

Distr.  
RESTRINGIDA

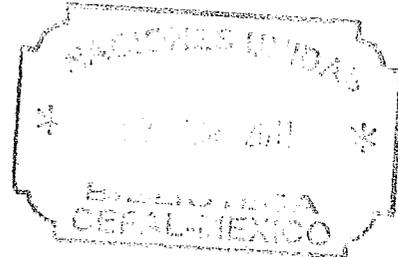
LC/MEX/R.912  
12 de marzo de 2007

ORIGINAL: ESPAÑOL

---

CEPAL

Comisión Económica para América Latina y el Caribe



## **PRODUCTIVIDAD, PRECIOS Y SALARIOS EN LAS ECONOMÍAS DE CENTROAMÉRICA Y LA REPÚBLICA DOMINICANA: UN ANÁLISIS DE MODELO VAR**

---

Este documento fue elaborado por Horacio Catalán, en el marco del Proyecto "Fortaleciendo las Capacidades de Análisis de la Política Macroeconómica en Centroamérica y República Dominicana". Este proyecto es ejecutado por la CEPAL y el Departamento de Asuntos Económicos y Sociales (DESA, Department of Economic and Social Affairs) de la Organización de las Naciones Unidas. También se cuenta con el apoyo de la Secretaría Ejecutiva del Consejo Monetario Centroamericano. Las opiniones expresadas en él son de la exclusiva responsabilidad del autor y pueden no coincidir con las de la Organización.

No ha sido sometido a revisión editorial.

## ÍNDICE

	<u>Página</u>
I. INTRODUCCIÓN .....	1
II. METODOLOGÍA ECONOMÉTRICA .....	3
III. LA EVIDENCIA EMPÍRICA.....	6
IV. CONCLUSIONES .....	10
BIBLIOGRAFÍA.....	11
APÉNDICE .....	13
Descripción base de datos .....	19

## I. INTRODUCCIÓN

Los países de Centroamérica y de la República Dominicana, durante la última década han observado cambios importantes tanto en la forma en que se relacionan sus principales variables económicas como en la forma en que se construye y diseña sus políticas monetarias. En particular, se observa un creciente interés de los Bancos Centrales, después de un largo período de inflación persistente, por identificar correctamente las relaciones entre producto, precios y salarios en sus economías. Esto es, los Bancos Centrales en los últimos años han transitado del diseño de políticas monetarias concentradas en contribuir a mantener un nivel elevado de producto y empleo (o de bajo desempleo) a otras con un énfasis en obtener tasas de inflación moderadas y controladas. Este cambio de énfasis, consecuencia de la transformación en el entorno económico, ha puesto nuevamente en el centro del debate, las relaciones que se establecen entre el producto, los precios y los salarios. Ello puede ejemplificarse considerando tres casos. En primer lugar, los Bancos Centrales tienen interés por identificar la posible presencia de una relación entre precios, producto y salarios que puede sugerir la presencia de una especie de curva de Phillips. La validez empírica y existencia de esta curva resulta fundamental, desde el punto de vista de la política monetaria ya que permite entonces aplicar medidas contracíclicas o contra el viento para evitar un sobrecalentamiento de la economía. En este contexto, los Bancos Centrales requieren identificar las magnitudes y relaciones de causalidad que se establecen entre el producto y los precios con objeto de aplicar una política monetaria óptima de modo que no existan presiones inflacionarias. En segundo lugar, los bancos centrales tienen interés por conocer el proceso de retroalimentación entre precios y salarios nominales o reales con objeto de controlar y prevenir espirales inflacionarias o inducir procesos de deflación extremadamente costosos. En este sentido, el principal objetivo de este trabajo es identificar, en el contexto de un modelo de vectores autorregresivos con cointegración (VECM) las relaciones que se establecen entre el nivel de precios, el salario nominal y la productividad, para el caso de los países Centroamericanos y de la República Dominicana. El trabajo se divide en cuatro secciones. La primera es la introducción, en la segunda se detalla brevemente la metodología econométrica empleada, incluyendo los conceptos de raíces unitarias, modelos de vectores autorregresivos (VAR) y cointegración, Mecanismo de Corrección de Errores (MCE) y pruebas de exogeneidad. En la tercera sección se muestran la evidencia empírica de los modelos de precios para los países de Centroamérica y República Dominicana.

## II. METODOLOGÍA ECONOMÉTRICA

La base de datos utilizada incluye para los países considerados el índice de precios al consumidor, los salarios nominales, el producto a precios reales y el empleo, estos últimos se emplearon para construir el índice de productividad.<sup>1</sup> La metodología empleada contiene los métodos de orden de integración de las series, los vectores autorregresivos (VAR) y cointegración, y el mecanismo de corrección de errores (ECM).

Las variables económicas usualmente son series con una media y una varianza creciente, que se definen como series no estacionarias. Es reconocido que las regresiones con series no estacionarias están sujetas a la crítica de relación espuria (Granger y Newbold, 1974). Para identificar el orden de integración de las series se aplicaron las pruebas estándar de raíces unitarias de Dickey-Fuller Aumentada (ADF) (1981) y de Phillips-Perron (PP) (1988), así como la prueba KPSS (Kwiatkowski et. al., 1992). La estimación de una ecuación de equilibrio entre el nivel de precios, el salario nominal y la productividad requiere el uso de métodos econométricos que consideren el orden de integración de las series y el posible problema de regresión espuria (Granger y Newbold, 1974). El procedimiento de Johansen (1988) permite estimar las distintas relaciones de cointegración que pueden existir en un conjunto de variables por medio de un modelo de vectores autorregresivos (VAR) en el caso de variables no estacionarias. Asimismo, es posible analizar las condiciones de exogeneidad del modelo (Johansen, 1992) para conocer los casos donde el modelo econométrico estimado puede utilizarse para realizar inferencias estadísticas válidas, pronósticos y simulaciones de política económica (Ericsson e Irons, 1994).

El procedimiento de Johansen (1988) se basa en estimar un modelo VAR con  $k$  rezagos, que permite describir el comportamiento estocástico de los datos y derivar entonces una prueba para analizar la existencia de relaciones de largo plazo entre las variables consideradas. De este modo, el VAR puede representarse como (Johansen, 1995):

$$(1) \quad X_t = A_1 X_{t-1} + \dots + A_k X_{t-k} + u_t$$

Donde  $X_t$  es un vector de  $p \times 1$  dimensiones que incluye a todas las variables relevantes para el modelo y  $u_t$  es i.i.d.  $N(0, \Sigma)$ . La ecuación (1) puede reparametrizarse como un modelo de corrección de errores (Johansen, 1988 y 1995) tal como:

$$(2) \quad \Delta X_t = \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \Pi_0 X_{t-1} + u_t$$

Donde  $\Gamma_i = -I + A_1 + A_2 + \dots + A_i$ , para  $i = 1, 2, \dots, k-1$ , y  $\Pi_0 = I - A_1 - A_2 - \dots - A_k$ . En caso de que las variables incluidas inicialmente en el vector  $X_t$  sean de orden de integración I(1)

---

<sup>1</sup> En el apéndice se encuentran detalladas las variables y las fuentes estadísticas

entonces las series en  $\Delta X_t$  son estacionarias, es decir  $I(0)$ , y por lo tanto el sistema sólo está balanceado en el caso donde  $\Pi_0 X_{t-1}$  es  $I(0)$ . Esta condición se deriva del rango de la matriz  $\Pi_0$ , es decir, del número de relaciones linealmente independientes y estacionarias. Así, que para probar el número de relaciones de cointegración en el conjunto de variables consideradas se requiere determinar el rango ( $r$ ) de la matriz  $\Pi_0$  por medio de identificar el número de vectores característicos de  $\Pi_0$  que son estadísticamente diferentes de cero.

Existen tres posibles casos: a) el rango de  $\Pi_0$  es completo ( $r = p$ ), que implica que las variables en  $X_t$  son estacionarias en niveles; b) la matriz  $\Pi_0$  es de rango cero ( $r = 0$ ), el modelo VAR debe ser especificado en primeras diferencias y no existen vectores de cointegración; y c) la matriz  $\Pi_0$  es de rango  $r$ , tal que  $0 < r < p$ , existen  $r$  combinaciones linealmente independientes que son estacionarias, que definen a  $r$  vectores de cointegración. Si se cumple la condición c), la matriz  $\Pi_0$  puede descomponerse en dos matrices de orden  $p \times r$ , conocidas como  $\Pi_0 = \alpha\beta'$ , donde  $\beta'$  es una matriz compuesta por los vectores de cointegración y  $\alpha$  la matriz de ponderaciones que puede ser interpretada como los parámetros que miden la velocidad de ajuste de la corrección de error. Los coeficientes de la matriz  $\alpha$ , también permiten identificar las variables exógenas débiles en el sistema (Johansen, 1995), mediante la significancia estadística de los coeficientes de la matriz.

El método de Johansen (1988 y 1995) propone dos estadísticos para analizar el número de vectores de cointegración (o rango de  $\Pi_0$ ): el estadístico de la traza (Traza) y el de la raíz característica máxima (L-max). Los estadísticos se definen con base en la razón de máxima verosimilitud. Así el estadístico de la traza se representa como:

$$(2) \quad -2 \ln Q = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 + \hat{\lambda}_i)$$

donde  $\hat{\lambda}_{r+1}, \dots, \hat{\lambda}_p$  son estimadas de los  $p-r$  menores valores característicos. La hipótesis nula de la prueba asume que el número de vectores de cointegración es menor o igual que  $r$ , donde  $r$  es 0, 1, 2, ...,  $r-p$ . Alternativamente, el estadístico de la raíz característica máxima se define como:

$$(3) \quad -2 \ln Q = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$$

En esta prueba, la hipótesis nula asume  $r$  vectores de cointegración con respecto a la alternativa de  $r+1$  vectores de cointegración. El uso de un modelo VAR que contenga un vector de cointegración y su respectivo vector de ponderaciones, permite resolver el problema de regresiones espurias y el sesgo en los estimadores y hace posible también analizar los supuestos de exogeneidad.

Ello requiere seleccionar la especificación correcta del VAR ya sea en niveles, en primeras diferencias o en VECM. En este caso se consideró que un VAR es normalmente un modelo sobreparametrizado que se traduce en estimaciones ineficientes pero consistentes (Sims,

Stock y Watson, 1990 y Ohanian, 1988). En este sentido, el VECM tiene la ventaja de representar una versión restringida del VAR que aunque tenga una mayor eficiencia en las estimaciones ello puede compensarse como consecuencia del riesgo de imponer restricciones equivocadas en el proceso de cointegración (Favero, 2001). Asimismo, debe sin embargo reconocerse que este efecto sólo incide en el análisis de impulso-respuesta ya que la descomposición de varianza esta dada en porcentajes y por tanto el uso del VECM no implica una ganancia substantiva (Naka y Tufte, 1997). Además la evidencia disponible sugiere que, en horizontes cortos, un VAR en niveles proporciona resultados similares a un VECM (Naka y Tufte, 1997 y Clements y Hendry, 1995). Así, en este trabajo se utiliza un VAR en niveles.<sup>2</sup>

---

<sup>2</sup> Para una descripción de los modelos más utilizados para estimar los efectos del tráfico inducido véase Hansen, Gillen, Dobbins, Huang y Puvathingal (1993), Cohen (1995) y Cervero (2001).

### III. LA EVIDENCIA EMPÍRICA

El cuadro A-1 (véase apéndice) presenta los resultados de las pruebas de raíz unitaria de Dickey-Fuller Aumentada (1981), Phillips y Perron (1988) y la prueba KPSS (Kwiatkowski et. al., 1992). En el primer caso (ADF), se aplicó el procedimiento “de lo general a lo específico” estimando en principio regresiones con constante y tendencia y verificando su significancia estadística. El número de rezagos (k) fue seleccionado de acuerdo con el procedimiento conocido como “t-sig” (Ng y Perron, 1995). Esto es, se comenzó con un número de retardos igual a ocho de acuerdo con la convención para series trimestrales y posteriormente se redujeron los retardos hasta que la última variable retardada era estadísticamente significativa. La especificación final fue utilizada para identificar la posible presencia de raíces unitarias. En el caso de la prueba PP (Phillips-Perron, 1988) asume una corrección semiparamétrica<sup>3</sup> en la varianza de los errores de la prueba, lo cual permite una estimación más eficiente del estadístico t-Student. La prueba KPSS (Kwiatkowski et. al., 1992) que utiliza como hipótesis nula el que la serie es estacionaria a diferencia de las pruebas ADF y PP, que tienen como hipótesis nula el que la serie incluye raíz unitaria (Maddala y Kim, 1998). La especificación de la prueba se realiza considerando que la serie es estacionaria alrededor de un término constante ( $\eta_{\mu}$ ); ó bien alrededor de una tendencia determinística ( $\eta_r$ ).

Los resultados de las pruebas, indican que el conjunto de variables incluidas en este estudio se puede considerar, como no estacionarias con diferentes ordenes de integración. En efecto, en el caso de Costa Rica el nivel de precios, el salario nominal y la productividad son series de orden de integración I(1), donde los componentes de constante y tendencia no aportan información relevante para caracterizar el proceso estocástico de las series. Sin embargo, en el caso de Honduras el índice de productividad se pueden considerar series I(1), pero el nivel de precios y los salarios, las pruebas ADF y PP indican que debe ser considerada como una serie I(2). Una situación similar se presenta en República Dominicana y El Salvador, en tanto que en Guatemala sólo el nivel de precios podría ser considerada como una serie I(2), atendiendo a la pruebas ADF. Finalmente Nicaragua reporta que los salarios nominales pueden presentar un problema de serie I(2). Es importante considerar que las economías de Centroamérica han enfrentado fuertes procesos inflacionarios durante la década de los ochenta, lo cual muestra una fuerte inestabilidad y cambios estructurales importantes en su dinámica macroeconómica, lo cual puede explicar los resultados de las pruebas de raíz unitaria.

Johansen (1997), muestra que la presencia de series I(2), genera que el espacio expandido por el vector de variables puede descomponerse en r direcciones estacionarias y p-r direcciones no estacionarias, las cuales serían soluciones en el espacio I(1) o en el espacio I(2). En este último caso, la ecuación de cointegración debería incluir las series I(2) en primeras diferencias, a fin de que todas las variables sean del mismo orden de integración. De confirmarse la presencia de soluciones en el espacio I(2), se debería reespecificar la ecuación de cointegración. En síntesis, la evidencia sugiere que el conjunto de variables consideradas en el modelo no tienen el mismo

---

<sup>3</sup> La selección de los rezagos se realiza por medio de utilizar el criterio

orden de integración, lo cual dificulta identificar una relación estable de largo plazo (Maddala y Kim, 1998, Haldrup, 1998).

En este sentido, la aplicación de métodos de cointegración puede presentar problemas de soluciones en el espacio  $I(2)$  (Johansen 1995 y Paruolo, 1996) o inestabilidad en los parámetros del vector de cointegración (Hansen y Johansen, 1999). Estos problemas pueden estar asociados a la presencia de cambio estructural, por lo que sería necesario aplicar pruebas de cambio estructural en el vector de cointegración (Gregory y Hansen, 1996, Inoue, 1999), situación que implicaría especificar la ecuación de cointegración incluyendo variables dummy que consideren la presencia de cambio estructural (Johansen, Mosconi y Nilsen, 2000).

Estos resultados indican que las trayectorias de las series, en cada una de las economías, no son homogéneas. Por lo tanto, puede argumentarse que no obstante que estas series tienen un comportamiento cíclico en torno a una tendencia creciente no necesariamente estas tendencias son similares. Por otra parte, la aceptación de la hipótesis, de que las series económicas describen un proceso de camino aleatorio, podría indicar que los choques que recibe la economía son permanentes y que las fluctuaciones no son transitorias (Perron, 1997). Ello implica problemas para distinguir correctamente entre las relaciones de corto y largo plazo, así como la presencia de choques externos, o en los casos donde intervenciones gubernamentales buscan influir en la evolución de la serie como puede ser el caso del nivel de precios o los salarios. En general podemos considerar al conjunto de series analizadas como no estacionarias. Ello implica entonces estimar mediante algún método de cointegración la relación de equilibrio entre las variables.

En principio se procedió a especificar modelos VAR, para cada una de las economías de Centroamérica y de República Dominicana, cuyo número de rezagos fue seleccionado a partir de que los errores no presentaran un componente sistemático, es decir que no presentaran problemas de autocorrelación, normalidad y heteroscedasticidad (cuadros A-2, A-3, A-4, A-5, A-6 y A-7). Los resultados de la prueba de la traza del procedimiento de Johansen, reportados del cuadro A-8 al cuadro A-13, indican que en el caso de Costa Rica, Nicaragua y Honduras no se rechaza la presencia de un vector de cointegración en tanto que en Guatemala, República Dominicana y El Salvador se identificaron hasta dos vectores de cointegración. Es decir, no obstante la presencia de cambios estructurales en las series es posible identificar una relación de equilibrio entre el nivel de precios, el salario nominal y el índice de productividad.

La normalización de estos vectores de cointegración considerando como ecuaciones de precios [pt, wt, ipt] permite identificar algunos comportamientos regulares en las series para el conjunto de los países considerados. Así, los coeficientes obtenidos se sintetizan en el cuadro 1. Los valores de estos coeficientes indican que existe una relación positiva entre el nivel de precios y los salarios nominales, las elasticidades son menores a uno en todos los casos. De este modo, un aumento en los salarios nominales se traduzca en un incremento en el nivel de precios pero en menor proporción al incremento inicial de los salarios. Es importante señalar, que Costa Rica reporta la elasticidad más baja, en tanto que en El Salvador la elasticidad es cercana a uno (0,985). Sin embargo en el resto de las economías los coeficientes son relativamente parecidos, ello sugiere que los impactos de los salarios en estos países son relativamente similares en el largo plazo.

Cuadro 1

CENTROAMÉRICA Y REPÚBLICA DOMINICANA: VECTORES  
DE COINTEGRACIÓN NORMALIZADOS

$$p_t = \beta_1 * w_t + \beta_2 * ip_t$$

País	Salario nominal	Índice de productividad
Costa Rica	0,571	-0,0158
El Salvador	0,985	-0,0239
Guatemala	0,793	-0,0220
Honduras	0,781	-0,0234
Nicaragua	0,895	-0,0187
República Dominicana	0,812	-0,0158

Por su parte el índice de productividad, en todos los casos muestra una semielasticidad negativa, es importante señalar que no se incluye el logaritmo de la serie. Los valores de los coeficientes de largo plazo son bastante similares en todos los casos, es decir un incremento en la productividad del trabajo genera una presión a la baja en el nivel de precios. Sin embargo, la diferencia en el valor de los coeficientes refleja, en alguna medida, diversas condiciones del mercado de trabajo por país. En efecto, El Salvador, Guatemala y Honduras muestran un mayor ajuste de los precios a la productividad, en tanto que Costa Rica y República Dominicana los precios ajustan más lentamente a los cambios en la productividad.

Los resultados muestran que a largo plazo el nivel de precios se ajusta a los costos laborales y a la productividad, que muestra evidencia a favor de la hipótesis de "price-markup" del proceso inflacionario (Mehra, 1991). En efecto, las empresas ofrecen la producción a un precio que cubre al menos sus costos laborales, asimismo la competencia obliga a que los precios no se alejen demasiado de los costos. Asimismo, muestra evidencia indirecta de la curva de Phillips (Phillips, 1958), donde el nivel de precios mantiene una relación de equilibrio con los salarios nominales. Sin embargo, en el largo plazo las trayectorias de las series se pueden ver afectadas por efectos simultáneos entre las series.

En este sentido la condición de exogeneidad débil, permite validar el condicionamiento estadístico del vector de cointegración y realizar inferencias estadísticas. Por otra parte, brinda información sobre la posibilidad de utilizar algunas de las variables como instrumento de política. En efecto el cumplimiento de exogeneidad débil, por parte de alguna variable explicativa, indica que esta variable puede ser utilizada para afectar la trayectoria de largo plazo de la variable dependiente. El cuadro 2 muestra los resultados de las pruebas de exogeneidad débil para las variables de salario nominal y el índice de productividad del trabajo.

En los casos de Guatemala, Honduras y República Dominicana los salarios nominales se pueden considerar como variables exógenas débiles, lo cual indica que en el largo plazo el salario nominal puede ser utilizado para afectar la trayectoria del nivel de precios. Sin embargo, en

Costa Rica, El Salvador y Nicaragua los salarios no se identifican como exógenas débiles, así que cambios en la trayectoria de los salarios si bien afectan el nivel de precios, existe un efecto simultaneo en los salarios, por lo cual no pueden ser utilizados como variable de política.

Cuadro 2

CENTROAMÉRICA Y REPÚBLICA DOMINICANA: PRUEBAS  
DE EXOGENEIDAD DÉBIL

País	Salario Nominal	Índice de Productividad
Costa Rica	$\chi^2(1) = 30,12[0,00]$ a/	$\chi^2(1) = 2,84[0,091]$
El Salvador	$\chi^2(1) = 10,94[0,00]$ a/	$\chi^2(1) = 2,47[0,115]$
Guatemala	$\chi^2(1) = 2,34[0,13]$	$\chi^2(1) = 1,70[0,191]$
Honduras	$\chi^2(1) = 0,68[0,41]$	$\chi^2(1) = 5,25[0,021]$ a/
Nicaragua	$\chi^2(1) = 23,11[0,00]$ a/	$\chi^2(1) = 0,20[0,654]$
República Dominicana	$\chi^2(1) = 1,99[0,16]$	$\chi^2(1) = 2,43[0,119]$

a/ Indica el rechazo de la hipótesis nula a un nivel del 5%.

Por su parte, el índice de productividad del trabajo se puede considerar como una variable exógena débil, con excepción de Honduras. Lo cual no es un resultado consistente desde el punto de vista teórico, en el sentido de que la trayectoria de la productividad de trabajo se vería afectada por la trayectoria del nivel de precios.

#### IV. CONCLUSIONES

La evidencia empírica presentada en este documento muestra que es posible identificar una relación de equilibrio entre el nivel de precios, el salario nominal y el índice de productividad de trabajo. Los valores y signos de los coeficientes de largo plazo son consistentes con la hipótesis inicial, indicando que un incremento en los salarios nominales genera un incremento en el nivel de precios pero en menor proporción, en tanto que incrementos en la productividad del trabajo generan una reducción de los precios.

Estos resultados son consistentes con la hipótesis “price-markup”, donde las empresas fijan los precios con base en los costos laborales y la productividad laboral. Asimismo, muestra que la presencia de rigideces nominales que deben considerarse en la instrumentación de la política monetaria. En efecto, la política monetaria tiene diversos canales para incidir en la esfera real como las tasas de interés, el crédito o la riqueza financiera ya que existe una estrecha relación entre ambas esferas.

Las pruebas de exogeneidad indican que las condiciones del mercado laboral tienen una incidencia importante en la trayectoria del nivel de precios. De tal manera que esta información debería ser considerada por los bancos centrales de Centroamérica y República Dominicana, a fin de medir el impacto del ajuste en el mercado laboral (un choque de oferta), que podrían ayudar a contener presiones inflacionarias.

## BIBLIOGRAFÍA

- Dickey, D.A. y Fuller, W.A. (1981). "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root", *Econometrica*, 49, 1057-1072
- Engle, R.F. y C.W.J. Granger (1987), "Cointegration and error correction: representation, estimation and testing", *Econometrica*, 55, 251-276
- Engle, R.F., D.F. Hendry y J.F. Richard (1983), "Exogeneity", *Econometrica*, 51(2), 277-304.
- Ericsson, N.R. (1994), Testing Exogeneity: An Introduction, en N.R. Ericsson y JS. Irons (eds), *Testing Exogeneity*, Oxford University Press, 3-38.
- Granger, C.W.J. and P. Newbold (1974), "Spurious regressions in econometrics", *Journal of Econometrics*, 2, 111-120
- Hendry, D.F. (1995), *Dynamic Econometrics*, Oxford University Press, pp. 869.
- Johansen S. y K. Juselius (1992), "Testing Structural Hypothesis in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and the UIP for UK", *Journal of Econometrics*, 53, 211-244.
- Johansen, S y K. Juselius (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand for Money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-210.
- Johansen, S. (1988). "Statistical analysis of cointegration vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254
- Johansen, S. (1992), "Testing Weak Exogeneity and the Order of Cointegration in U.K. Money Demand Data", *Journal of Policy Modeling*, 14(3), 313-334.
- Johansen, S. (1995), *Likelihood Based Inference on Cointegration in the Vector Autoregressive Model*, Oxford University Press, Oxford.
- Jorgenson, D.W. (1984), "Econometric methods for applied general equilibrium analysis". En *Applied General Equilibrium Analysis*, H.E. Scarf y J.B. Shoven (eds.), Cambridge, England: Cambridge University Press, 139-203
- Kwiatkowski, D., P.C.B. Phillips, P. Schmidt e Y. Shin (1992). "Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root", *Journal of Econometrics*, 1, 159-178
- Maddala, G. S. e I. Kim (1998), *Unit roots, cointegration and structural change*, Cambridge: University Press.

- Marcellino M., y Mizon G. (2001), "Small system modeling of real wages, inflation, unemployment and output per capita in Italy 1970-1994", *Journal of Applied econometrics*, 16(3), 359-370
- Mehra Y. P. (1991), "Wage Growth and the inflation process: an empirical note", *The American Economic Review*, Vol. 81, No. 4, pp. 931-937
- Ng, S. y P. PerronB (1995). "Unit root tests in ARMA models with data depend methods for the selection of the truncation lag", *Journal of the American Statistical Association*, 90, 268-281
- Phillips, P.C.B. y P. Perron (1988). "Testing for unit roots in time series regression", *Biometrika*, 75, 335-346
- Sargan, J. D. (1964), "Wages and prices in the United Kingdom: A study in Econometric methodology", repr. in D. F. Hendry and K. F. Wallis (ed), *Econometrics and Quantitative Economics*, Blackwell: Oxford.
- Spanos, A. (1986), *Statistical Foundations of Econometric Modeling*, Cambridge University Press.

## APÉNDICE

Cuadro A-1

## PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA

Variable	ADF			PP(3)			KPSS(5)	
	A	B	C	A	B	C	$\eta_{\mu}$	$\eta_{\tau}$
WCR <sub>t</sub>	-0,20(2)	-2,03(2)	1,58(2)	-1,05	-3,83	2 925	0,1610	0,542
$\Delta$ WCR <sub>t</sub>	-3,73(1)	-3,11(1)	-2,39(2)	-4,45	-3,05	-1,826	0,091	0,451
PCR <sub>t</sub>	-0,130(2)	-2,57(2)	2,83(2)	-3,63	-3,81	2 833	0,166	0,560
$\Delta$ PCR <sub>t</sub>	-9,98(1)	-9,60(2)	-4,17(1)	-3,18	-2,63	-1,606	0,118	0,445
IPCR <sub>t</sub>	-2,07(2)	-1,07(2)	0,69(0)	-3 047	-1,51	0,161	0,095	0,400
$\Delta$ IPCR <sub>t</sub>	-4,86(1)	-3,72(0)	-3,67(0)	-5,05	-5,19	-5 283	0,136	0,175
WG <sub>t</sub>	-1,42(2)	-1,08(2)	1,61(2)	-1,40	-0,67	5 260	0,091	0,522
$\Delta$ WG <sub>t</sub>	-2,06(2)	-2,13(2)	-0,89(2)	-3,07	-3,13	-1,997	0,123	0,139
PG <sub>t</sub>	-0,61(2)	-1,67(2)	1,84(2)	-0,89	-1,02	3 681	0,125	0,518
$\Delta$ PG <sub>t</sub>	-2,81(2)	-2,21(2)	-0,89(2)	-2,73	-1,46	0,1230	0,123	0,1848
$\Delta\Delta$ PG <sub>t</sub>	-4,95(2)	-4,67(2)	-4,81(2)	-5,97	-5,78	-5 973	0,119	0,131
IPG <sub>t</sub>	-1,37(2)	-0,85(2)	-1,07(2)	-2,01	-1,44	-1,294	0,103	0,349
$\Delta$ IPG <sub>t</sub>	-3,55(2)	-3,58(2)	-3,43(0)	-5,42	-5,51	-5 359	0,103	0,106
WH <sub>t</sub>	-2 83(0)	0,74(0)	2 24(0)	-1,75	0,92	4 606	0,134	0,529
$\Delta$ WH <sub>t</sub>	-2,96(0)	-2,63(0)	-1,11(0)	-3,07	-2,75	-1,661	0,112	0,258
$\Delta\Delta$ WH <sub>t</sub>	-3,79(1)	-3,71(2)	-3,80(2)	-5,42	-5,58	-5 734	0,125	0,131
PH <sub>t</sub>	-2,19(2)	0,01(2)	1,89(2)	-1,84	0,24	4 955	0,107	0,535
$\Delta$ PH <sub>t</sub>	-1,50(2)	-1,65(2)	-0,71(2)	-2,07	-2,13	-0,954	0,123	0,153
IPH <sub>t</sub>	-2,15(2)	-3,01(2)	-2,92(1)	-2,41	-4,15	-3 009	0,161	0,517
$\Delta$ IPH <sub>t</sub>	-4,37(2)	-3,52(2)	-3,20(2)	-9,25	-6,66	-5 649	0,139	0,451
WN <sub>t</sub>	-2,38(2)	-0,66(2)	1,97(2)	-4,99	-2,49	5 461	0,183	0,405
$\Delta$ WN <sub>t</sub>	-2,07(2)	-2,27(2)	-0,48(2)	-7,01	-8,07	-2 688	0,207	0,400
PN <sub>t</sub>	-1,07(2)	-1,68(2)	2,59(2)	-3,74	-4,32	3 585	0,150	0,405
$\Delta$ PN <sub>t</sub>	-4,40(3)	-3,83(1)	-0,55(2)	-2,32	-3,26	-2 098	0,220	0,368
IPN <sub>t</sub>	-1,42(2)	-2,27(2)	2,50(2)	-1,85	-0,25	3 913	0,136	0,398
$\Delta$ IPN <sub>t</sub>	-4,96(1)	-4,07(1)	-0,84(2)	-2,66	-2,75	-1 387	0,155	0,156
WRD <sub>t</sub>	-1,92(2)	-0,77(2)	1,90(2)	-1,61	-0,50	3 795	0,117	0,536
$\Delta$ WRD <sub>t</sub>	-2,25(2)	-2,14(2)	-0,79(2)	-2,66	-2,72	-1 373	0,092	0,100

/Continúa

Cuadro A-1 (Conclusión)

Variable	ADF			PP(3)			KPSS(5)	
	A	B	C	A	B	C	$\eta_{\mu}$	$\eta_{\tau}$
$\Delta\Delta WRD_t$	<b>-4,40(1)</b>	<b>-4,51(1)</b>	<b>-4,60(1)</b>	<b>-5,27</b>	<b>-5,42</b>	<b>-5 554</b>	<b>0,126</b>	<b>0,127</b>
$PRD_t$	-1,40(2)	-1,41(2)	1,46(2)	-1,43	-0,74	3 099	<b>0,123</b>	0,537
$\Delta PRD_t$	-2,40(2)	-2,02(2)	-0,81(2)	-2,99	<b>-3,04</b>	-1 722	<b>0,092</b>	<b>0,120</b>
$\Delta\Delta PRD_t$	<b>-4,94(1)</b>	<b>-5,10(1)</b>	<b>-5,23(1)</b>	<b>-4,63</b>	<b>-4,84</b>	<b>-5 038</b>	<b>0,120</b>	<b>0,172</b>
$IPRD_t$	-0,99(2)	0,41(2)	1,21(2)	-0,96	0,26	1 144	0,148	<b>0,356</b>
$\Delta IPRD_t$	<b>-3,98(2)</b>	-2,61(2)	<b>-2,36(2)</b>	-3,34	-2,90	<b>-2 823</b>	<b>0,109</b>	<b>0,383</b>
$WES_t$	<b>-4,70(1)</b>	-1,43(2)	2,31(2)	-1,43	-0,59	-0,593	<b>0,097</b>	0,517
$\Delta WES_t$	-1,78(2)	<b>-3,16(1)</b>	-1,01(2)	-1,54	-1,58	-0,959	<b>0,131</b>	<b>0,137</b>
$PES_t$	-1,06(2)	-2,83(2)	0,18(2)	0,11	<b>-2,99</b>	2 658	0,152	0,519
$\Delta PES_t$	-2,47(2)	-0,71(2)	-0,87(2)	-2,26	-1,24	-1 045	<b>0,108</b>	<b>0,392</b>
$\Delta\Delta PES_t$	<b>-4,37(1)</b>	<b>-4,40(1)</b>	<b>-4,44(1)</b>	<b>-5,11</b>	<b>-5,16</b>	<b>-5 256</b>	<b>0,121</b>	<b>0,133</b>
$IPES_t$	-1,57(2)	-1,65(2)	0,87(2)	-2,35	-0,91	0,414	<b>0,090</b>	<b>0,441</b>
$\Delta IPES_t$	-2,48(2)	-2,51(2)	<b>-2,74(2)</b>	<b>-4,08</b>	<b>-4,23</b>	<b>-4 206</b>	<b>0,140</b>	<b>0,144</b>

Nota: Los valores en negrillas indican rechazo de la hipótesis nula al 5% de significancia. Los valores críticos al 5% para la prueba Dickey-Fuller Aumentada y Phillips-Perron, en una muestra de  $T = 100$ , son de -3,45 incluyendo constante y tendencia (modelo A), -2,89 únicamente la constante (modelo B) y -1,95 sin constante y sin tendencia (modelo C) (Maddala y Kim, 1998, p. 64). Los valores entre paréntesis representan el número de rezagos utilizados en la prueba,  $\eta_{\mu}$  y  $\eta_{\tau}$  representan los estadísticos de prueba KPSS con constante y con constante y tendencia, donde la hipótesis nula considera que la serie es estacionaria en nivel o alrededor de una tendencia determinística, respectivamente. Los valores críticos al 5% en ambas pruebas son de 0,463 y 0,146 respectivamente (Kwiatkowski *et al.*, 1992). Las letras minúsculas representan el logaritmo de las series. Período 1980-2005

Cuadro A-2

PRUEBAS DE DIAGNÓSTICO SOBRE EL PROCEDIMIENTO DE JOHANSEN:  
COSTA RICA

Variable	LM (2)	ARCH (2)	Normalidad J- B
P	F(2,13) = 1,49 [0,26]	F(1,13) = 0,04 [0,84]	$\chi^2(2) = 1,21 [0,54]$
W	F(2,13) = 2,50 [0,12]	F(1,13) = 0,01 [0,90]	$\chi^2(2) = 3,48 [0,17]$
IP	F(2,13) = 2,90 [0,09]	F(1,13) = 0,00 [0,97]	$\chi^2(2) = 0,70 [0,70]$

Notas: (\*) Indica rechazo de la hipótesis nula (LM = prueba de autocorrelación, ARCH = prueba de heterocedasticidad y J-B Prueba de Normalidad). Las letras en minúsculas representan los valores en logaritmos naturales. Período 1983 - 2003.

Cuadro A-3

PRUEBAS DE DIAGNÓSTICO SOBRE EL PROCEDIMIENTO DE JOHANSEN:  
GUATEMALA

Variable	LM (2)	ARCH (2)	Normalidad J- B
P	F(2,13) = 5,15 [0,02] a/	F(2,11) = 0,06 [0,94]	$\chi^2(2) = 0,65 [0,72]$
W	F(2,13) = 0,49 [0,62]	F(2,11) = 0,38 [0,69]	$\chi^2(2) = 0,65 [0,71]$
IP	F(2,13) = 0,17 [0,84]	F(2,11) = 0,03 [0,96]	$\chi^2(2) = 13,07 [0,00]$ a/

a/ Indica rechazo de la hipótesis nula (LM = prueba de autocorrelación, ARCH = prueba de heterocedasticidad y J-B Prueba de Normalidad). Las letras en minúsculas representan los valores en logaritmos naturales. Período 1983 – 2003.

Cuadro A-4

PRUEBAS DE DIAGNÓSTICO SOBRE EL PROCEDIMIENTO DE JOHANSEN:  
HONDURAS

Variable	LM (2)	ARCH (2)	Normalidad J- B
P	F(2,14) = 1,44 [0,26]	F(2,12) = 0,06 [0,94]	$\chi^2(2) = 0,27 [0,87]$
W	F(2,14) = 0,16 [0,84]	F(2,12) = 0,03 [0,96]	$\chi^2(2) = 7,47 [0,02]$ a/
IP	F(2,14) = 0,36 [0,70]	F(2,12) = 0,35 [0,70]	$\chi^2(2) = 0,13 [0,93]$

a/ Indica rechazo de la hipótesis nula (LM = prueba de autocorrelación, ARCH = prueba de heterocedasticidad y J-B Prueba de Normalidad). Las letras en minúsculas representan los valores en logaritmos naturales. Período 1983 – 2003.

Cuadro A-5

PRUEBAS DE DIAGNÓSTICO SOBRE EL PROCEDIMIENTO DE JOHANSEN:  
NICARAGUA

Variable	LM (2)	ARCH (2)	Normalidad J- B
P	F(1,8) = 0,80 [0,39]	F(2,5) = 1,79 [0,25]	$\chi^2(2) = 0,62 [0,73]$
W	F(1,8) = 0,34 [0,57]	F(2,5) = 1,14 [0,38]	$\chi^2(2) = 4,04 [0,13]$
IP	F(1,8) = 0,12 [0,73]	F(2,5) = 0,59 [0,58]	$\chi^2(2) = 5,32 [0,06]$

Notas: (\*) Indica rechazo de la hipótesis nula (LM = prueba de autocorrelación, ARCH = prueba de heterocedasticidad y J-B Prueba de Normalidad). Las letras en minúsculas representan los valores en logaritmos naturales. Período 1983 – 2003.

Cuadro A-6

PRUEBAS DE DIAGNÓSTICO SOBRE EL PROCEDIMIENTO DE JOHANSEN:  
REPUBLICA DOMINICANA

Variable	LM (2)	ARCH (2)	Normalidad J- B
P	F(2,13) = 1,49 [0,26]	F(1,13) = 0,041 [0,84]	$\chi^2(2) = 1,21[0,54]$
W	F(2,13) = 2,50 [0,12]	F(1,13) = 0,014 [0,90]	$\chi^2(2) = 3,48 [0,17]$
IP	F(2,13) = 2,90 [0,09]	F(1,13) = 0,0007[0,97]	$\chi^2(2) = 0,70 [0,70]$

Notas: (\*) Indica rechazo de la hipótesis nula (LM = prueba de autocorrelación, ARCH = prueba de heterocedasticidad y J-B Prueba de Normalidad). Las letras en minúsculas representan los valores en logaritmos naturales. Período 1983 – 2003.

Cuadro A-7

PRUEBAS DE DIAGNÓSTICO SOBRE EL PROCEDIMIENTO DE JOHANSEN:  
EL SALVADOR

Variable	LM (2)	ARCH (2)	Normalidad J- B
P	F(1,7) = 0,00 [0,94]	F(2,4) = 0,21 [0,81]	$\chi^2(2) = 1,87 [0,39]$
W	F(1,7) = 1,09 [0,32]	F(2,4) = 0,08 [0,92]	$\chi^2(2) = 6,47 [0,03] a/$
IP	F(1,7) = 0,06 [0,81]	F(2,4) = 0,23 [0,80]	$\chi^2(2) = 1,28 [0,52]$

a/ Indica rechazo de la hipótesis nula (LM = prueba de autocorrelación, ARCH = prueba de heterocedasticidad y J-B Prueba de Normalidad). Las letras en minúsculas representan los valores en logaritmos naturales. Período 1983–2003.

Cuadro A-8

PRUEBA DE COINTEGRACIÓN BASADAS EN EL PROCEDIMIENTO DE JOHANSEN (1988)  
Y DE HANSEN Y JOHASEN (1993): COSTA RICA

H <sub>0</sub>	Constante	Tendencia	Traza	95%
r = 0	1	1	68,71**	24,27
r ≤ 1	1	1	12,62	12,32
r ≤ 2	1	1	0,01	4,12

Notas: (\*) Rechazo al 5% de nivel de significancia (\*\*) rechazo al 1% de significancia. Traza = prueba de la traza. r = número de vectores de cointegración. Número de rezagos en el VAR = 2.

Cuadro A-9

PRUEBA DE COINTEGRACIÓN BASADAS EN EL PROCEDIMIENTO DE JOHANSEN (1988)  
Y DE HANSEN Y JOHANSEN (1993): GUATEMALA

H <sub>0</sub>	Constante	Tendencia	Traza	95%
r = 0	0	0	37,442 *	24,27
r ≤ 1	0	0	14,671 *	12,32
r ≤ 2	0	0	0,0019171	4,12

Notas: (\*) Rechazo al 5% de nivel de significancia (\*\*) rechazo al 1% de significancia. Traza = prueba de la traza. r = número de vectores de cointegración. Número de rezagos en el VAR = 2.

Cuadro A-10

PRUEBA DE COINTEGRACIÓN BASADAS EN EL PROCEDIMIENTO DE JOHANSEN (1988)  
Y DE HANSEN Y JOHANSEN (1993): HONDURAS

H <sub>0</sub>	Constante	Tendencia	Traza	95%
r = 0	1	0	57,21 **	35,19
r ≤ 1	1	0	13,75	20,26
r ≤ 2	1	0	2,74	9,16

Notas: (\*) Rechazo al 5% de nivel de significancia (\*\*) rechazo al 1% de significancia. Traza = prueba de la traza. r = número de vectores de cointegración. Número de rezagos en el VAR = 2.

Cuadro A-11

PRUEBA DE COINTEGRACIÓN BASADAS EN EL PROCEDIMIENTO DE JOHANSEN (1988)  
Y DE HANSEN Y JOHANSEN (1993): NICARAGUA

H <sub>0</sub>	Constante	Tendencia	Traza	95%
r = 0	0	0	52,25 **	24,27
r ≤ 1	0	0	6,73	12,32
r ≤ 2	0	0	0,046	4,12

Notas: (\*) Rechazo al 5% de nivel de significancia (\*\*) rechazo al 1% de significancia. Traza = prueba de la traza. r = número de vectores de cointegración. Número de rezagos en el VAR = 1.

Cuadro A-12

PRUEBA DE COINTEGRACIÓN BASADAS EN EL PROCEDIMIENTO DE JOHANSEN (1988)  
Y DE HANSEN Y JOHASEN (1993): REPÚBLICA DOMINICANA

H <sub>0</sub>	Constante	Tendencia	Traza	95%
r = 0	1	1	42,70 **	35,19
r ≤ 1	1	1	21,06 *	20,26
r ≤ 2	1	1	2,98	9,16

Notas: (\*) Rechazo al 5% de nivel de significancia (\*\*) rechazo al 1% de significancia. Traza = prueba de la traza. r = número de vectores de cointegración. Número de rezagos en el VAR = 2.

Cuadro A-13

PRUEBA DE COINTEGRACIÓN BASADAS EN EL PROCEDIMIENTO DE JOHANSEN (1988)  
Y DE HANSEN Y JOHASEN (1993): EL SALVADOR

H <sub>0</sub>	Constante	Tendencia	Traza	95%
r = 0	0	0	65 847 **	24,27
r ≤ 1	0	0	14 400 *	12,32
r ≤ 2	0	0	0,42995	4,12

Notas: (\*) Rechazo al 5% de nivel de significancia (\*\*) rechazo al 1% de significancia. Traza = prueba de la traza. r = número de vectores de cointegración. Número de rezagos en el VAR = 2.

## Descripción base de datos

### Costa Rica

- IPC: base 2000; Fondo Monetario Internacional [www.imf.org](http://www.imf.org)
- PIB: Miles de cólonos del 2000; cálculo propio utilizando datos del PIB nominal y el deflactor implícito del PIB, publicados en: Fondo Monetario Internacional [www.imf.org](http://www.imf.org)
- Empleo: miles de personas; Banco Central de Costa Rica [www.bccr.fi.cr](http://www.bccr.fi.cr)
- Salario: nominal en colones; Comisión Económica para América Latina y el Caribe [www.eclac.cl](http://www.eclac.cl)

### El Salvador

- IPC: base 2000; Fondo Monetario Internacional [www.imf.org](http://www.imf.org)
- PIB: Miles de cólonos del 2000; cálculo propio utilizando datos del PIB nominal y el deflactor implícito del PIB, publicados en: Fondo Monetario Internacional [www.imf.org](http://www.imf.org)
- Empleo: miles de personas; Organización Internacional de Trabajo [www.ilo.org](http://www.ilo.org) y Comisión Económica para América Latina y el Caribe [www.eclac.cl](http://www.eclac.cl)
- Salario: nominal en colones; 1980-1993, en base a datos publicados por el Sistema Regional de Información Laboral: [www.laboral.sieca.org.gt](http://www.laboral.sieca.org.gt), 1994-2005, Comisión Económica para América Latina y el Caribe [www.eclac.cl](http://www.eclac.cl)

### Guatemala

- IPC: base 2000; Fondo Monetario Internacional [www.imf.org](http://www.imf.org)
- PIB: Miles de quetzales del 2000; cálculo propio utilizando datos del PIB nominal y el deflactor implícito del PIB, publicados en: Fondo Monetario Internacional [www.imf.org](http://www.imf.org)
- Empleo: miles de personas; Organización Internacional de Trabajo [www.ilo.org](http://www.ilo.org) y Comisión Económica para América Latina y el Caribe [www.eclac.cl](http://www.eclac.cl)
- Salario: nominal en quetzales; Comisión Económica para América Latina y el Caribe [www.eclac.cl](http://www.eclac.cl)

### Honduras

- IPC: base 2000; Fondo Monetario Internacional [www.imf.org](http://www.imf.org)
- PIB: Miles de lempiras del 2000; cálculo propio utilizando datos del PIB nominal y el deflactor implícito del PIB, publicados en: Fondo Monetario Internacional [www.imf.org](http://www.imf.org)
- Empleo: miles de personas; Comisión Económica para América Latina y el Caribe [www.eclac.cl](http://www.eclac.cl)
- Salario: nominal en lempiras; Comisión Económica para América Latina y el Caribe [www.eclac.cl](http://www.eclac.cl)

**Nicaragua**

- IPC: base 2000; Comisión Económica para América Latina y el Caribe [www.eclac.cl](http://www.eclac.cl)
- PIB: miles de córdobas de 1994; Comisión Económica para América Latina y el Caribe [www.eclac.cl](http://www.eclac.cl)
- Empleo: miles de personas; Comisión Económica para América Latina y el Caribe [www.eclac.cl](http://www.eclac.cl)
- Salario: nominal en córdobas; Comisión Económica para América Latina y el Caribe [www.eclac.cl](http://www.eclac.cl)

**República Dominicana**

- IPC: base 2000; Banco Central de la República Dominicana [www.bancentral.gov.do](http://www.bancentral.gov.do)
- PIB: miles de pesos del 2000; Banco Central de la República Dominicana [www.bancentral.gov.do](http://www.bancentral.gov.do)
- Empleo: miles de personas; Comisión Económica para América Latina y el Caribe [www.eclac.cl](http://www.eclac.cl)
- Salario: nominal en pesos; Comisión Económica para América Latina y el Caribe [www.eclac.cl](http://www.eclac.cl)



Este documento fue elaborado por la Sede Subregional en México  
de la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL)

**Dirección postal:** Presidente Masaryk No. 29  
Col. Chapultepec Morales  
México, D. F., C. P. 11570

**Dirección electrónica:** [cepalmexico@cepal.org](mailto:cepalmexico@cepal.org)

**Biblioteca:** [biblioteca.mexico@cepal.org](mailto:biblioteca.mexico@cepal.org)

**Teléfono:** (5255) 5263 9600

**Fax:** (5255) 5531 1151

**Internet:** <http://www.eclac.org/mexico>