COINTEGRACIÓN Y CONVERGENCIA REGIONAL DE PRECIOS EN MÉXICO

*Renè Lozano Cortés**
*Luis Fernando Cabrera Castellanos***

Resumen

EL PRESENTE TRABAJO EMPLEA LA METODOLOGÍA ASOCIADA A LOS MODELOS DE SERIES DE TIEMPO PARA DETERMINAR LA CONVERGENCIA entre las seis regiones del país, a partir de las series de precios. Se establece el orden de integración de las series individuales, encontrando que todas ellas son $I(1)$. Se prueba la cointegración de cada una con el nivel nacional, encontrando que en todos los casos son $CI(1,-1)$, con lo cual se comprueba la existencia de convergencia en el nivel de precios entre las seis regiones. Este resultado es congruente con el obtenido en trabajos similares para otros países. Al final se presenta un anexo con notas técnicas sobre las pruebas empleadas.

El manejo de series de tiempo en la econometría aplicada impactó, sin duda, el modo en que se venía trabajando tradicionalmente. En particular, el concepto de estacionariedad de las series temporales y su efecto directo sobre la posibilidad de trabajar con regresiones espurias constituyeron el principal punto de atención de los econometristas desde la década de los ochenta, aunque se debe reconocer que los problemas de la correlación cuando el elemento tiempo está presente ya habían sido indicados por Hooker en 1901 (Pesaran, 1987) y Yule (1926) ya planteaba el problema de las regresiones espurias. Sin embargo, el reconocimiento generalizado de estos problemas se da con los trabajos de Granger y Newbold en 1974, al demostrar, basados en simulaciones de Monte Carlo, que el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios puede dar por válidas relaciones fundamentalmente espurias.

En la década de los setenta, los trabajos de Fuller (1976) y Davidson *et al.* (1978) plantean, respectivamente, la necesidad de recurrir al operador diferencia a partir del concepto de la *integrabilidad* y los modelos del mecanismo de corrección de errores (MCE). El papel central en las bases de los modernos trabajos correspondería a Granger, quien en 1981 establece, a partir de los conceptos de *estacionariedad* y *orden de integrabilidad*, el concepto de *cointegración*, abriendo, con ello, la puerta para los desarrollos posteriores sobre los contrastes de integrabilidad de las series temporales. Así, en las décadas de los ochenta y noventa, las principales revistas de economía se caracterizan por la proliferación de artículos en torno a estos temas, particularmente por la elaboración de trabajos de contrastación de estacionariedad de series temporales y por la elaboración de estadísticas para su mejor contrastación.[1] Esta meto-

* Profesora-Investigadora de la Universidad de Quintana Roo (renlozan@correo.uqroo.mx).

** Profesor-Investigador de la Universidad de Quintana Roo (luicabre@correo.uqroo.mx).

[1] Sin embargo, es pertinente señalar que para algunos autores la importancia de los trabajos sobre series de tiempo ha sido sobredimensionada y únicamente debería pertenecer a la sección de pruebas a

dología se concretó exclusivamente a trabajos en series de tiempo y a la polémica en torno a la estacionariedad de las mismas.

Es a partir de la segunda mitad de los noventa que surgen las investigaciones pioneras que identifican la utilidad de esta metodología para aplicarla también al ámbito espacial. El trabajo central en este campo se debe a Bernard y Durlauf (1995), quienes demuestran que la integrabilidad y cointegrabilidad de las series pueden ser interpretadas para determinar la convergencia entre variables en el largo plazo.

Tradicionalmente, la convergencia entre regiones se ha manejado a partir de modelos de corte transversal, fundamentalmente basados en la metodología propuesta por Mankiw *et al.* (1992) y Barro y Sala-i-Martín(1991). Para una aplicación al caso de México, véase Cabrera (2002). Sin embargo, recientemente y a partir de las críticas a este método realizadas por Quah(1996), se han iniciado trabajos que plantean el uso de las series temporales para establecer la tendencia de éstas a converger hacia un equilibrio de largo plazo.

El presente trabajo emplea las series mensuales del Índice de Precios al consumidor de enero de 1982 a julio de 2003 para las seis regiones del país: Frontera Norte (FN), Noreste (NE), Noroeste (NO), Centro Norte (CN), Centro Sur (CS) y Sur (S), siendo el objetivo determinar si existe convergencia de cada una de ellas respecto el índice nacional de precios al consumidor (NAL). Las series son las establecidas por el Banco de México.

Siguiendo a Bernard y Durlauf (1995 y 1996) y a Hall, Roberton y Wickens (1992), podemos definir la convergencia entre dos regiones A y B en términos de una variable X, si

$$\text{Lim}_{t \to \infty} (X_{At} - X_{Bjt}) = \alpha$$

Esta definición establece la convergencia a largo plazo entre dos series en el tiempo, esto es, deberán converger a α con el transcurso del tiempo.

En el caso de series estocásticas, se puede establecer:

$$E[\text{Lim}_{t \to \infty} (X_{At} - X_{Bjt})] = \alpha$$

Es decir, la esperanza matemática de la diferencia entre las dos series, convergerá (aun en una cantidad muy pequeña) hacia α a partir de algún tiempo (t) específico (convergencia en el sentido débil).

Así, para que exista convergencia entre ambas series, se debe cumplir que: *1)* exista cointegración entre ambas; *2)* el vector de cointegración sea (1, -1); *3)* la diferencia de ambas sea una variable estocástica con media cero.

Si se cumplen las tres condiciones señaladas, tendríamos la denominada convergencia fuerte, que supone una cointegración determinista y no sólo estocástica; si únicamente se cumplen la primera y segunda condiciones, implicaría una convergencia del tipo *catchig up,* esto es, sólo se tendría convergencia estocástica. Si únicamente se cumple la primera condición, se tendrían únicamente tendencias comunes y no precisamente convergencia (Oxley y Greasley, 1995 y Bernard y Durlauf, 1996).

A continuación, se realiza la contrastación de las siguientes hipótesis: *1)* si el proceso Generador de Datos (PGD) de las series de índices de precios de las seis regiones son estacionarios o presentan una tendencia estocástica; *2)* Si las series están cointegradas con el índice nacional con un vector de cointegración (1, -1), esto es, que el diferencial entre ellas sea una variable I(0) y; *3)* si el diferencial de las series cointegradas es una variable estacionaria en torno a la media (convergencia a largo plazo) o presenta una tendencia determinística.

En primer lugar, realizamos las pruebas de raíces unitarias sobre las series, a fin de determinar su integrabilidad. Los resultados se exponen en el cuadro 1.[2]

Se intentó la prueba de Dickey-Fuller (1979), sin embargo, encontramos persistentemente autocorrrelación en el término de error, por lo que empleamos en todos los casos la Prueba de Dickey-Fuller (1981) Ampliada (ADF), a fin de obtener errores de ruido blanco; esto se logró en todos los casos con sólo un rezago en la primera diferencia de la variable autoregresiva. Asimismo, se reporta la prueba del *test*

realizar sobre los modelos. Esta afirmación se basa fundamentalmente en el hallazgo de series de tiempo integradas no estacionarias y de series de tiempo no estacionarias en regresiones no espurias (ver Guisán, 2001).

[2] Previamente se analizaron los correlogramas de las series; los resultados son coincidentes con los *tests* ADF y PP presentados.

Cuadro 1
Test de raíces unitarias de Dickey Fuller Ampliado y de Phillips Perrón.
ADF(1) incluye el intercepto en la regresión, el ADF(2) incluye además la tendencia. Para la prueba de Phillips Perrón se emplearon regresiones con intercepto y tendencia en todos los casos.
Nota: Los valores críticos a 95% del ADF son 2.8729 (con intercepto) y 3.4286 (con intercepto y tendencia). Para el PP, el valor crítico es 3.4285 con intercepto y tendencia y con cuatro rezagos.

	ADF(1)	ADF(2)	PP
FN	2.3770	-2.0346	-2.1193
NO	2.6488	-2.0000	-1.9914
NE	2.1343	-1.9078	-2.0447
CN	1.6008	-1.9812	-2.2168
CS	1.7994	-1.9501	-2.1254
S	2.2171	-1.9748	-2.1064
NAL	1.7850	-1.9470	-2.1260

no paramétrico Phillips-Perron (1988), que ha sido señalado como mejor alternativa a la ADF.

Como puede verse, aceptamos en todas las series la existencia de una raíz unitaria tanto con la ADF como con la PP, adicionalmente podemos afirmar que todas las series son I(1) o integradas de orden 1, ya que en cada caso pudimos rechazar la existencia de una segunda raíz unitaria. Estos resultados son coincidentes con los reportados para las series de precios de las provincias españolas por Olloqui *et al.* (1999) y por Suriñach *et al.* (1995).

A continuación se realizaron las pruebas para determinar si cada una de las series regionales está cointegrada con la serie del índice nacional. Existiendo una gran variedad de estadísticos de contraste para ello, hemos decidido emplear el procedimiento máximo verosímil con información completa de Johansen (1988) que presenta notables ventajas frente a métodos alternativos (Suriñach, 1995). Para ello, planteamos las ecuaciones de cointegración uno a uno de cada serie regional frente a la nacional.

En todos los casos, se puede observar que no se rechaza la hipótesis de la existencia de una ecuación de cointegración, lo que denota la existencia de cointegración en todas las series con respecto al índice nacional. Lo

Cuadro 2
Test de Cointegración de Johansen
El LR es el valor del Likelihood Ratio a 5% de confianza.
Los valores críticos son de 25.32 para la H0 de r = 0 y de 12.25 para la H0 de r = 1. El valor de r en la hipótesis representa el número de vectores de cointegración, por lo que r=0 representa la no cointegración.

Variable	Ho	Ha	LR
FN	r =0	r = 1	28.5302
	r =1	r = 2	3.9317
NO	r =0	r = 1	53.3494
	r =1	r = 2	11.9192
NE	r =0	r = 1	31.5107
	r =1	r = 2	4.2639
CN	r =0	r = 1	41.8648
	r =1	r = 2	8.3123
CS	r =0	r = 1	31.4732 (5)
	r =1	r = 2	9.5170
S	r =0	r = 1	31.1455
	r =1	r = 2	3.7998

anterior, nos lleva a la conclusión de que, efectivamente, existe una tendencia a la convergencia en el nivel de precios en las seis regiones de nuestro país. Más particularmente, encontramos una convergencia en el sentido "fuerte". Este resultado es coincidente, en lo general, con los estudios que se han realizado sobre convergencia a nivel regional basados en modelos de series temporales, sea empleando series de empleo (Torres *et al.*, 2002), de niveles de precios (Suriñach *et al.*, 1995; Olloqui *et al.*, 1999; Pons *et al.*, 2000) o de ingreso per cápita (Estrin y Urga, 1997).

Conclusión

El resultado de este trabajo permite concluir que los niveles de precios de las seis regiones del país tienden a converger en el largo plazo. Sin embargo, creemos que la principal utilidad del trabajo es el avance en el empleo de las técnicas tradicionales de series temporales y, principalmente, de la teoría de la cointegración, para el análisis del desarrollo regional, particularmente para las investigaciones en torno a la convergencia entre regiones, restringidas hasta hace muy pocos años a trabajar únicamente con modelos de corte transversal. Recientemente, han aparecido trabajos pioneros que indagan sobre convergencia a partir de datos de panel, con lo que se podrá subsanar una dificultad importante de los datos temporales para regiones nacionales: la poca extensión de las series (Mahía, 2001).

Anexo

Nota 1. Las pruebas de estacionariedad. Dickey-Fuller(DF); Dickey-Fuller Ampliado (ADF) y Phillips-Perron (PP).

Esta prueba es, sin duda, la de uso más extendido para la detección de raíces unitarias (y por tanto estacionariedad) en las series de tiempo. Prueba la H_0 de existencia de un paseo aleatorio contra la alternativa de un proceso AR(1) estacionario. Básicamente establece la siguiente regresión:

$$Y_t = \ddot{e}Y_{t-1} + \mathring{a}_t, \text{ con } \mathring{a}_t \sim \text{RB (Ruido Blanco)} \quad (2.1)$$

Y probar la hipótesis de $\ddot{e}=1$.

Nótese que este caso es igual que probar la H_0 de $\tilde{a}=0$ en la siguiente regresión:

$$\Delta Yt = \tilde{a}Y_{t-1} + \mathring{a}_t \quad (2.2)$$

$$\text{donde } \Delta Y = (Y_t - Y_{t-1}) \text{ y } \tilde{a} = (1-\ddot{e})$$

En la medida en que la distribución del estimador $\tilde{a}$ no es independiente de la existencia de un termino constante y/o de la existencia de una tendencia determinística en la serie, se pueden identificar los siguientes casos:

$$a)\ \Delta Yt = \tilde{a}Y_{t-1} + \mathring{a}_t \quad (2.3.a)$$
$$b)\ \Delta Yt = \alpha + \tilde{a}Y_{t-1} + \mathring{a}_t \quad (2.3.b)$$
$$c)\ \Delta Yt = \alpha + \beta t + \tilde{a}Y_{t-1} + \mathring{a}_t \quad (2.3.c)$$

Es pertinente señalar dos aspectos. En primer lugar, el estadístico de prueba para contrastar la H_0 respecto a $\tilde{a}$ para determinar la existencia de raíz unitaria, no puede ser la tradicional t de student, ya que como pudieron demostrar los autores del DF, en presencia de series no estacionarias, los estimadores no presentan una distribución tradicional (normal o aproximada a ella). Por lo anterior, se han establecido los valores críticos de contraste realizados bajo simulaciones de Monte Carlo, conocidos como estadístico $\hat{o}$. Posteriormente, MacKinnon (1991) determinó una serie más amplia de simulaciones para $\hat{o}$ que la establecida por Dickey y Fuller; ésta fue la empleada en el presente trabajo.

En segundo lugar, es importante destacar que en las tres ecuaciones de (2.3) se supone un término de error de ruido blanco, situación que no es común dada la presencia frecuente de autocorrelación. La solución a este problema se dio por dos vías: una parámetrica planteada por los mismos Dickey y Fuller; la otra no paramétrica, elaborada por Phillips y Perron.

El *Test* ADF

La propuesta para el tratamiento de un $\mathring{a}_t$ autocorrelacionado, lo presentan Dickey y Fuller (1981), permitiendo un esquema AR(p), esto es, una estructura de retardos que permita captar la estructura autoregresiva. Así, la ecuación para el ADF sería:

d) $\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \tilde{a}Y_{t-1} + \Sigma\delta\Delta Y_{t-i} + \text{ą}_t$ (2.4)

con un valor de p tal que garantice un ą de ruido blanco.

El *Test* PP

Phillips y Perron (1988) sugieren transformar los estadísticos del DF, a fin de hacerlos compatibles con la presencia de autocorrelación y heteroscedasticidad. A partir de que el estadístico ô a emplear para la contrastación de ã depende de la relación $(\acute{o}^2_{a}/\ \acute{o}^2)$, donde:

$$\sigma^2_{a} = \lim[T^{-1}\Sigma E(\acute{a}^2_t)] \quad (2.5.a)$$

y

$$\sigma^2 = \lim[T^{-1}E(\Sigma \text{ą})^2] \quad (2.5.b)$$

En (2.5) σ^2 considera las autocovarianzas entre los términos de error, por lo que, si éstos no son ruido blanco, $\sigma^2_a/\sigma 2$ será diferente de 1, con lo que los estadísticos empleados para el DF no son confiables, ya que se tabularon bajo tal supuesto. La alternativa es transformar los estadísticos ôa partir de la estimación muestral de $\sigma^2_{a y}\sigma^2$. Las estimaciones propuestas por PP son, respectivamente:

$$S^2_{a} = \Sigma \acute{a}^2_t/T \quad (2.6.a)$$

$$S^2_{Tl} = \Sigma \acute{a}^2_t/T + 2[\Sigma(1-(p/l+1))\Sigma \text{ą}_t \text{ą}_{t-1}] \quad (2.6.b)$$

Para la determinación del parámetro de truncamiento *l*, se sugiere establecerlo a partir del tamaño de la muestra, Schwert (1989) sugiere $l = 4\sqrt{(T/100)^{1/9}}$ ó $l = 12\sqrt{(T/100)^{1/9}}$.

A manera de ejemplo, para el caso más sencillo (la ecuación 2.3.a), la corrección no parámetrica de ô estaría dada por:

$$Z(\hat{o}) = (S^2_a/\ S^2_{Tl})\ \hat{o} - [1/2(S^2_{Tl} - S^2_a)/ S_{Tl}(\sqrt{T^{-2}\Sigma Y^2_{t-1}})] \quad (2.7)$$

Para la determinación del orden de integración, la prueba más sencilla consiste en diferenciar por segunda (tercera, etcétera) vez, la ecuación (2.3), a fin de comprobar una segunda raíz unitaria. En el caso de (2.3.a), tendríamos:

$$\Delta(\Delta Yt) = \alpha + \beta t + \tilde{a}\Delta Y_{t-1} + \text{ą}_t \quad (2.8)$$

Si con base en la H_0 de ã= 0 encontramos que nuestra serie es estacionaria I(0), podemos afirmar que la serie original es I(1). Si encontramos una nueva serie no estacionaria, podríamos tener el caso de la serie original sea I(2) o integrada de segundo orden.

Nota 2. Pruebas de Cointegración. El *Test* de Johansen.

El contar con un par de series no estacionarias, no implica que la combinación lineal de éstas también lo sea. En caso de que esta combinación resulte en una serie estacionaria, podemos afirmar que las series originales se encuentran cointegradas. El procedimiento propuesto por Johansen plantea un modelo VAR(p) del tipo:

$$Yt = \alpha + \ddot{I}_1 Y_{t-1} + ... + \ddot{I}_p Y_{t-p} + \text{ą}_t \quad (2.9)$$

Donde Y es un vector columna de *m* variables no estacionarias *I*(1); α y ą son, respectivamente, vectores de constantes y de variables aleatorias de ruido blanco. Podemos escribir (2.9) como

$$\Delta Y_t = \alpha + \bar{A}_1\Delta Y_{t-1} + ... + \bar{A}_{p-1}\Delta Y_{t-p+1} + \ddot{I}\ Y_{t-p} + \text{ą}_t \quad (2.10)$$

donde

$$\bar{A}_i = -I + \ddot{I}_1 + ... + \ddot{I}_i\ I = i, ...; p-1$$
$$\ddot{I} = -I + \ddot{I}_1 + ... + \ddot{I}_p$$

La expresión (2.10) es un Modelo de Corrección de Error (MCE). Debe notarse que para que ésta se encuentre en equilibrio, es necesario que $\ddot{I}\ Y_{t-p}$ sea *I*(0). La matriz de coeficientes Ï representa las relaciones de cointegración existentes. Si tomamos el rango de Ï = *r*, se puede demostrar que:

a) Si *r* = 0, Ï es una matriz nula, de manera que (2.10) sólo tiene variables en primeras diferencias y las variables del vector Y_t serían *I*(1). Esto significaría que no existe ninguna combinación lineal de variables que sea *I*(0), o bien, que no existe ninguna relación de cointegración.

b) Si *r* = *m*, existen exactamente *r* relaciones de cointegración y ninguna de las series tiene una raíz unitaria. En un sentido práctico, en este caso carece de importancia la prueba de cointegración.

c) Si $0 < r < m$. Este es sin duda el caso más interesante. El Teorema de Representación de Granger establece que si $r<m$, entonces existen rxm matrices α y β, de orden r tal que Ï $= \alpha\beta$ y $\beta'Y_t$ es estacionaria. El número de relaciones de cointegración (o rango de integración) es r y cada columna de α es el vector de cointegración. Los elementos β son conocidos como los parámetros de ajuste en el modelo de corrección de error. En este caso, α estaría midiendo la velocidad del ajuste de cada vector de cointegración en cada ecuación de (2.10).

BIBLIOGRAFÍA

BARRO, R. y X. Sala-I-Martín (1991), "Convergence", *Journal of Political Economy*, 100, pp. 223-251.

BERNARD, A.B. y S. N. Durlauf (1991), "Convergence of International Output Movements", NBER, Documento núm. 3717.

BERNARD, A.B. y S.N. Durlauf (1996), "Interpreting Test of the Convergence Hipotesis", *Journal of Econometrics*, vol. 71, pp. 161-173.

CABRERA, C. L. (2002), "Crecimiento económico y convergencia regional en México: 1970-1995", *Anuario de la DCSEA 2001*, México, Universidad de Quintana Roo.

DAVIDSON, J., D. Hendry, F. Srba y S. Yeo (1978), "Econometric Modelling of the Aggregate Time-Series Relationship Between Consumers' Expenditure and Income in the United Kingdom", *The Economic Journal*, vol. 88, pp. 661-692.

DICKEY, D. A. y W. Fuller (1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of American Statistical Asociation*, vol. 74, pp. 427-431.

DICKEY, D. A y W. Fuller (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, vol. 49, pp. 1057-1072.

ESTRIN, Saúl y Giovanni Urga (1997), "Convergence in Output in Transition Economics, Central and Eastern Europe, 1970-1995", The William Davidson Institute, Documento núm. 30.

FULLER, W. (1976), *Introduction to Statistical Time Series*, John Willey and Sons.

GRANGER, C. W. J. y P. Newbold (1974), "Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics*, vol. 2, pp. 111-120.

JOHANSEN, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economics Dynamics and Control*, vol. 12.

MACKINNON, J. G. (1991), "Critical Values for Cointegration Tests", en R. F. Engle y C. W. J. Granger (eds.), *Long-run Economic Relationships: Readings in Cointegration*, Oxford University Press.

MAHÍA, C. R. (2001), "Cointegración con datos de panel: una nueva forma de análisis de la combinación de variables no estacinarias", *Documentos de Trabajo del DETEC: 2001-02*, Instituto de Economía Pública del País Vasco.

OLLOQUI, I., S. Sosvilla y J. Alonso (1999), "Convergencia en precios de las provincias españolas", Documento de trabajo 99-04, FEDEA.

OXLEY, L. y D. Grasley (1995), "A Time-Series Perspective on Convergence: Australia, UK and USA since 1870", *The Economic Record*, vol. 71, pp. 259-270.

PESARAN, M. H. (1987), "Econometrics", en Eatwell, Milgate y Newman (eds.), *The New Palgrave. Econometrics*, Londres, McMillan.

PHILLIPS, P. C y P. Perron (1988), "Testing for Unit Root in Time Series Regression", *Biometrica*, vol. 75, pp. 335-346.

PONS, E. y J. Suriñach (2000), "Persistencia, raíces unitarias y convergencia regional en las tasas de inflación en España", *Cuadernos del FEDEA*, EE84.

SCHWERT, G. W. (1989), "Test for Unit Roots: a Monte Carlo Investigation", *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 7, núm. 2, pp. 147-159.

SURIÑACH, J., M. Artís, B. López y A. Sansó (1995), "Análisis económico regional. Nociones básicas de la Teoría de la Cointegración", Antoni Bosch.

TORRES, CH. y F. Villaba (2000), "La convergencia del mercado de trabajo de Andalucía", ponencia presentada al I Congreso de Ciencia Regional de Andalucía. Andalucía en el Umbral del siglo XXI.

YULE, G. U. (1926), "Why Do We Sometimes Get Nonsense Correlations Between Time Series? A Study in Sampling and the Nature of Time Series", *Journal of the Royal Statistical Society*, vol. 89, pp. 1-64.