

# MPRA

Munich Personal RePEc Archive

## **Regional Convergence in Mexico: A Cointegration Test with Price Index**

Luis F. Cabrera-Castellanos and René Lozano-Cortés

2005

Online at <http://mpa.ub.uni-muenchen.de/4058/>  
MPRA Paper No. 4058, posted 14. July 2007

# Convergencia Regional en México: Una Prueba de Cointegración en Precios.

Luis Fernando Cabrera-Castellanos  
René Lozano Cortés

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 su cointegración de cada una con el nivel nacional, encontrando que en todos los casos son  $CI(1,-1)$ , con lo que se comprueba la existencia de convergencia en el nivel de precios entre las seis regiones. Este resultado es congruente con el obtenido por trabajos similares para otros países. Al final se presenta un anexo con notas técnicas sobre las pruebas empleadas.

## Abstract

This paper use the Times Series scope to find the convergence between six regions in México used the Prices Series Index. We stand the integration order about the particular series and we found all them are  $I(1)$ . We proof the cointegration each one about the national series and we found all of them are  $CI(1,-1)$ , then, we found convergence in the price index level between all regions. This result is suitable respect other similar works. At the end, We append a technical notes about the proofs we employed.

## I

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, constituyó el principal punto de atención de los econométricos 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 plantea 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 misma 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 significados por la elaboración de trabajos de contrastación de estacionariedad de series temporales y por la elaboración de estadísticos para su mejor contrastación.<sup>1</sup>

Esta metodología 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

---

<sup>1</sup> 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 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).

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-Martin(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 del 2003 para las 6 regiones del país: Frontera Norte (FN), Noeste (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.

## II.

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

$$\lim_{t \rightarrow \infty} (X_{At} - X_{Bt}) = \alpha$$

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

En el caso de series estocásticas, se puede establecer:

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

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

Así, para que exista convergencia entre ambas series, se debe cumplir que: i) exista cointegración entre ambas; ii) el vector de cointegración sea (1, -1); iii) 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: i) 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; ii) 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; iii) 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 el cuadro no. 1.<sup>2</sup>

Se intentó la prueba de Dickey-Fuller (1979), sin embargo encontramos persistentemente autocorrelación 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 no paramétrico Phillips-Perron (1988), que ha sido señalado como mejor alternativa a la ADF.

Cuadro 1

Test de raíces unitarias de Dickey Fuller Ampliado y de Phillips Perrón

	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

ADF(1) incluye el intercepto en la regresión, el ADF(2) incluye además la tendencia. Para la prueba de Phillips perrón se emplearon e todos los casos regresiones con intercepto y tendencia y suponiendo

Nota: Los valores del ADF críticos al 95% 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.

<sup>2</sup> Previamente se analizaron los correlogramas de las series; los resultados son coincidentes con los tests ADF y PP presentados.

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, hemos planteado las ecuaciones de cointegración uno a uno de cada serie regional frente a la nacional.

Cuadro 2.

Test de Cointegración de Johansen

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

El LR es el valor del Likelihood Ratio al 5% de confianza. Los valores críticos son de 25.32 para la  $H_0$  de  $r = 0$  y de 12.25 para la  $H_0$  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.

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 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 sobre convergencia a nivel regional se han realizado 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; ) y 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 avanzar 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. (Véase al respecto Mahía, 2001).

## Referencias bibliográficas.

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

Bernard A.B. y Durlauf, S.N (1991) "Convergence of International Output Movements". NBER *Working Papers Series* No. 3717.

Bernard A.B. y Durlauf, S.N (1996) "Interpreting test of the convergence hipótesis", *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*. Universidad de Quintana Roo. México

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

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

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

Estrin Saúl y Urga Giovanni, (1997) "Convergence in output in transition economics, Central and eastern Europe, 1970-1995". The William Davidson Institute. *Working Paper* N0.30.

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

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

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

MacKinnon, J.G. (1991) "Critical Values for Cointegration Tests," Chapter 13 in *Long-run Economic Relationships: Readings in Cointegration*, edited by R.F.Engle and .W.J. Granger, Oxford University Press.

Mahía, C.R (2001) "Cointegración con datos de Panel: Una Nueva Forma de Análisis de la Combinación de Variables no Estacionarias", *Documentos de Trabajo del DETEC: 2001-02*. Instituto de Economía Pública del País Vasco.

Mankiw, Romer y Weill (1992) "A contribution to the empirics of economic growth". *Quarterly Journal of Economics*,

Olloqui, I., Sosvilla, S. Y Alonso J. (1999) "Convergencia en Precios de las Provincias Españolas". *Documento de Trabajo 99-04*, FEDEA.

Oxley,L y Grasley,D. (1995) “A Time-Series Perspective on vonvergence: Australia, UK, and USA since 1870”, *The Economic Record*, Vol 71, pp- 259-270.

Pesaran, M.H. (1987) “Econometrics” en en Eatwell, Milgate y Newman editors: *The New Palgrave. Econometrics*. McMillan, Londres.

Phillips, P.C y Perron, P. (1988) “Testing for Unit Root In time Series Regression”, *Biometrica*, 75, pp. 335-346.

Pons, E. Y Suriñach, J. (2000) “Persistencia, Raíces Unitarias y Convergencia Regional en las Tasas de Inflación en España”. *Cuadernos del FEDEA EE84*

Quah Danny (1996) “Empirics for economic growth and convergence” *European Economic review*.

Schwert, G.W. (1989) “Test for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation”. *Journal of Business and Economic Statistics*, 7, 2, pp. 147-159.

Suriñach, J., Artís, M., López, B., y Sansó A. (1995) “Análisis Económico Regional. Nociones Básicas de la Teoría de la Cointegración” . Antoni Bosch.

Torres, CH. Y Villaba, F. (2000) “ La Convergencia del Mercado de Trabajo de Andalucía” (ponencia presentada al I Congreso de Ciencia Regional de Andalucía. Andalucía en el Umbral del S. 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*, 89, pp. 1-64