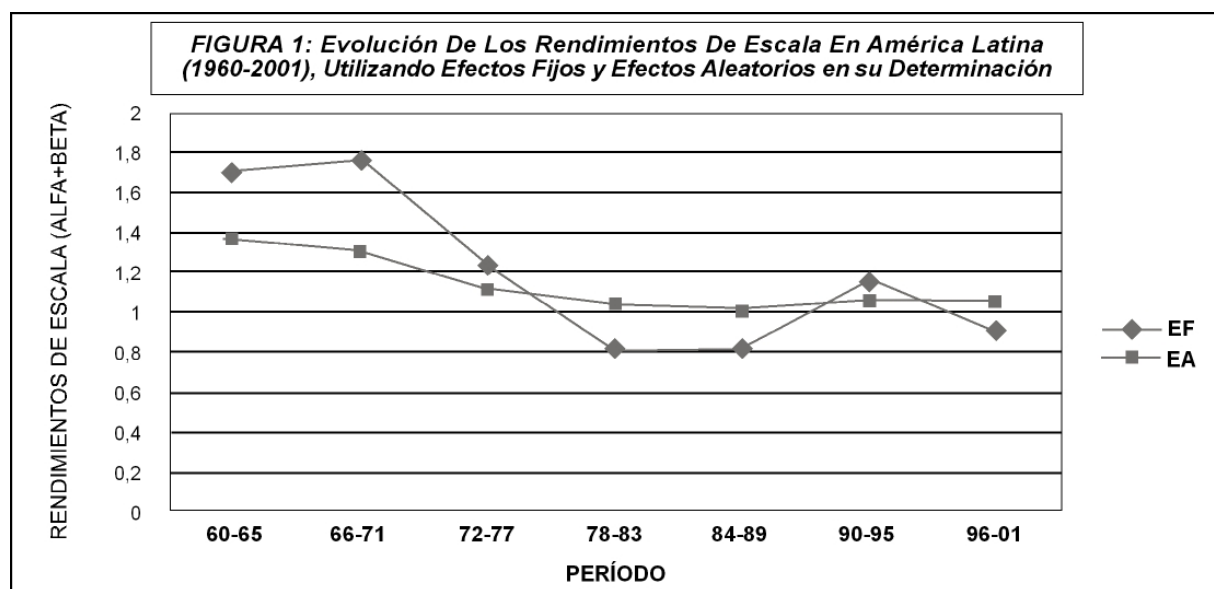
PERIODO	EFECTOS FIJOS			EFECTOS ALEATORIOS		
1960-1965	LN (A)	(a)	(b)	LN (A)	(a)	(b)
	-2.81	0.15	1.55	1.77	0.20	1.16
	(-2.52)	(5.05)	(16.96)	(1.66)	(5.29)	(12.64)
	R ² Breusch y Pagan Hausman			R ² Breusch y Pagan Hausman		
0.91			0.90			
$(x^2) = 141 (P=0)$						
$(x^2) = 170.37 (P=0)$						
1966-1971	LN (A)	(a)	(b)	LN (A)	(a)	(b)
	-3.70	0.12	1.65	2.94	0.18	1.13
	(-2.40)	(3.99)	(13.90)	(2.43)	(4.71)	(11.32)
	R ² Breusch y Pagan Hausman			R ² Breusch y Pagan Hausman		
0.87			0.84			
$(x^2) = 116.63 (P=0)$						
$(x^2) = 47.01 (P=0)$						
1972-1977	LN (A)	(a)	(b)	LN (A)	(a)	(b)
	4.00	0.19	1.04	5.51	0.23	0.88
	(2.45)	(5.11)	(7.78)	(5.48)	(5.29)	(12.64)
	R ² Breusch y Pagan Hausman			R ² Breusch y Pagan Hausman		
0.81			0.80			
$(x^2) = 127.81 (P=0)$						
$(x^2) = -3.23 ((x^2) < 0)$						
1978-1983	LN (A)	(a)	(b)	LN (A)	(a)	(b)
	10.23	0.20	0.62	6.65	0.23	0.80
	(6.57)	(5.05)	(16.96)	(7.45)	(12.26)	(15.04)
	R ² Breusch y Pagan Hausman			R ² Breusch y Pagan Hausman		
0.67			0.67			
$(x^2) = 75.43 (P=0)$						
$(x^2) = 6.43 (P=0.04)$						
1984-1989	LN (A)	(a)	(b)	LN (A)	(a)	(b)
	9.96	0.25	0.57	6.59	0.30	0.70
	(7.85)	(8.32)	(6.05)	(8.36)	(8.04)	(9.80)
	R ² Breusch y Pagan Hausman			R ² Breusch y Pagan Hausman		
0.79			0.78			
$(x^2) = 80.65 (P=0)$						
$(x^2) = 3.64 (P=0.16)$						
1990-1995	LN (A)	(a)	(b)	LN (A)	(a)	(b)
	4.97	0.22	0.93	6.04	0.28	0.77
	(3.50)	(8.96)	(8.41)	(7.83)	(9.08)	(11.44)
	R ² Breusch y Pagan Hausman			R ² Breusch y Pagan Hausman		
0.89			0.88			
$(x^2) = 38.51 (P=0)$						
$(x^2) = -4.38 ((x^2) < 0)$						
1996-2001	LN (A)	(a)	(b)	LN (A)	(a)	(b)
	9.26	0.14	0.77	6.73	0.22	0.82
	(6.35)	(6.15)	(8.83)	(7.40)	(6.38)	(12.67)
	R ² Breusch y Pagan Hausman			R ² Breusch y Pagan Hausman		
0.68			0.66			
$(x^2) = 38.28 (P=0)$						
$(x^2) = -2.51 ((x^2) < 0)$						

En el término constante se observa una tendencia creciente; alcanzó un máximo en los período (78-83; 84-89), independiente del método escogido, no obstante, en el modelo de efectos fijos se parte con constantes negativas, pero crece mucho más rápido que en el modelo de efectos aleatorios, por contrapartida el modelo de efectos aleatorios presenta valores positivos de la constante en todos los períodos que van desde 1.77 a 6.73.

La elasticidad producción/trabajo presenta valores iniciales superiores a la unidad con una clara tendencia a la baja mostrando signos de estabilizarse en torno a un valor cercano a 0.8; en contrapartida, la elasticidad producción/capital tiende a formar una parábola alcanzando la cima en el período (84-89), independiente del método elegido.

Los valores de alfa van desde 0.12 a 0.25 cuando se estima con efectos fijos y de 0.18 a 0.30 cuando se utiliza el método de efectos aleatorios.

En la figura 1, donde se han graficado los rendimientos de escala reportados en la tabla 2 para el modelo de efectos fijos y efectos aleatorios, se puede observar una clara tendencia a la baja de éstos, independientemente del método utilizado, ya sea a través de efectos fijos, como a través de efectos aleatorios. Al inicio se aprecia la existencia de rendimientos de escala crecientes, mientras en los últimos período se observa un una evolución a la baja, tendiendo a estabilizarse en torno a la unidad, lo que representa rendimientos de escala constantes.



No obstante los resultados obtenidos, bajo los dos tipos de modelos de datos de panel con efectos fijos y efectos aleatorios, llama la atención el bajo valor obtenido en alfa, el que no supera el 30%, muy lejano, respecto a otros estudios en donde se han determinado valores cercanos a 0,5. Nos ha llamado la atención el hecho de que en 3 períodos de tiempo los datos no reúnan las suposiciones asintóticas de la prueba del test de Hausman, esto nos sugiere posibles problemas de autocorrelación de los residuos y heteroscedasticidad. Además, evaluaremos la significancia de incorporar variables temporales que capturen eventos comunes para todos los países. Agregando efectos temporales a la ecuación (4), su nueva especificación queda de la siguiente forma:

$$\ln(Y_{it}) = \ln(A_i) + \ln(h_t) + \alpha \ln(K_{it}) + \beta \ln(L_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

Donde (h_t) representa un vector de variables dicotómicas para cada año. Estas variables permiten identificar aquellos eventos a los que fueron sometidos todos los países, tales

como una fuerte recesión o una fuerte expansión que reflejan una posible tendencia de las series.

Tras analizar la incorporación de esta variable, hemos determinado que resulta significativa¹¹ solo en dos períodos de tiempo (1960-1965) y (1990-1995).

Aún cuando hemos modelado la heterogeneidad temporal y espacial, la ecuación (6), podría estar mal especificada en otros aspectos tales como autocorrelación y heteroscedasticidad.

Utilizaremos el método de Wooldridge (2002) para detectar problemas de autocorrelación, esta es una prueba muy flexible basada en supuestos mínimos, donde la hipótesis nula es que no existe autocorrelación¹², por tanto, al rechazar la prueba se puede concluir que esta si existe. Para detectar problemas de heteroscedasticidad utilizaremos la prueba modificada de Wald que es más potente que la prueba de Breusch y Pagan, dado que esta no es sensible a la normalidad de los errores¹³.

TABLA 3: DETECTANDO AUTOCORRELACIÓN Y HETEROSCEDASTICIDAD

PERIODO	AUTOCORRELACIÓN TEST DE WOOLDRIDGE	HETEROSCEDASTICIDAD TEST MODIFICADO DE WALD
1960-1965	F (1, 11) = 9.70 (P=0.0098)	$(x^2) = 275.73$ (P=0)
1966-1971	F (1, 11) = 9.25 (P=0.011)	$(x^2) = 3153.28$ (P=0)
1972-1977	F (1, 11) = 62.04 (P=0.001)	$(x^2) = 12439.99$ (P=0)
1978-1983	F (1, 11) = 22.25 (P=0.000)	$(x^2) = 183.30$ (P=0)
1984-1989	F (1, 11) = 4.78 (P=0.051)	$(x^2) = 158.36$ (P=0)
1990-1995	F (1, 11) = 19.70 (P=0.001)	$(x^2) = 157.46$ (P=0)
1996-2001	F (1, 11) = 154.77 (P=0.000)	$(x^2) = 2403.97$ (P=0)

11 Hemos introducido la variable tanto en el modelo de efectos fijos, como en el modelo con errores estándar corregidos para panel (PCSE), en ambos casos el resultado fue similar.

12 Entre los supuestos Gauss-Markov, los estimadores mínimos cuadrados ordinarios son los mejores estimadores lineales insesgados (MELI), siempre que los errores sean independientes entre sí y se distribuyan idénticamente con varianzas constante, sin embargo, con frecuencia estas condiciones no se dan en datos de panel. Al rechazar la prueba se puede concluir que esta si existe

13 Para un mayor análisis consultar Greene (2000), *Econometric Analysis*.

De acuerdo a los valores observados para el Test de Wooldridge se puede concluir que se rechaza la hipótesis nula de no autocorrelación de los residuos. Debido a estos problemas encontrados habitualmente en este tipo de funciones, algunos autores señalan que no es posible encontrar una adecuada especificación para las funciones de producción agregada.

Por otra parte el test modificado de Wald nos indica que podemos rechazar la hipótesis nula de varianza constante y por tanto debemos enfrentar el problema de la heteroscedasticidad.

Entre los métodos mencionados para solucionar dichos problemas en datos de panel se mencionan estimadores de mínimos cuadrados generalizados factibles (FGLS) y errores estándar corregidos para panel (PCSE¹⁴). En nuestro caso para solucionar los problemas de autocorrelación y heteroscedasticidad que hemos detectado, decidimos utilizar el modelo de Errores Estándar Corregidos para Panel con término autorregresivo (ρ) de grado 1 o AR(1), donde:

$$(\varepsilon_{it}) = \rho \varepsilon_{i,t-1} + u_{it} \quad (7)$$

Los coeficientes determinados se pueden apreciar en la siguiente tabla:

TABLA 4: ERRORES ESTÁNDAR CORREGIDOS PARA PANEL						
1960-1965	LN (A) -24.84 (-3.61)	LN(η_t) 0.015 (4.29)	(α) 0.59 (6.32)	(β) 0.36 (3.14)	($\alpha+\beta$) 0.95	R² 0.99
1966-1971	LN (A) 4.68 (10.75)	LN(η_t) -	(α) 0.71 (8.54)	(β) 0.22 (2.1)	($\alpha+\beta$) 0.93	R² 0.99
1972-1977	LN (A) 5.10 (14.25)	LN(η_t) -	(α) 0.49 (4.43)	(β) 0.53 (5.48)	($\alpha+\beta$) 1.02	R² 0.99
1978-1983	LN (A) 5.08 (19.23)	LN(η_t) 0.20 (5.05)	(α) 0.45 (6.34)	(β) 0.58 (6.38)	($\alpha+\beta$) 1.03	R² 0.99
1984-1989	LN (A) 4.66 (20.97)	LN(η_t) -	(α) 0.74 (10.83)	(β) 0.20 (2.26)	($\alpha+\beta$) 0.94	R² 0.99
1990-1995	LN (A) 58.31 (2.92)	LN(η_t) -0.03 (-2.68)	(α) 0.73 (9.12)	(β) 0.23 (2.44)	($\alpha+\beta$) 0.96	R² 0.99
1996-2001	LN (A) 4.20 (9.16)	LN(η_t) -	(α) 0.75 (10.36)	(β) 0.20 (2.37)	($\alpha+\beta$) 0.95	R² 0.99

Se puede apreciar que LN(A) que representa el estado de la tecnología presenta un valor negativo para el periodo 1960-1965, a partir del cual se inicia la reversión de la política

de sustitución de importaciones que acarrea un cierto grado de desindustrialización, esto implica un nivel de regresión respecto al estado tecnológico,

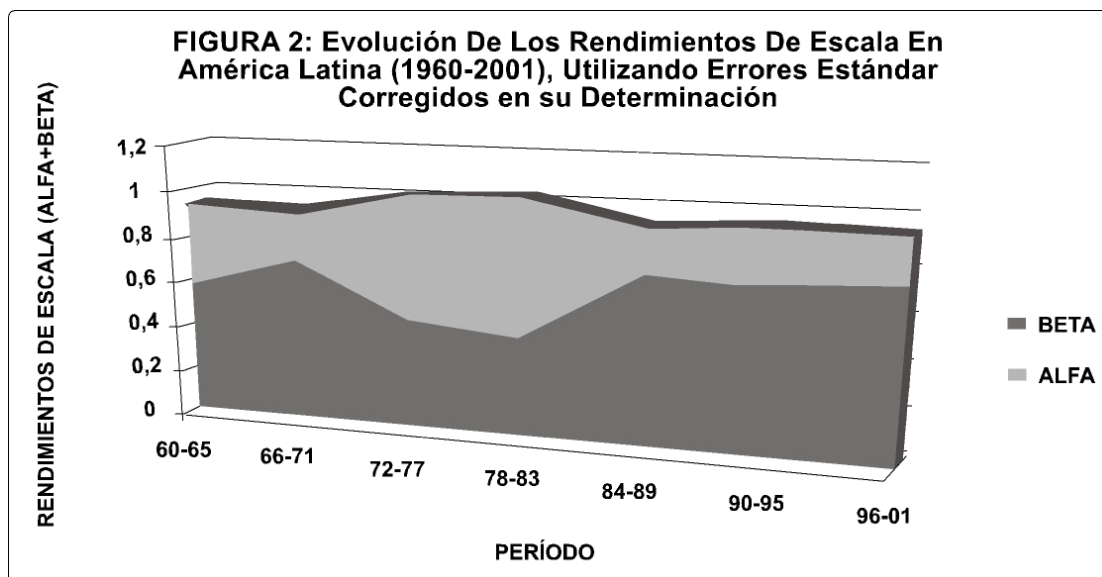
14 Panel Corrected Standard Errors.

a partir de ese momento se observan valores positivos, siendo el más alto el del período 90-95 considerado el período de recuperación para la mayoría de las economías de América Latina. También se observan efectos temporales positivos en el período 60-65 y efectos temporales negativos en el período 90-95.

Respecto a la elasticidad renta/capital y renta/trabajo se observar un cambio significativo siendo más importante el

capital en la mayor parte de los períodos considerados y una fuerte disminución de la elasticidad renta/trabajo cuando estimamos los coeficientes con errores estándar corregidos para panel en comparación con efectos fijos y efectos aleatorios.

De acuerdo a lo anterior podemos concluir que el valor estimado de los parámetros es altamente sensible al método de estimación utilizado.



La suma de los valores de los parámetros que representa los rendimientos de escala, muestran que estos son mucho más estables y cercanos a la unidad que en los casos anteriores, habitualmente se suponen rendimientos de escala constante dado que esto se da en el caso de mercados perfectamente competitivos, oscilando entre 0.93 y 1.03.

La elasticidad de la renta respecto al capital oscila entre 0.45 y 0.75, mientras la elasticidad de la renta respecto al trabajo oscila

entre 0.2 y 0.58. En la figura 2, también se puede observar que cuando la importancia del capital disminuye, aumenta la importancia del trabajo, logrando un cierto grado de sustitución entre ambos factores. Así, podemos indicar que el producto es más sensible al cambio del stock de capital que al cambio de la fuerza de trabajo entre 1960-1971 y entre 1984-2001, sin embargo, entre 1972-1983 el producto se mostró más sensible al cambio de la fuerza de trabajo que al cambio del stock de capital.

■ 4. Conclusiones

En este artículo en que se analiza la relación que existe entre los factores productivos, trabajo y capital y el crecimiento económico, logramos observar diferencias sustanciales entre los distintos países de América Latina, mientras Uruguay presenta rendimientos de escala crecientes (1.53), Venezuela presenta rendimientos de escala decrecientes (0.78). Por otra parte, la elasticidad de la renta respecto al capital es relativamente alta en los casos de Brasil y Ecuador y relativamente baja en los casos de Perú y Bolivia. A su vez, la elasticidad de la renta respecto al trabajo es relativamente alta en los casos de Uruguay, Chile y Argentina y relativamente baja en los casos de Venezuela y Brasil. También es posible encontrar diferencias sustanciales en la constante. Estos resultados son concordantes con los encontrados por De Gregorio y Paus.

Cuando utilizamos el método de efectos fijos o aleatorios para determinar los coeficientes, podemos observar una tendencia creciente en el término constante: alcanzó un máximo entre (78-89), independiente del método escogido. Por otra parte, la elasticidad de la renta respecto al trabajo presenta valores iniciales superiores a la unidad con una clara tendencia a la baja mostrando signos de estabilizarse en torno a un valor cercano a 0.8; en contrapartida, la elasticidad de la renta respecto al capital tiende a formar una parábola alcanzando la cima en el período (84-89). Finalmente, se ha constatado una clara tendencia a la baja de los rendimientos de escala, independientemente del método utilizado, ya sea a través de efectos fijos, como a través de efectos aleatorios, tendiendo a estabilizarse en torno a la

unidad, lo que representa rendimientos de escala constantes.

Tras realizar la estimación a través de Errores Estándar Corregidos para Panel (PCSE¹⁵) con término autorregresivo ($\hat{\eta}$) de grado 1 AR(1), se observa un cambio sustancial en la importancia que tienen, tanto el capital como el trabajo en la determinación de la renta. La elasticidad renta/capital oscila entre 0.45 y 0.75, mientras la elasticidad renta/trabajo oscila entre 0.2 y 0.58. Por otra parte, los rendimientos de escala oscilan entre 0.93 y 1.03 claramente más estables y cercanos a la unidad que las estimaciones realizadas con efectos fijos y efectos aleatorios.

La presencia de rendimientos constantes de escala está asociada a la existencia de mercados competitivos, por otra parte, la existencia de rendimientos crecientes de escala sugieren mercados imperfectos posibles de observar en países monoprodutores.

Finalmente podemos indicar que el valor de los parámetros determinados es altamente sensible al método escogido para su determinación. Utilizar un método inapropiado, nos lleva a sobrestimar el trabajo y subestimar el capital.

■ 5. Referencias

- **Apergis, N. y Payne J.** (2009). Energy consumption and economic growth in Central America: Evidence from a panel cointegration and error correction model. *Energy Economics* 31, 211–216.
- **Beaudreau, B.** (2005). Engineering and economic growth. *Energy Economics* 16, 211–220.

| 15 Panel Corrected Standard Errors.

- **De Gregorio, J.** (1992). Economic Growth in Latin America. *Journal of Development Economics* 39, 59-84.
- **Greene, W.H.** (2000). *Econometric Analysis*. Editorial Prentice Hall, New York.
- **Johnston y Dinardo** (2001). *Métodos de Econometría*. Editorial Vincen Vives, Primera Edición, Spain.
- **Lee, C.C., Chang, C.P., Chen, P.F.** (2008). Energy-income causality in OECD countries revisited: the key role of capital stock. *Energy Economics* 30, 2359-2373.
- **Lee, C.C.** (2005). Energy consumption and GDP in Developing countries: a cointegrated panel analysis. *Energy Economics* 27, 415-427.
- **Meller, P.** (1996). *Un siglo de economía política chilena (1890-1990)*. Editorial Andrés Bello, Santiago de Chile.
- **Nourzad, F.** (2000). The productivity effect of government capital in developing and industrialized countries. *Applied Economics* 32, 1181-1187.
- **Oh, W., Lee, K.** (2004a). Energy consumption and economic growth in Korea: testing the causality relation. *Journal of Policy Modeling* 26, 973-981.
- **Oh, W., Lee, K.** (2004b). Causal relationship between energy consumption and GDP revisited: the case of Korea 1970-1999. *Energy Economics* 26, 51-74.
- **Paul, S., Bhattacharya, R.N.** (2004). Causality between energy consumption and economic growth in India: a note on conflicting results. *Energy Economics* 26, 977-983.
- **Paus, E.** (2004). Productivity Growth in Latin America: The limits of neoliberal reforms. *World Development* Vol. 32, N° 3, 427-445.
- **Pokrovski, V.N.** (2003). Energy in the theory of production. *Energy* 28, 769-788.
- **Ram, R.** (1986). Government size and economic growth: a new framework and some evidence from cross-section and time-series data. *American Economic Review* 76 (1), 191-203.
- **Sharma, S.C., Dhakal, D.** (1994). Causal analyses between exports and economic growth in developing countries. *Applied Economics* 26, 1145-1157.
- **Soytas, U., Sari, R.** (2003). Energy consumption and GDP: causality relationship in G-7 countries and emerging markets. *Energy Economics* 25, 33-37.
- **Stern, D.I.** (1997). Limits to substitution and irreversibility in production and consumption: A neoclassical interpretation of ecological economics. *Ecological Economics* 21 (3), 197-215
- **Thompson, H.** (2006). The applied theory of energy substitution in production. *Energy Economics* 28 (4), 410-425.
- **Wooldridge, J.M.** (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, MA: MIT Press.
- **World Bank** (2003). *World Development Indicators*.
- **Yang, H.Y.** (2000). A note on the causal relationship between energy and GDP in Taiwan. *Energy Economics* 22, 309-317.