

ENSAYOS *Revista de Economía*

Volumen XXXVI, número 1

mayo de 2017

Artículos

¿Existe memoria larga en mercados bursátiles, o depende del modelo, periodo o frecuencia?

Héctor F. Salazar-Núñez, Francisco Venegas-Martínez, Cuahutémoc Calderón-Villareal

Desempleo y criminalidad en los estados de la frontera norte de México: un enfoque espacial bayesiano de vectores auto-regresivos

Victor Hugo Torres-Preciado

Crecimiento económico, precios y consumo de energía en México

Juan Marroquín-Arreola, Humberto Ríos-Bolívar

Resoluciones de disputas comerciales y desempeño económico regional en México

Juan Carlos Chávez, Felipe J. Fonseca, Manuel Gómez-Saldívar



UANL

UNIVERSIDAD AUTÓNOMA DE NUEVO LEÓN

Universidad Autónoma de Nuevo León

Facultad de Economía

Centro de Investigaciones Económicas



UANL

UNIVERSIDAD AUTÓNOMA DE NUEVO LEÓN

Universidad Autónoma de Nuevo León Rector

Dr. med. Santos Guzmán López

Secretario General

Dr. Juan Paura García

Secretario Académico

Dr. Jaime Arturo Castillo Elizondo

Secretario de Extensión y Cultura

Dr. José Javier Villarreal Álvarez Tostado

Director de Editorial Universitaria

Lic. Antonio Jesús Ramos Revillas

Directora de la Facultad de Economía

Dra. Joana Cecilia Chapa Cantú

Director del Centro de Investigaciones Económicas

Dr. Edgar Mauricio Luna Domínguez

Editor Responsable

Dr. Jorge Omar Moreno Treviño

Editores Asociados

Dr. Edgar Mauricio Luna Domínguez

Dr. Daniel Flores Curiel

Dra. Cinthya Guadalupe Caamal Olvera

Dra. Joana Cecilia Chapa Cantú

Consejo Editorial

Alejandro Castañeda Sabido (Comisión Federal de Competencia Económica, México)

Dov Chernichovsky (University of the Negev, Israel)

Richard Dale (University of Reading, Inglaterra)

Alfonso Flores Lagunes (Syracuse University, EUA)

Chinhui Juhn (University of Houston, EUA)

Timothy Kehoe (University of Minnesota, EUA)

Félix Muñoz García (Washington State University, EUA)

Salvador Navarro (University of Western Ontario, Canadá)

José Pagán (The New York Academy of Medicine, EUA)

Elisenda Paluzie (Universitat de Barcelona, España)

Leobardo Plata Pérez (Universidad Autónoma de San Luis Potosí, México)

Martín Puchet (Universidad Nacional Autónoma de México, México)

Patricia Reagan (Ohio State University, EUA)

Mark Rosenzweig (Yale University, EUA)

Ian Sheldon (Ohio State University, EUA)

Carlos Urzúa Macías († 2024) (Tecnológico de Monterrey, México)

Francisco Venegas Martínez (Instituto Politécnico Nacional, México)

Comité Editorial

Ernesto Aguayo Téllez, Lorenzo Blanco González (UANL, México)

Alejandro Ibarra Yúnez (Tecnológico de Monterrey, México)

Vicente Germán-Soto (Universidad Autónoma de Coahuila, México)

Raúl Ponce Rodríguez (Universidad Autónoma de Ciudad Juárez, México)

Ignacio de Loyola Perrotini Hernández (Universidad Nacional Autónoma de México)

Edición de redacción, estilo y formato

Paola Beatriz Cárdenas Pech

Bricelda Bedoy Varela

Ensayos Revista de Economía, Vol. 36, No. 1, enero-junio 2017. Es una publicación semestral, editada por la Universidad Autónoma de Nuevo León, a través de la Facultad de Economía con la colaboración del Centro de Investigaciones Económicas. Domicilio de la publicación: Av. Lázaro Cárdenas 4600 Ote., Fracc. Residencial Las Torres, Monterrey, N.L. C.P. 64930. Tel. +52 (81) 8329 4150 Ext. 2463 Fax. +52 (81) 8342 2897. Editor Responsable: Jorge Omar Moreno Treviño. Reserva de derechos al uso exclusivo No. 04-2009-061215024200-102, ISSN 1870-221X, ambos otorgados por el Instituto Nacional del Derecho de Autor. Licitud de Título y Contenido No. 14910, otorgado por la Comisión Calificadora de Publicaciones y Revistas Ilustradas de la Secretaría de Gobernación. Registro de marca ante el Instituto Mexicano de la Propiedad Industrial: 1182771. Impresa por: Serna Impresos, S.A. de C.V., Vallarta 345 Sur, Centro, C.P. 64000, Monterrey, Nuevo León, México. Fecha de terminación de impresión: 1 de mayo de 2017. Tiraje: 30 ejemplares. Distribuido por: Universidad Autónoma de Nuevo León, a través de la Facultad de Economía, Av. Lázaro Cárdenas 4600 Ote., Fracc. Residencial Las Torres, Monterrey, N.L. C.P. 64930.

Las opiniones y contenidos expresados en los artículos son responsabilidad exclusiva de los autores.

Índice

<i>¿Existe memoria larga en mercados bursátiles, o depende del modelo, periodo o frecuencia?</i>	1
Héctor F. Salazar-Núñez, Francisco Venegas-Martínez, Cuahutémoc Calderón-Villareal	
<i>Desempleo y criminalidad en los estados de la frontera norte de México: un enfoque espacial bayesiano de vectores autorregresivos</i>	25
Victor Hugo Torres-Preciado	
<i>Crecimiento económico, precios y consumo de energía en México</i>	59
Juan Marroquín-Arreola, Humberto Ríos-Bolívar	
<i>Resoluciones de disputas comerciales y desempeño económico regional en México</i>	79
Juan Carlos Chávez, Felipe J. Fonseca, Manuel Gómez-Saldívar	

¿Existe memoria larga en mercados bursátiles, o depende del modelo, periodo o frecuencia?

Is there Long Memory in Stock Markets, or Does it Depend on the Model, Period or Frequency?

Héctor F. Salazar-Núñez^{*}
Francisco Venegas-Martínez^{**}
Cuauhtémoc Calderón-Villareal^{***}

Recibido: 11 septiembre 2015/ Aceptado: 13 julio 2016

Resumen

El presente trabajo cuestiona si realmente existe memoria larga en los principales mercados accionarios del mundo y, en caso de que esta exista, a qué se debe: ¿al tipo de modelos econométricos empleados, al periodo o la frecuencia de los datos? Para ello, se realiza un análisis comparativo entre modelos ARFIMA y GARCH. Los únicos mercados que mostraron resultados consistentes de memoria larga, independientemente del método, periodo y frecuencia, fueron China y Corea del Sur. El primero tiene memoria larga y el segundo, corta.

Clasificación JEL: N2, C58.

Palabras clave: Mercados bursátiles. Memoria larga. Métodos econométricos de series de tiempo.

Abstract

This paper analyses the existence of long memory in the major stock markets in the world, and if this is the case, whether it's due to the type of econometric models used, the period of study or the frequency of data

^{*}Escuela Superior de Economía, Instituto Politécnico Nacional. Correo electrónico: hectorsalazar313@gmail.com

^{**}Escuela Superior de Economía, Instituto Politécnico Nacional. Correo electrónico: fvenegas1111@yahoo.com.mx

^{***}Departamento de Estudios Económicos, Colegio de la Frontera Norte, A.C. Correo electrónico: ccalderon17@outlook.com

(intraday, daily, weekly, etc.)? To do this, we perform a comparative analysis between the empirical results of ARFIMA and GARCH models. The stock markets that showed consistent results of long memory, regardless of the method, the period and the frequency were China and South Korea. The first one exhibits long memory, and the other a short one.

JEL classification: N2, C58

Keywords: Stock Markets. Long Memory. Time Series Econometric Models.

Introducción

Existen muchas investigaciones sobre el fenómeno de memoria en índices bursátiles, entre los cuales se encuentran el trabajo pionero de Hurst (1951), el cual dio origen a modelos econométricos con memoria (corta o larga), o bien como el propuesto por Granger y Joyeux (1980) y Hosking (1981), llamado modelo autorregresivo fraccionalmente integrado de medias móviles (ARFIMA o FARIMA), o el Baillie *et al.* (1996), llamado modelo autorregresivo generalizado de heterocedasticidad condicional fraccionalmente integrado (FIGARCH), y todas sus variantes. Por otro lado, la manera de probar la existencia de memoria en una serie de tiempo ha ido cambiando, ya sea por la eliminación o introducción de nuevos argumentos o por la forma en que se estima el coeficiente de Hurst, lo cual conlleva a enfoques paramétricos, no paramétricos o semiparamétricos. Las pruebas más comunes son las propuestas por Geweke y Porter-Hudak (GPH) (1983), Higuchi (1988) y Robinson (1995), y algunas otras de tipo heurístico como el método del correlograma y el método de la varianza agregada (Taqqu *et al.*, 1995).

La importancia de probar la existencia de memoria, ya sea corta o larga, en una serie de tiempo, proviene de dos aspectos. Primero, hay que escoger el modelo adecuado que logre captar el fenómeno, ya que los modelos tradicionales basados en la hipótesis de mercado eficiente de Malkiel y Fama 1970 (caminata aleatoria), en donde el dato relevante es el inmediato anterior, no permite retener en la memoria eventos muy remotos. En contraste, los modelos que captan la memoria suponen que toda la serie es importante, dado que el último dato de la serie de tiempo también impacta al primero en diferente proporción. En segundo lugar, hay que generar mejores pronósticos para la toma de decisiones, sean de carácter económico o financiero.

Los resultados de los trabajos que tratan de probar la existencia de memoria en índices bursátiles han sido marginales; por ejemplo, Cheung y Lai (1995) analizan dieciocho índices de mercado con frecuencia mensual en el periodo 1970-1992, y encuentran memoria larga en Austria, España, Italia y Japón.

Estos autores destacan que hay que distinguir entre memoria en los rendimientos y memoria en la volatilidad. Sadique y Silvapulle (2001) analizan siete índices de mercado con frecuencia semanal entre 1993 y 1998. Estos autores encuentran memoria larga en Corea del Sur, Malasia, Singapur y Nueva Zelanda. Ellos también introducen la diferencia de estimar el coeficiente de Hurst en el dominio temporal y en el de frecuencias. Henry Olan (2002) analiza el índice de mercado con frecuencia mensual, en 1982-1998, de nueve países, y encuentra memoria larga en Corea del Sur. Este autor encuentra que existe poca evidencia de memoria larga en el resto de los índices, y que se debe más bien a burbujas especulativas y costos de transacción. Hiremath y Kamaiah (2011) analizan veinte índices de mercado con frecuencia mensual entre 1990 y 2000, y encuentran memoria larga en Brasil, Chile y Estados Unidos, haciendo diferencia entre mercados emergentes y consolidados. Otros trabajos que analizan índices y sus componentes son los de Anoruo y Gil-Alana (2011), quienes analizan once índices de mercado de países africanos con datos de frecuencia diaria, con intervalos de estudio distintos en 1993-2006, y encuentran memoria larga en Egipto, Marruecos, Nigeria y Túnez. Asimismo, Bhattacharya y Bhattacharya (2012) estudian diez índices de mercado con frecuencia diaria en 2005-2011, y encuentran que Brasil, Chile, China, Corea del Sur, Hungría, India, Malasia, México, Rusia y Taiwán tienen memoria larga. Por otro lado, algunos estudios analizan índices y hacen hincapié en mercados en vías de desarrollo, como se muestra en el trabajo de Barkoulas *et al.* (2000), donde se analiza el índice de Grecia en 1981-1990 con frecuencia mensual, hallando memoria larga en dicho índice. Tolvi (2003) estudia el índice de Helsinki Stock Exchange y veinte activos de empresas, con datos diarios de 1987-2001, y encuentra memoria larga en índices y en activos, destacando que es común la memoria larga en pequeños mercados. Granger y Hyung (2004) examinan el índice S&P500 con frecuencia diaria en 1928-2002. El análisis lo realizan por sub-periodos y encuentran fuerte evidencia de memoria larga en el índice, en términos absolutos; también encuentran que cuando existe rompimiento estructural en el modelo de estimación, no se distingue qué tipo de memoria tiene la serie. Por su lado, Oh *et al.* (2006), analizan siete índices, dos de los cuales los examinan en frecuencia intradía (S&P500 y KOSDAQ). Estos autores normalizan los rendimientos por medio de la varianza, y encuentran que Alemania, Corea del Sur, Estados Unidos, Hong Kong, Francia, Japón y Reino Unido presentan eficiencia del mercado y que todas las series tienen memoria larga, con excepción de los dos índices analizados intradía. También muestran que los mercados emergentes presentan más volatilidad que los maduros. De igual forma, Danilenko (2009) examina el índice OMX Baltic durante 2000-2008. Este índice contiene a los sectores comunicaciones, energía, consumo, salud, financiero y tecnología, hallando memoria larga en dicho índice. Mukherjee *et al.* (2011), estudia el índice Sensex, un aproximado del índice de la India, con frecuencia diaria de

1997-2009 en términos de rendimientos y niveles. Estos autores no encuentran memoria larga. Saleem (2014) analiza el índice de mercado y la eficiencia del mercado financiero de Rusia, y otros mercados como el petróleo, energía, bienes de consumo y telecomunicaciones, con frecuencia diaria, en 2004-2013, en forma de rendimientos, encontrando en los índices una alta correlación y memoria larga.

Este trabajo examina el fenómeno de memoria, ya sea corta o larga, de veinte índices de mercados de países en vías de desarrollo y desarrollados, con frecuencias diaria, semanal y mensual, para analizar si afecta el hecho de que un índice presente o no algún tipo de memoria debido a su periodicidad. En la segunda sección, se presenta de manera breve el concepto de memoria y su modelado; en la tercera, se mencionan las pruebas que detectan memoria; en la cuarta, se realiza un análisis estadístico de los índices de mercado y se aplican las pruebas de detección de memoria. Por último, se presentan las conclusiones.

1. Definición de memoria larga

Existen diversas definiciones de procesos estacionarios con memoria larga, cada una referida a un aspecto de la serie de tiempo, como puede ser la autocorrelación, varianza y densidad espectral. Los primeros que definieron un proceso estacionario con memoria larga fueron Himpel y McLeod (1978), con base en el comportamiento de las autocovarianzas. Estos autores encontraron en su estudio que algunas series de tiempo tenían una caída lenta.¹ En esta investigación, se retoma la definición de memoria larga de Beran (1994), la cual es como sigue: Si y_t es un proceso estacionario, entonces existe un número real $\alpha(0,1)$ una constante $c > 0$ que satisfacen:

$$\lim_{k \rightarrow \infty} \frac{\rho(k)}{ck^{-\alpha}} = 1 \tag{1}$$

donde $\rho(k)$ son las autocorrelaciones de la serie y_t . Otras definiciones alternativas se pueden encontrar en Beran (1994), Granger y Hyung (2004) y Palma (2007). Por ejemplo, $\text{var}(\bar{y}_t) \approx cT^{-\alpha}$ cuando $T \rightarrow \infty$ y $f(\omega) \approx c\omega^{-\beta}$ cuando $\omega \rightarrow 0$, donde $f(\omega)$ es la densidad espectral y c es una constante positiva. En cada caso, α, β satisfacen $0 < \alpha < 1$ y $0 < \beta < 1$. Como puede observarse, la primera definición se refiere a la varianza y la segunda a la densidad espectral.

¹ Se dice que y_t es un proceso estacionario con memoria corta y larga, si la suma de la autocovarianzas (autocorrelación) es sumable (finita), es decir, $\sum_{k=-\infty}^{\infty} |\gamma_k| < \infty$, con $\gamma_k = \rho_k \sigma_y^2$

Un modelo que puede capturar este tipo de fenómeno fue propuesto por Granger y Joyeux (1980) y Hosking (1981). Por su parte, Hosking estableció una extensión del modelo ARIMA bajo la metodología Box-Jenkins (1976), en el que se propone que el modelo tuviera dos comportamientos. El primero trata con un modelo ARIMA(0, d , 0) y el segundo con $p \neq 0$ y $q \neq 0$. El modelo ARFIMA o FARIMA (p, d, q) está representado por la siguiente ecuación:

$$\alpha(L)(1-L)^d y_t = \beta(L)\varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2), \quad (2)$$

donde y_t es la variable de estudio, $\alpha(L) = 1 - \alpha_1 L - \dots - \alpha_p L^p$, $\beta(L) = 1 - \beta_1 L - \dots - \beta_q L^q$ y son los polinomios del operador rezago L , $(1-L)^d$ es el operador rezago fraccional² y ε_t es un proceso ruido blanco con media cero y varianza constante. El parámetro d es un número real que puede tomar valores en el intervalo cerrado $[-0.5, 0.5]$. Si $d < 0.5$, entonces y_t es estacionaria y todas las raíces de $AR(p)$ están fuera del círculo unitario. Si $d > -0.5$, entonces y_t es invertible y todas las raíces $MA(q)$ están fuera del círculo unitario. Si $-0.5 < d < 0.5^3$, entonces y_t es estacionaria e invertible, de tal manera que la función de autocorrelación ρ_k existe y es finita cuando $k \rightarrow \infty$ (lim $k^{1-2d}\rho_k$ existe cuando $k \rightarrow \infty$).

El método para estimar el orden de integración (d) de la serie y_t se obtiene fuera del método propuesto por Hosking (1981), ya que calcula por medio del rango reescalado (R/s). Asimismo, Sowell (1992) obtiene el orden de integración (d) dentro del proceso a través de la estimación exacta máxima verosímil en el dominio del tiempo, y supone que y_t se distribuye normal con media y varianza constante ($y \sim N(\mu, \Omega)$), entonces, la función de verosimilitud está dada por:

$$l(\theta(d, \alpha, \beta, \sigma_\varepsilon^2)) = -\frac{T}{2} \ln(2\pi) - \frac{1}{2} \ln|\Omega| - \frac{1}{2} (y - \mu)' \Omega^{-1} (y - \mu) \quad (3)$$

² Véase al respecto el desarrollo de Hosking (1981) a través del teorema del binomio, o el de Hamilton (1994) por medio de la asociación de derivadas parciales con el operador de rezago fraccional. También es importante mencionar que el parámetro d captura memoria larga o reversión a la media dependiendo del valor que tome el parámetro. Por otro lado, con este tipo de modelos se realiza un análisis de corto plazo, a diferencia de otros modelos que pueden hacer análisis de efectos de largo plazo y equilibrio, por ejemplo, modelos de valuación de activos financieros como el CAPM o Valor en Riesgo.

³ Aunque Bloomfield (1985) establece que el parámetro d pueda tomar valores en un conjunto cerrado de $[-1.0, 0.5]$, conservando las características del modelo, es decir, si $d > -1.0$, entonces y_t es invertible y todas las raíces $MA(q)$ están fuera del círculo unitario.

donde Ω es la matriz de varianzas-covarianzas de $y - \mu$ y $\mu = X\beta$, y es la media. Para obtener los parámetros del modelo se debe maximizar l con respecto al vector $\theta(d, \alpha, \beta, \sigma_\varepsilon^2)$, como lo indican Sowell (1992), Beran (1994) y Doornik y Ooms (2003).

En el modelo clásico ARIMA (p, d, q) , el análisis de memoria larga se refiere al comportamiento de la correlación, varianza y densidad espectral. Mientras que en el modelo ARFIMA (p, d, q) , se presenta una caída exponencial de las correlaciones, y se observa también una caída lenta a la tasa $k^{-\alpha}$. La varianza tiene una caída igual a $T^{-\alpha}$ y la densidad espectral tiene un polo que tiende a cero, igual a la tasa $\omega^{-\beta}$.

1.1 Memoria corta y larga de rendimientos y volatilidad, y relaciones de equilibrio de corto y largo plazo

Cheung y Lai (1995) analizan diversos índices en mercados bursátiles internacionales, de frecuencia mensual, y destacan que es importante distinguir entre memoria corta o larga en los rendimientos, y memoria corta y larga en la volatilidad. Asimismo, de acuerdo con Hosking (1981) y Hamilton (1994), el parámetro d en el modelo ARFIMA (p, d, q) o FARIMA (p, d, q) captura memoria larga o reversión a la media, dependiendo del valor que tome dicho parámetro. Es también importante distinguir entre memoria larga y equilibrio de largo plazo. En este sentido, hay otros modelos que permiten realizar un análisis de equilibrio de largo plazo; por ejemplo, los modelos de valuación de activos financieros como el CAPM, bajo el supuesto de agentes competitivos e información simétrica. Por último, es importante mencionar que los modelos de series de tiempo de vectores autorregresivos (VAR) y la metodología de cointegración, son útiles para identificar relaciones de largo plazo.

El concepto de memoria y su importancia en las finanzas es ampliamente discutido en Peters (1994) y (1996) con la hipótesis del mercado fractal, como hipótesis que contiene a la del mercado eficiente, es decir, como una general. Por ejemplo, este autor realiza un resumen de los modelos de corte econométrico y financiero, en el que resalta la importancia de los mismos. Al respecto, los modelos de corte financiero que son más comúnmente aceptados son los desarrollados por Hu y Øksendal (2003), quienes plantean varios modelos de corte financiero con base en el movimiento browniano y sus variantes.

2. Pruebas de memoria larga

Existen diversos métodos para detectar memoria larga en una serie de tiempo y_t , aunque el primer método fue propuesto por Hurst (1951).⁴ El coeficiente de Hurst se obtiene por medio de la estimación de la siguiente ecuación a través del método de máxima verosimilitud:

$$\ln \frac{R_T}{S_T} = c + H \ln T \quad (4)$$

donde (R_T/S_T) es la notación utilizada para el estadístico de rango reescalado, R_T es el rango ajustado, S_T es la desviación estándar, c es la constante de proporcionalidad, T es el número de datos por intervalo y H es el coeficiente de Hurst.

El coeficiente de Hurst puede tomar valores en $0 \leq H \leq 1$, de tal manera que se pueden presentar los siguientes casos. Si $0 < H < 0.5$, la serie de tiempo y_t presenta memoria corta, es antipersistente y los valores medios en el largo plazo regresan a su condición inicial. Si $0.5 < H < 1.0$, la serie de tiempo y_t presenta memoria larga, es persistente y se espera que la media en el largo plazo nunca regrese a su condición inicial. Si $H = 0.5$, entonces es una caminata aleatoria, donde los eventos presentes no influyen en el futuro.

El coeficiente de Hurst (H) se relaciona con el orden de integración (d) de una serie y_t , por medio de la siguiente ecuación: $d = H - 0.5$. Por otro lado, Beran (1994), Taquq *et al.* (1995), y Palma (2007) realizan un resumen de los métodos más utilizados para detectar memoria larga, entre los cuales se pueden mencionar el correlograma, el gráfico de la varianza, la prueba de Geweke y Porter-Hudak (1983), la prueba de Higuchi (1988) y el método de estimación semi-paramétrica de Robinson (1995) o el estimador local de Whittle.

Con el método del correlograma, derivado de la definición de memoria larga, se puede examinar la autocorrelación y a la autocorrelación parcial.⁵ Aunque este método es gráfico, también se puede obtener un orden de integración de

⁴ Para el desarrollo de estos modelos véase Peters (1994) y Beran (1994). El uso del coeficiente de Hurst en modelos de corte econométrico o financiero dio origen a los modelos fraccionalmente integrados como alternativa a los modelos tradicionales, véase al respecto Peters (1994, 1996) y Hu y Oksendal (2003).

⁵ Es importante destacar que si en la autocorrelación se observa una caída lenta que tiende a cero, por ejemplo, una caída hiperbólica igual a k^{2H-2} (con $1/2 < H < 1$), y si además se obtiene un orden de integración $d \rightarrow 0$, es difícil saber si la serie tiene memoria larga o no, ya que la serie y_t se confundiría con una serie estacionaria con un orden de integración cero, esto es, un modelo ARMA (p, q).

la serie de tiempo, por medio de la estimación del valor de H , a través del método de máxima verosimilitud con la siguiente ecuación, para obtener la pendiente α_1 :

$$\ln|\rho(k)| = \alpha_0 + \alpha_1 \ln k, \quad (5)$$

la cual es utilizada para obtener el coeficiente de Hurst como $H = (\alpha_1/2) + 1$.

El método de la varianza agregada⁶ proviene de la definición de memoria larga en una serie y este se relaciona con el anterior método, ya que cuando se observa una caída lenta en la autocorrelación, se incrementa la varianza de la media de la muestra (Beran, 1994). Si y_t es un proceso estacionario con memoria larga, entonces $\text{var}(\bar{y}_t) \approx cT^{-\alpha}$, donde $c > 0$ y $\alpha = 2H - 2$. Para obtener el valor estimado de H , se estima la siguiente ecuación:

$$\ln s^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \ln x \quad (6)$$

donde s^2 es el valor de la varianza de cada corte y, x es el número de cortes. La pendiente de la regresión, la cual es negativa, es $\alpha_1 = 2H - 2$.

Higuchi (1988) propuso un método para calcular la dimensión fractal ($d = 2 - H$), que se describe como el índice de irregularidad de la serie de tiempo, pero supone que el total de observación se comporta de manera similar a una de sus partes. Considere

$$L_m(k) = \frac{\left\{ \sum_{i=1}^{t-m} |X(m+ik) - X(m+(i-1)k)| \frac{t-1}{\left(\frac{t-m}{k}\right)k} \right\}}{k} \quad (7)$$

donde X es la variable de estudio, m , k y t son números enteros. El primero representa el inicio de la serie; el segundo, el corte de la serie y, por ende, el avance progresivo de la serie, y por último, t es el total de observaciones, de tal manera que satisfaga $m \leq k \leq t$.

Para obtener la dimensión fractal y, por ende, el coeficiente de Hurst, se realiza una estimación por medio del método de máxima verosimilitud de la ecuación (8).

⁶ El desarrollo de la metodología para obtener el coeficiente de Hurst puede consultarse, por ejemplo, en Beran (1994), Taqqu et al. (1995), y Palma (2007).

$$\ln L_m(k) = \ln c - \alpha \ln(k) \quad (8)$$

donde $L_m(k)$ representa el resultado obtenido en la expresión (7) y k el número de bloques realizados.

La prueba de Geweke y Porter-Hudak (1983) o GPH, también se conoce como método del periodograma. Considere la ecuación:

$$\ln I(\omega_k) = \beta_0 + \beta_1 \ln \left[2 \operatorname{sen} \frac{\omega_k}{2} \right]^2 \quad (9)$$

donde

$$I(\omega) = \frac{1}{2\pi T} \left| \sum_{k=1}^T X_k e^{ik\omega} \right|^2$$

es el periodograma, $\omega_k = \frac{2\pi k}{T}$, son las frecuencias con su respectiva transformación con $\omega_k \in (-\pi, \pi]$, β_0 es la parte autónoma y β_1 es la pendiente. La estimación de la ecuación (9) se realiza por el método de máxima verosimilitud, el cual proporciona el orden de integración $-d = \beta_1$ e indirectamente el coeficiente de Hurst ($H = 1 - \beta_1/2$) de la serie y_t .⁷

El estimador local de Whittle, propuesto por Robinson (1995), es un método semiparamétrico que se basa en el periodograma y que solo especifica la densidad espectral en su forma paramétrica cuando $\omega \rightarrow 0$. Es decir, se trata con frecuencias cercanas a cero.

$$f(\omega) = G(H) |\omega|^{1-2H} \text{ cuando } \omega \rightarrow 0 \quad (10)$$

La función discreta del estimador local de Whittle está dada por

$$Q(G, H) = \frac{1}{m} \sum_{k=1}^m \left(\frac{I(\omega_k)}{G \omega_k^{1-2H}} + \ln G \omega_k^{1-2H} \right) \quad (11)$$

donde m es un número entero menor a $T/2$ y satisface las siguientes condiciones: $T \rightarrow \infty$, $1/m + m/T \rightarrow 0$ y

$$I(\omega) = \frac{1}{2\pi T} \left| \sum_{k=1}^T X_k e^{ik\omega} \right|^2$$

⁷ De acuerdo con Shimotsu y Phillips (2002), en la ecuación (9) se reemplaza $2 \operatorname{sen} \omega_k/2$ por $2 \ln \omega_k$ para la estimación.

es el periodograma. La frecuencia está dada por, $\omega_k = \frac{2\pi k}{T}$ con $\omega_k = (-\pi, \pi]$. En este caso, se reemplaza G por su estimador, el cual se define como

$$G = \frac{1}{m} \sum_{k=1}^m \frac{I(\omega_k)}{\omega_k^{1-2H}}$$

y se obtiene finalmente,

$$R(H) = \ln \frac{1}{m} \sum_{k=1}^m \frac{I(\omega_k)}{\omega_k^{1-2H}} - (2H - 1) \frac{1}{m} \sum_{k=1}^m \ln \omega_k \quad (12)$$

La ventaja que presentan las pruebas de Geweke y Porter-Hudak (1983) y Robinson (1995), es que adicionalmente se pueden hacer simulaciones con los valores que puede tomar el coeficiente de Hurst (H), por medio de la variación del número de cortes representado por el parámetro α dentro de la regla $m = T^\alpha$ (con $\alpha = 0.5$).

3. Análisis empírico

El periodo de estudio considera de 1997.12 a 2014.2.⁸ Este trabajo analiza los principales índices del mercado accionario con diferente frecuencia: diaria, semanal y mensual. Los datos diarios solo coinciden en el inicio y el final, no así en cantidad, debido a días festivos o días donde hubo cierre de la bolsa por alta volatilidad. Los índices de mercado que se examinan, son: Merval-AR, ATX-AT, EURONEXT BEL-20-BE, IBOVESPA-BR, S&P/TSX Composite-CA, SMI-CH, SSE Composite Index-CN, DAX-DE, CAC 40-FR, FTSE 100-GB, HANG SENG Index-HM, Composite Index-ID, Nikkei 225-JP, KOSPI COMPOSITE Index-KR, IPC-MX, FTSE Bursa Malaysia KLCI-MY, STRAITS TIMES Index-SG, TSEC WEIGHTED Index-TW, NASDAQ Composite-US1 y S&P 500-US2.

La gráfica 1 muestra los datos con frecuencia diaria, semanal y mensual, los cuales se presentan a escala logarítmica base 2, y en unidades de cientos. Se observan movimientos similares de todas las series y el rompimiento más importante se da en 2008, debido a la crisis de hipotecas en los Estados Unidos que contagia a todos los índices de manera instantánea. Aunque también se observan otros cambios como los de 1998 y 2001, los cuales coinciden con la crisis asiática y la crisis de la burbuja.com, pero no fueron tan fuertes y contagiosas como se observa en la de 2008. La debacle de 2008,

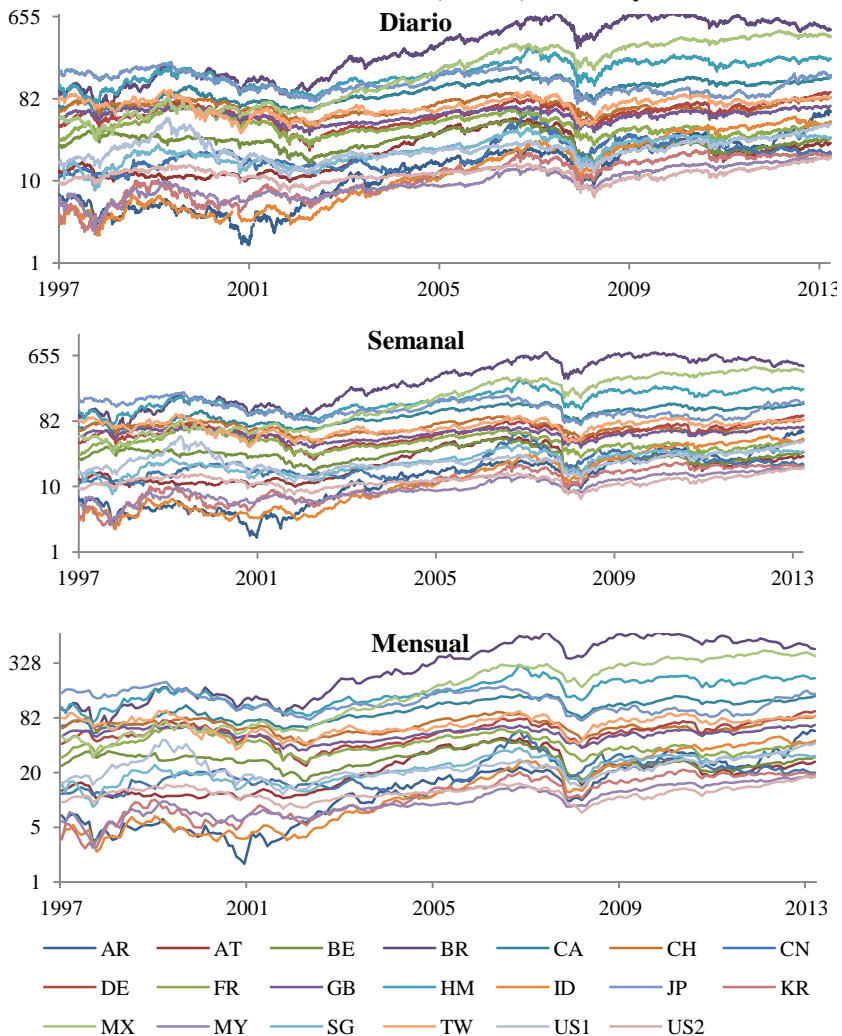
⁸ Los datos fueron obtenidos de yahoo finance.

sin duda, afectó los tipos de cambio y los rendimientos en los indicadores accionarios de muchas economías. Para incorporar el impacto de la crisis financiera de 2008 en los índices bursátiles bajo estudio, se requeriría analizar la influencia de muchas otras variables de tipo cualitativo y cuantitativo, por ejemplo: la regulación del mercado financiero en los Estados Unidos de América, los tipos de cambio, la tasa de interés de EUA, etc., lo que va más allá del alcance de esta investigación. Un análisis de la crisis económica de 2008, en el contexto de la presente investigación, se puede consultar en Mian y Sufi (2008) y Machinea (2009).

Los días que, en promedio, las bolsas de valores del mundo podrían cotizar en un año son 261; de los cuales, los índices de mercado de países asiáticos y latinos son los países que menos días cotizan en promedio, ya sea que se tengan más días festivos o de alta volatilidad. En 1998, los índices de Argentina, Brasil, Hong Kong, Japón y Corea del Sur estuvieron cerradas al menos 15 días. En 2001, el índice de Yakarta estuvo 44 días cerrado, y el resto de índices como mínimo no cotizaron 10 días, con excepción del índice de China (el cual cotiza los 261 días al año, en promedio, hasta 2006). Los índices más estables en el año son el Dow Jones, S&P 500 y FTSE 100. En el periodo 2011- 2013 se observa que todos los índices de mercado empiezan a tener problemas similares a los observados en 2001, incluyendo China, que no cotizó 24 días en el año 2013.

El cuadro 1 muestra los estadísticos de los diferentes índices de mercado con frecuencia diaria, los cuales fueron transformados a rendimientos logarítmicos, mostrando en general que los rendimientos son nulos. Los cambios en los rendimientos provienen de la volatilidad y estos normalmente son negativos, vistos por el sesgo; es decir, que solo los índices de Bélgica, Brasil, Hong Kong, Malaysia y México presentaron en este periodo más cotizaciones positivas que negativas. Por otro lado, se rechazó una distribución normal de los rendimientos en todos los índices, y todos se concentraron alrededor de la media, con puntos extremos, de ahí que la campana sea de tipo leptocúrtica y sesgada. Esto lo comprueba la prueba de Jarque-Bera, la cual rechaza la hipótesis de normalidad en todos los casos. La prueba aumentada de Dickey-Fuller (1979) muestra que —en todos los casos— ningún índice de mercado tiene una raíz unitaria, lo cual es indicio de estacionariedad, pero no de memoria larga. En este caso, y de acuerdo con Lee y Schmidt (1996), la prueba KPSS puede mostrar indicios de este fenómeno, con una hipótesis nula de estacionariedad contra la de integración fraccional; para ello, se realizaron pruebas con constante, y constante y tendencia.

Grafica 1
Índices del mercado accionario, diario, semanal y mensual



Nota: Elaboración propia con datos de finanzas yahoo.

Por otro lado, también el cuadro 1 muestra los estadísticos de los índices de mercado con frecuencia semanal, los cuales coinciden con la media a nivel diario, pero hay una disminución de la volatilidad en el sentido de que si sumamos la volatilidad diaria esta sería superior a la semanal; por eso, en general, solo hay un aumento alrededor de un 60%. En cuanto al sesgo y la curtosis, se muestra que el primero solo aparece en los índices de Malaysia y

China, los cuales generaron rendimientos positivos para el periodo de estudio con cotizaciones de frecuencia semanal, y estos fueron marginales debido a que la mayoría se concentró alrededor de la media y a que en pocas ocasiones las cotizaciones fueron extremas, lo cual da origen a una distribución de tipo leptocúrtica, y comprobada por la prueba de distribución normal que en todos los casos son rechazados. El resto de los índices de mercado tienen un sesgo negativo. La prueba Dickey-Fuller aumentada rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria; en consecuencia, el polinomio de raíces tiene invertibilidad y, por lo tanto, se está en presencia de series estacionarias. Por último, la prueba de estacionariedad KPSS en ambas versiones acepta la hipótesis nula de estacionariedad. Por lo tanto, al igual que el cuadro anterior, no existe memoria larga en las series de tiempo.

Finalmente, en el cuadro 1, se observan los estadísticos de las series de tiempo con frecuencia mensual, en donde se observa que los rendimientos de Argentina, Brasil, Yakarta, Corea del Sur, México, Malaysia y el NASDAQ composite de Estados Unidos de América son diferentes de cero, en contraste con la periodicidad diaria y semanal. La volatilidad es estable si se compara con la diaria y semanal. El sesgo que presentan las series en su mayoría son negativas, con excepción de Corea del Sur y Malaysia, que tienen sesgo positivo, siendo este último índice el que en las tres frecuencia mostró un comportamiento positivo, lo cual quiere decir que, dentro del periodo de estudio, el índice de Malaysia en la mayoría de los casos tuvo rendimientos positivos por encima de la media. La distribución de los índices en su mayoría es del tipo leptocúrtico. Por lo tanto, la mayoría de los casos están cerca de la media con cotizaciones extremas, la excepción fue el índice de Francia y Taiwán, los cuales no rechazan normalidad. Esto se comprueba con la prueba de distribución normal Jarque-Bera, la cual dice que los rendimientos de Taiwán se distribuyeron normalmente, no así los de Francia. La prueba de estacionariedad KPSS acepta la hipótesis nula, por lo tanto, no todas las series muestran indicios de memoria larga.

En el cuadro 1, se muestra que la mayoría de los índices son volátiles y que su distribución no es normal, ya que estos se concentran alrededor de la media con algunos puntos extremos, dando origen a colas pesadas, este hecho se debió a diferentes crisis financieras, como por ejemplo las del 2001 y 2008, ya que en ambos casos se tienen picos pronunciados, como se observa en la gráfica 1.

Cuadro 1
Estadísticos básicos de los índices del mercado accionario (diario)

	μ			σ			Sesgo			Curtosis			Jarque-Bera			ADF			KPSS _c			KPSS _{CVT}		
	D	S	M	D	S	M	D	S	M	D	S	M	D	S	M	D	S	M	D	S	M	D	S	M
AR	0.00	0.00	0.01	0.02	0.05	0.11	-0.19	-0.47	-0.50	7.89	6.69	6.68	3999	513	118	-59.52	-27.88	-12.54	0.15	0.16	0.14	0.07	0.07	0.07
AT	0.00	0.00	0.00	0.01	0.03	0.06	-0.34	-1.78	-1.44	9.82	18.73	7.39	7854	9166	223	-59.14	-28.98	-10.38	0.16	0.11	0.10	0.13	0.10	0.09
BE	0.00	0.00	0.00	0.01	0.03	0.05	0.53	-1.35	-1.35	8.50	12.28	6.57	5209	3290	151	-39.08	-30.03	-10.68	0.09	0.08	0.07	0.09	0.08	0.07
BR	0.00	0.00	0.01	0.02	0.04	0.09	0.54	-0.38	-1.19	16.97	6.20	8.40	32802	382	281	-62.29	-18.92	-13.30	0.13	0.11	0.12	0.07	0.07	0.07
CA	0.00	0.00	0.00	0.01	0.03	0.05	-0.64	-0.92	-1.32	11.35	9.37	7.03	12114	1551	188	-63.87	-32.00	-11.02	0.05	0.04	0.04	0.05	0.04	0.04
CH	0.00	0.00	0.00	0.01	0.03	0.05	-0.03	-1.22	-1.04	8.40	14.98	5.67	4877	5266	93	-30.79	-32.59	-10.97	0.08	0.08	0.09	0.07	0.07	0.07
CN	0.00	0.00	0.00	0.02	0.03	0.08	-0.09	0.12	-0.26	7.66	5.05	4.74	3750	150	27	-64.00	-27.21	-12.88	0.15	0.12	0.07	0.09	0.07	0.05
DE	0.00	0.00	0.00	0.02	0.03	0.07	-0.04	-0.69	-0.94	6.83	7.68	5.64	2523	838	85	-64.33	-30.27	-12.65	0.10	0.09	0.09	0.07	0.06	0.06
FR	0.00	0.00	0.00	0.02	0.03	0.06	-0.01	-0.86	-0.63	7.37	8.76	3.67	3286	1273	17	-41.00	-31.43	-12.00	0.13	0.12	0.11	0.10	0.10	0.09
GB	0.00	0.00	0.00	0.01	0.03	0.04	-0.13	-1.11	-0.72	8.33	14.10	3.59	4857	4516	19	-31.18	-31.25	-13.34	0.07	0.07	0.09	0.05	0.05	0.06
HM	0.00	0.00	0.00	0.02	0.03	0.07	0.11	-0.30	-0.05	10.01	5.63	4.22	8301	256	12	-62.93	-29.28	-12.57	0.04	0.04	0.04	0.04	0.04	0.04
ID	0.00	0.00	0.01	0.02	0.04	0.08	-0.23	-0.52	-0.88	9.95	7.94	6.63	7955	897	132	-54.86	-14.47	-11.28	0.07	0.07	0.06	0.06	0.05	0.05
JP	0.00	0.00	0.00	0.02	0.03	0.06	-0.35	-1.02	-0.72	8.57	10.79	4.41	5227	2285	33	-65.25	-29.68	-12.15	0.15	0.14	0.11	0.07	0.07	0.07
KR	0.00	0.00	0.01	0.02	0.04	0.09	-0.15	-0.36	0.35	7.27	6.73	5.14	3051	510	41	-60.01	-32.32	-12.95	0.07	0.05	0.07	0.03	0.03	0.03
MX	0.00	0.00	0.01	0.02	0.03	0.07	0.15	-0.22	-0.98	8.17	7.15	6.85	4555	613	151	-58.39	-29.76	-13.61	0.09	0.09	0.09	0.08	0.08	0.09
MY	0.00	0.00	0.01	0.01	0.03	0.07	0.51	0.85	0.26	69.03	16.00	7.46	727023	6057	163	-29.57	-17.28	-11.56	0.03	0.03	0.03	0.03	0.02	0.02
SG	0.00	0.00	0.00	0.01	0.03	0.07	-0.02	-0.41	-0.32	10.31	12.33	6.06	8893	3094	79	-59.24	-27.76	-12.41	0.05	0.04	0.03	0.05	0.04	0.03
TW	0.00	0.00	0.00	0.02	0.03	0.07	-0.14	-0.20	-0.09	5.73	5.57	3.63	1253	238	3	-60.12	-29.41	-7.95	0.07	0.08	0.07	0.03	0.03	0.03
US1	0.00	0.00	0.01	0.02	0.04	0.07	-0.02	-0.91	-0.69	7.56	9.77	4.35	3545	1732	30	-47.99	-29.24	-12.59	0.11	0.11	0.10	0.08	0.08	0.08
US2	0.00	0.00	0.00	0.01	0.03	0.05	-0.19	-0.74	-0.83	10.30	8.92	4.37	9096	1312	37	-49.29	-30.98	-12.26	0.11	0.10	0.10	0.08	0.08	0.08

14 *Ensayos Revista de Economía*

Nota: DS desviación estándar, J-B Jarque-Bera, ADF prueba aumentada de Dickey-Fuller, P es la probabilidad, KPSS es la prueba de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (1992), D diario, S semanal y M mensual.

Cuadro 2
Estimación del orden de integración d

	R/S			Correlograma			Varianza			Higuchi		
	D	S	M	D	S	M	D	S	M	D	S	M
AR	0.15	0.18	0.09	0.44	0.39	0.16	0.04	0.02	-0.01	0.00	0.01	-0.01
AT	0.13	0.23	0.10	0.47	0.42	0.06	0.04	0.09	0.07	-0.02	0.04	0.11
BE	0.13	0.24	0.17	0.44	0.28	0.40	0.01	0.08	-0.04	-0.04	0.02	0.01
BR	0.07	0.17	0.07	0.48	0.46	0.23	-0.01	0.00	-0.08	-0.05	-0.01	0.06
CA	0.21	0.24	0.19	0.45	0.40	0.19	0.01	0.03	-0.14	-0.04	0.02	-0.01
CH	0.06	0.26	0.11	0.42	0.17	0.44	-0.03	0.04	-0.05	-0.06	0.01	-0.05
CN	0.04	0.24	0.09	0.40	0.23	0.05	0.06	0.15	-0.15	0.00	0.05	-0.13
DE	0.01	0.20	0.16	0.42	0.28	0.03	-0.01	0.03	-0.08	-0.05	0.01	-0.09
FR	0.10	0.22	0.18	0.43	0.18	0.34	-0.02	0.07	-0.08	-0.08	0.02	-0.05
GB	0.08	0.22	0.12	0.42	0.25	0.36	-0.06	0.00	-0.10	-0.09	-0.02	-0.07
HM	0.20	0.16	0.17	0.44	0.37	0.17	0.00	0.01	-0.20	-0.04	-0.02	-0.13
ID	0.13	0.13	0.15	0.47	0.44	0.20	0.04	0.05	-0.08	0.01	0.04	0.05
JP	0.11	0.08	0.18	0.43	0.31	0.38	-0.01	0.03	0.02	-0.08	-0.03	-0.03
KR	0.11	0.20	0.15	0.47	0.43	0.25	0.01	0.01	-0.30	-0.04	0.00	-0.04
MX	0.12	0.18	0.15	0.48	0.45	0.25	-0.01	-0.03	-0.05	-0.02	-0.01	0.13
MY	0.18	0.23	0.22	0.46	0.41	0.22	0.05	-0.02	-0.43	0.03	0.02	-0.12
SG	0.26	0.21	0.22	0.44	0.35	0.18	0.05	0.02	-0.25	0.00	0.03	-0.10
TW	0.26	0.18	0.16	0.36	0.17	0.06	0.03	0.00	-0.12	-0.04	-0.02	-0.21
US1	0.17	0.20	0.22	0.39	0.08	0.12	0.01	0.05	-0.15	-0.05	0.03	-0.14
US2	0.14	0.16	0.12	0.40	0.12	0.31	-0.03	0.02	-0.10	-0.08	0.00	-0.11

Nota: D-diario, S-semanal, M-mensual, d-orden de integración ($d = H - 1 / 2$).

En el cuadro 2, se muestra el orden de integración estimado por los diferentes métodos mencionados en la sección 3, con el método del correlograma y rango reescalado. Todos los índices de mercado tienen memoria larga, la cual varía según la periodicidad. El método del correlograma se distingue de las demás estimaciones, porque el orden de integración en la serie es mayor cuando se toma la frecuencia diaria, y menor cuando es mensual. En contraste con el método del rango reescalado, el orden de integración superior se presenta con datos semanales; las otras dos frecuencias son similares.

Con el método de la varianza, se observan varios hechos relevantes. Por ejemplo, con frecuencia mensual, las series se comportan con reversión a la media, es decir, ruido rosa; y con frecuencia diaria, los resultados son mixtos; en el caso semanal, es ruido negro en su mayoría. El método de Higuchi arroja resultados un tanto similares al anterior método, aunque —en este caso— las frecuencias mensual y diaria presentan comportamientos semejantes; el orden de integración en los índices sugeriría que —en el largo

plazo— estos regresan a sus rendimientos medios. En el cuadro 2, también se observan varios resultados. Primero, el orden de integración de los índices de mercado cambia cuando varía la frecuencia. Segundo, esta variación depende del método que se utilice para su estimación; por ejemplo, la gráfica 2 muestra los cuatro métodos utilizados para la obtención del orden de integración, se observa que con el método de rango reescalado y del correlograma, todos los índices tienen memoria larga.

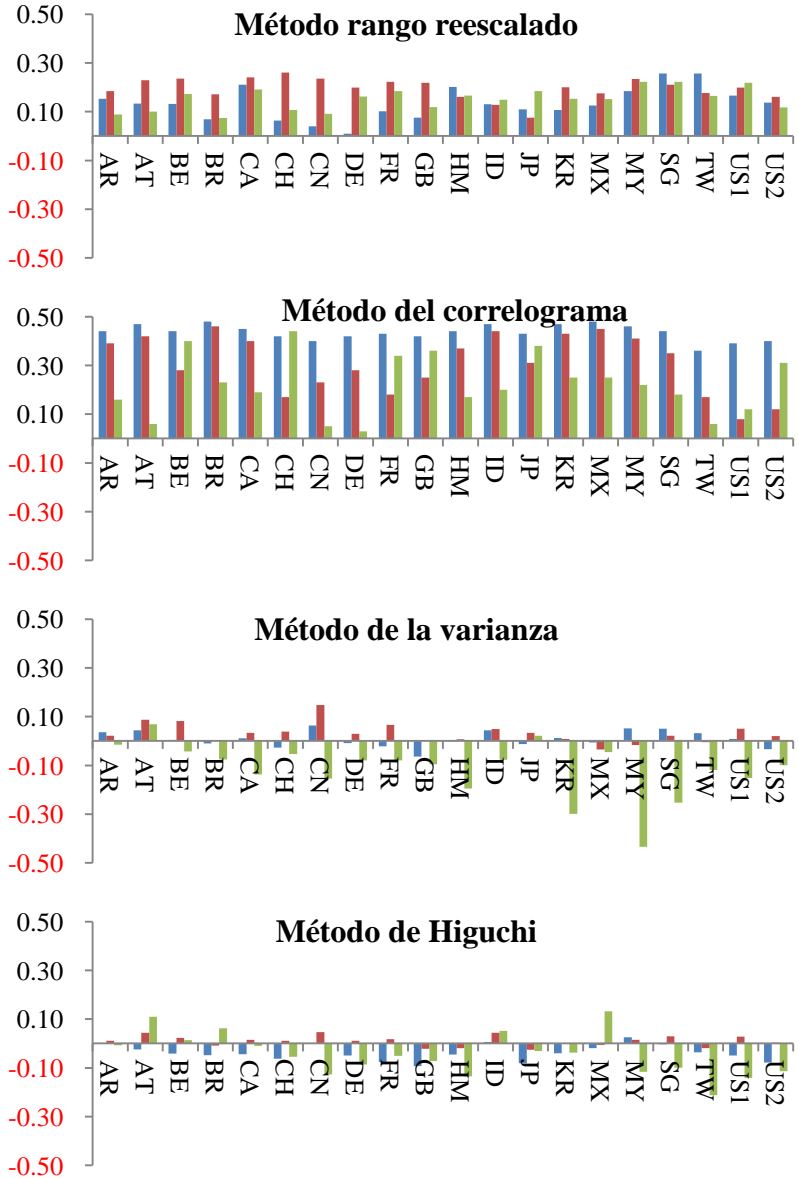
Con el método de la varianza y rango reescalado, los resultados son mixtos; es decir, con frecuencia mensual se obtiene un orden de integración negativo de los índices de mercado, lo cual indica memoria corta o de reversión a la media, significativa.

En el cuadro 3, se muestra la prueba de Geweke y Porter-Hudak para las frecuencias diaria, semanal y mensual. En primer lugar, la prueba se realizó utilizando diferentes cantidades de datos con $T^{0.45}$, $T^{0.50}$ y $T^{0.55}$, donde T es el número de datos; para analizar si el orden de integración varía cuando se cambia la cantidad de datos utilizados en su obtención. El cuadro 5 muestra las estimaciones del orden de integración de cada uno de los índices de mercado, de los cuales solo los de Austria, Bélgica, Canadá, China, Corea del Sur, Indonesia, Malaysia, Singapur y Taiwán son estadísticamente diferentes de cero. De estos nueve índices de mercado, el orden de integración cambia de signo de positivo a negativo dentro de la misma frecuencia, lo cual es signo de volatilidad variante en los bloques que se utilizaron para la obtención del orden de integración. Por ejemplo, en Indonesia cambia de -0.07 a 0.16, Corea del Sur de -0.09 a 0.08, Malaysia de -0.08 a 0.07 y Singapur de -0.2 a 0.09, con frecuencia diaria. Por otro lado, en los índices también se observa que el orden de integración, aunque no cambia de signo, varía demasiado. Por ejemplo, el índice de mercado de Canadá con frecuencia diaria cambia de 0.01 a 0.12; es decir, primero se comporta como una caminata aleatoria y después como una serie que posee memoria larga. Por último, el orden de integración varía de acuerdo con la periodicidad de que se trate; Taiwán con frecuencia diaria tiene indicios de memoria larga, y con mensual, como índice de memoria corta.

En el cuadro 4, se muestran los resultados obtenidos de aplicar la prueba del estimador local Whittle propuesto por Robinson (1995), los cuales son similares a los obtenidos con la prueba de Geweke y Porter-Hudak, ya que en los mismos índices de mercado, los cambios de signo de positivo a negativo y la variabilidad del orden de integración son parecidos.

Gráfica 2

Orden de integración de acuerdo con el método utilizado



Nota: frecuencia, azul-diario, rojo-semanal y verde-mensual.

Cuadro 3
Prueba de Geweke y Porter-Hudak, Diario, Semanal y Mensual

	GPH _D			GPH _S			GPH _M		
	0.45	0.5	0.55	0.45	0.5	0.55	0.45	0.5	0.55
AR	-0.04	0.06	0.03	0.03	-0.02	-0.02	-0.11	0.00	-0.12
AT	0.28	0.17	0.20	0.08	0.18	0.30	0.05	-0.01	0.16
BE	0.12	0.09	0.11	0.13	0.16	0.14	-0.20	-0.03	0.15
BR	0.00	-0.13	0.04	-0.03	0.00	-0.02	0.05	0.10	0.00
CA	0.01	0.04	0.12	-0.22	-0.08	0.02	-0.44	-0.40	-0.23
CH	0.01	0.00	0.07	-0.04	0.02	0.03	-0.20	-0.18	-0.09
CN	0.22	0.18	0.12	0.22	0.26	0.31	-0.16	0.10	0.10
DE	-0.06	0.00	0.06	-0.05	-0.07	-0.06	-0.01	0.10	-0.01
FR	0.10	0.08	0.09	-0.01	0.06	0.10	0.07	0.06	0.05
GB	0.06	0.06	0.10	0.02	0.03	0.08	-0.03	-0.04	0.05
HM	-0.09	-0.10	0.02	-0.05	-0.13	0.12	-0.29	-0.11	-0.10
ID	-0.07	-0.02	0.16	0.00	0.03	-0.06	-0.04	-0.13	-0.05
JP	0.04	-0.05	-0.07	-0.19	-0.04	0.05	-0.05	-0.03	-0.10
KR	-0.09	-0.04	0.08	-0.24	-0.15	-0.10	-0.63	-0.36	-0.35
MX	0.03	-0.02	0.04	0.00	-0.03	0.03	0.26	0.09	0.03
MY	-0.08	-0.04	0.07	-0.29	-0.38	-0.14	-0.68	-0.54	-0.48
SG	-0.02	0.04	0.09	-0.08	-0.14	-0.01	-0.32	-0.26	-0.18
TW	0.04	0.07	0.03	-0.14	-0.04	0.09	-0.41	-0.22	-0.23
US1	0.11	0.08	0.09	0.14	0.20	0.11	0.11	0.14	0.18
US2	0.16	0.04	0.10	0.12	0.12	0.14	0.09	0.03	0.06

Nota: Elaboración propia con software Gretl, donde GPH_D Diario, GPH_S Semanal y GPH_M Mensual.

Los resultados obtenidos en los cuadros 3 y 4 muestran que cada índice tiene un comportamiento diferente en cada periodicidad, aunque el intervalo de estudio no varía. Teniendo en cuenta este hecho, cada índice de mercado tiene que ser analizado y pronosticado. Por ejemplo, los inversionistas todos los días ven movimientos erráticos de varios índices de mercado, dado que no todos ellos invierten al mismo tiempo sino por etapas, los movimientos observados se desvanecen regresando a sus rendimientos medios mensuales.

Cuadro 4
Estimador local de Whittle, Diario, Semanal y Mensual

	ELW _D			ELW _S			ELW _M		
	4.5	5	5.5	4.5	5	5.5	4.5	5	5.5
AR	-0.06	-0.01	0.01	-0.06	-0.04	-0.04	-0.22	-0.09	-0.15
AT	0.25	0.14	0.17	-0.03	0.08	0.22	0.00	-0.02	-0.02
BE	0.16	0.09	0.10	0.17	0.21	0.18	0.05	0.11	0.26
BR	0.04	-0.07	0.04	-0.14	-0.04	0.02	-0.05	-0.02	-0.09
CA	0.11	0.09	0.13	-0.15	-0.02	0.10	-0.31	-0.26	-0.14
CH	0.05	0.03	0.07	0.09	0.10	0.06	0.03	0.03	0.12
CN	0.26	0.17	0.08	0.28	0.23	0.27	-0.15	0.17	0.16
DE	0.08	0.07	0.09	0.08	0.08	0.09	0.01	0.07	0.09
FR	0.13	0.08	0.08	0.11	0.15	0.15	0.16	0.19	0.20
GB	0.04	-0.02	0.00	0.08	0.07	0.05	0.05	0.05	0.12
HM	-0.03	-0.04	0.06	-0.01	-0.08	-0.04	-0.43	-0.21	-0.11
ID	-0.08	-0.01	0.10	-0.06	-0.01	-0.07	-0.27	-0.23	-0.14
JP	0.13	0.04	0.02	0.01	0.09	0.13	0.12	0.02	0.02
KR	-0.01	0.03	0.10	-0.16	-0.06	-0.01	-0.64	-0.39	-0.26
MX	0.06	-0.04	0.02	0.00	-0.01	0.04	0.04	-0.01	0.01
MY	-0.02	0.06	0.13	-0.17	-0.26	-0.06	-0.87	-0.59	-0.40
SG	0.08	0.07	0.11	0.01	-0.03	0.07	-0.50	-0.31	-0.13
TW	0.05	0.07	0.03	-0.26	-0.11	0.05	-0.45	-0.29	-0.32
US1	0.06	0.05	0.08	0.10	0.09	0.06	0.09	0.15	0.18
US2	0.12	0.01	0.04	0.11	0.12	0.10	0.06	0.04	0.09

Nota: Elaboración propia con software Gretl, donde ELW_D Diario, ELW_S Semanal y ELW_M Mensual,

Cuadro 5

Estimación del modelo ARFIMA

AT	0.04	-0.01	0.00	0.24	0.04	0.09	0.10	0.12	0.22	0.01	0.13	-0.70
	[-5.60]	[-5.60]	[-5.60]	[-5.60]	[-3.96]	[-3.96]	[-3.96]	[-3.95]	[-2.68]	[-2.68]	[-2.68]	[-2.69]
BE	[403.63]	[390.59]	[387.51]	[376.62]	[15.05]	[14.47]	[14.13]	[13.53]	[22.13]	[21.71]	[21.71]	[21.19]
	0.03	-0.04	-0.03	-0.04	0.00	0.05	0.06	0.02	0.19	0.02	0.06	0.19
CA	[-5.85]	[-5.85]	[-5.85]	[-5.85]	[-4.24]	[-4.24]	[-4.24]	[-4.24]	[-3.08]	[-3.09]	[-3.09]	[-3.13]
	[316.85]	[316.95]	[317.3]	[274.92]	[5.33]	[12.11]	[12.21]	[5.97]	[6.01]	[7.52]	[0.00]	[7.68]
CN	0.07	0.07	0.07	0.07	-0.03	0.08	0.09	0.00	0.15	-0.70	-0.02	-0.85
	[-6.03]	[-6.04]	[-6.04]	[-6.00]	[-4.50]	[-4.51]	[-4.51]	[-4.50]	[-3.28]	[-3.32]	[-3.29]	[-3.31]
ID	[562.92]	[497.03]	[495.80]	[538.20]	[128.90]	[114.02]	[112.18]	[115.07]	[5.25]	[3.72]	[7.52]	[3.99]
	0.11	0.12	0.12	0.12	0.12	0.12	0.12	0.14	0.10	0.21	0.20	0.17
KR	[-5.48]	[-5.49]	[-5.49]	[-5.49]	[-3.99]	[-3.99]	[-3.99]	[-3.99]	[-2.20]	[-2.20]	[-2.20]	[-2.19]
	[120.38]	[87.46]	[87.15]	[84.36]	[10.94]	[10.15]	[10.13]	[10.11]	[0.49]	[0.05]	[0.00]	[0.09]
MY	0.08	0.14	0.16	0.29	0.02	0.12	0.13	0.08	0.11	-0.31	-0.15	-0.15
	[-5.33]	[-5.32]	[-5.32]	[-5.34]	[-3.64]	[-3.66]	[-3.64]	[-3.65]	[-2.14]	[-2.20]	[-2.20]	[-2.21]
SG	[129.78]	[144.07]	[149.69]	[127.26]	[31.23]	[30.81]	[31.46]	[30.16]	[5.27]	[3.09]	[3.72]	[1.58]
	0.07	0.06	0.06	0.09	-0.03	0.08	0.05	0.02	0.05	-0.78	-0.11	-0.92
TW	[-5.06]	[-5.06]	[-5.06]	[-4.95]	[-3.53]	[-3.57]	[-3.53]	[-3.58]	[-2.06]	[-2.21]	[-2.07]	[-2.20]
	[169.59]	[168.83]	[168.54]	[220.71]	[42.08]	[30.34]	[45.08]	[33.54]	[0.41]	[1.22]	[0.00]	[0.73]
AT	0.05	0.05	0.05	0.05	0.07	0.15	0.13	0.01	0.10	-0.69	-0.09	-0.85
	[-5.54]	[-5.54]	[-5.54]	[-5.54]	[-4.28]	[-4.28]	[-4.28]	[-4.29]	[-2.55]	[-2.62]	[-2.57]	[-2.62]
BE	[69.78]	[69.01]	[69.51]	[70.84]	[6.86]	[5.86]	[5.87]	[6.80]	[13.43]	[13.50]	[0.05]	[12.29]
	0.08	0.08	0.08	0.10	0.06	0.10	0.10	-0.14	0.08	-0.79	-0.08	-0.69
CA	[-5.76]	[-5.76]	[-5.76]	[-5.75]	[-4.07]	[-4.07]	[-4.07]	[-4.08]	[-2.42]	[-2.50]	[-2.43]	[-2.47]
	[225.12]	[223.58]	[223.67]	[236.53]	[10.77]	[10.00]	[9.95]	[11.27]	[12.04]	[2.32]	[0.00]	[4.65]
CN	0.04	0.02	0.05	0.05	0.02	0.07	0.07	0.08	0.06	-0.82	0.02	-0.61
	[-5.54]	[-5.54]	[-5.54]	[-5.54]	[-3.95]	[-3.95]	[-3.95]	[-3.94]	[-2.40]	[-2.42]	[-2.39]	[-2.41]
ID	[68.24]	[68.19]	[69.51]	[70.84]	[3.84]	[3.81]	[3.78]	[3.78]	[5.15]	[2.60]	[3.09]	[2.48]
	0.04	0.02	0.05	0.05	0.02	0.07	0.07	0.08	0.06	-0.82	0.02	-0.61

Nota: Elaboración propia con software Matritex, entre corchetes se encuentra la prueba ARCH con rezago de primer orden.

El cuadro 5 muestra los resultados de la estimación del modelo ARFIMA para cada uno de los índices de mercado que presentaron algún grado de memoria. Por medio del método propuesto por Sowell (1992), se realizó la estimación exacta con el método de máxima verosimilitud. Primero, con periodicidad diaria, se observa que todos los índices presentan memoria larga, aunque es marginal; solo China, Singapur y Yakarta presentan considerable memoria larga. Por otro lado, se muestra la prueba ARCH, la cual tiene un valor alrededor de 2; por lo observado, la hipótesis nula debería ser rechazada. De esta manera, los resultados no son consistentes dado la relación no lineal de la varianza condicional y la variable independiente.

Por otro lado, el cuadro 5 muestra también, según se puede observar, las estimaciones para los índices de mercado con frecuencia semanal, que arrojan resultados similares, es decir, presentan memoria larga los índices de los países de Austria, China, Singapur y Yakarta; pero, también presentan indicios de ARCH, al menos de primer orden, aunque esto disminuye considerablemente al transcurrir el tiempo. Finalmente, también en el cuadro 5, se muestran los resultados obtenidos de la estimación del parámetro de integración (d), junto con la prueba ARCH de primer orden, con periodicidad mensual, y de acuerdo con los resultados obtenidos, el índice de mercado de China es el único que presenta memoria larga sin problemas de ARCH, al igual que Corea del sur, aunque en su caso es memoria corta. En los demás índices, se observa una clara influencia por los problemas de ARCH, lo que genera variaciones que van de un memoria corta a larga, y viceversa. En este contexto, se esperaría que las cotizaciones del índice bursátil de China tuvieran cambios bruscos a la alza y a la baja, sin regreso al rendimiento medio y viceversa; mientras que para el índice bursátil de Corea del Sur, se esperaran cambios y, en un periodo largo, regresaría a su rendimiento medio.

Después de haber realizado el análisis estadístico y las pruebas de memoria, el índice de China y Corea del Sur, son los únicos que presentan el fenómeno de memoria. En el primer caso, se tiene memoria larga, y en el segundo, corta. El resto de los índices están influenciados por la volatilidad, típicas de series de corte financiero y, por lo tanto, la mejor forma de estimarlos es por medio el modelo GARCH, propuesto por Bollerslev (1986).

3. Conclusiones

En este trabajo, se aplicaron diferentes métodos para estimar el orden de integración de una serie de tiempo, partiendo del método seminal del rango reescalado y concluyendo con uno de los más recientes, el estimador local de Whittle, propuesto por Robinson (1995). Se observó que el orden de integración varía de acuerdo con el método que se utilice. Por ejemplo, con el

método de rango reescalado y correlograma, todos los índices bursátiles tienen memoria larga, mientras que con el método de la varianza y Higuchi, los resultados son mixtos; es decir, pueden tener memoria corta con datos mensuales, y memoria larga con datos diarios, y *viceversa*. Con los métodos de Geweke y Porte-Hudak y el estimador local de Whittle, varios de los órdenes de integración de los diferentes índices de mercado no pasaron la prueba de significancia estadística, dejando solo a los índices de Austria, Bélgica, Canadá, China, Corea del Sur, Indonesia, Malaysia, Singapur y Taiwán, como candidatos a poseer algún tipo de memoria. Al analizar estos índices de mercado, se llegó a la conclusión de que varios de ellos eran sensibles a la información que los genera, observado un cambio de signo de positivo a negativo. Por otro lado, el orden de integración cambia cuando se modifica la periodicidad, sin modificar el intervalo de estudio, lo cual es indicio de que la estimación del orden de integración se ve contaminada por la volatilidad que presentan los índices diariamente, o porque los diferentes métodos de estimación del orden de integración no discriminan el fenómeno de la volatilidad. Por último, el índice de mercado de China presenta memoria larga con un orden de integración de 0.20 y un criterio de Akaike de -2.20, mientras que el índice de mercado de Corea del Sur es un proceso con reversión a la media, con un orden de integración de -0.11 y un criterio de Akaike de -2.07, ambos con frecuencia mensual. El principal mensaje de esta investigación es que debe tomarse en cuenta, para estudios futuros, que la periodicidad de una serie de tiempo cualquiera es relevante en el resultado, en virtud de los resultados mixtos que aquí se presentan.

Por último, es importante mencionar que en un proyecto futuro de investigación se realizará un análisis comparativo de diversas técnicas, con fundamentos financieros, distinguiendo sobre memoria larga y equilibrio de largo plazo; la tarea será monumental por el número de países estudiados; alrededor de 20.

Referencias

- [1] Anoruo, E., and Gil-Alana, L. A. (2011). Mean Reversion and Long Memory in African Stock Market Prices. *Journal of Economics and Finance*, 35(3), 296-308.
- [2] Baillie, R. T., Bollerslev, T., and Mikkelsen, H. O. (1996). Fractionally Integrated Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 74(1), 3-30.
- [3] Barkoulas, J. T., Baum, C. F., and Travlos, N. (2000). Long Memory in the Greek Stock Market. *Applied Financial Economics*, 10(2), 177-184.
- [4] Bhattacharya, S. N., and Bhattacharya, M. (2012). Long Memory in Stock Returns: A Study of Emerging Markets. *Iranian Journal of Management Studies*, 5(2). 67-88.
- [5] Beran, J. (1994). *Statistics for Long-Memory Processes*. Vol. 61. CRC Press.

- [6] Bloomfield, P. (1985). On Series Representations for Linear Predictors. *The Annals of Probability*, 13(1), 226-233.
- [7] Bollerslev, T. (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Journal of econometrics*, 31(3), 307-327.
- [8] Cheung, Y. W., and Lai, K. S. (1995). A Search for Long Memory in International Stock Market Returns. *Journal of International Money and Finance*, 14(4), 597-615.
- [9] Danilenko, S. (2009). Long-Term Memory Effect in Stock Prices Analysis. *Economics and Management*, 14, 151-155
- [10] Dickey, D. A., and Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American statistical association*, 74, 427-431.
- [11] Granger, C. W., and Hyung, N. (2004). Occasional Structural Breaks and Long Memory with an Application to the S&P 500 Absolute Stock Returns. *Journal of empirical finance*, 11(3), 399-421.
- [12] Granger, C. W., and Joyeux, R. (1980). An Introduction to Long-Memory Time Series Models and Fractional Differencing. *Journal of time series analysis*, 1(1), 15-29.
- [13] Geweke, J., and Porter-Hudak, S. (1983). The Estimation and Application of Long Memory Time Series Models. *Journal of time series analysis*, 4(4), 221-238.
- [14] Hamilton, J. D. (1994). *Time Series Analysis*, Vol. 2. Princeton: Princeton University Press.
- [15] Henry, O. T. (2002). Long Memory in Stock Returns: Some International Evidence. *Applied Financial Economics*, 12(10), 725-729.
- [16] Higuchi, T. (1988). Approach to an Irregular Time Series on the Basis of the Fractal Theory. *Physica D: Nonlinear Phenomena*, 31(2), 277-283.
- [17] Himpel, K.W. and McLeod, A. I. (1978). Preservation of the Rescaled Adjusted Range. 2. Simulation Studies Using Box-Jenkins Models. *Water Resour. Res.* 14, 509-516
- [18] Hiremath, G. S., and Kamaiah, B. (2011). Testing Long Memory in Stock Returns of Emerging Markets: Some Further Evidence. *Economics, Management and Financial Markets*, 6(3), 36-147.
- [19] Hosking, J. R. (1981). Fractional Differencing. *Biometrika*, 68(1), 165-176.
- [20] Hu, Y., and Øksendal, B. (2003). Fractional White Noise Calculus and Applications to Finance. *Infinite Dimensional Analysis. Quantum Probability and Related Topics*, 6(01), 1-32.
- [21] Hurst, H. E. (1951). Long-Term Storage Capacity of Reservoirs. *Trans. Amer. Soc. Civil Eng.*, 116, 770-808.
- [22] Kwiatkowski, D., Phillips, P. C., Schmidt, P., and Shin, Y. (1992). Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We that Economic Time Series Have a Unit Root? *Journal of econometrics*, 54(1), 159-178.
- [23] Lee, D., and Schmidt, P. (1996). On the Power of the KPSS Test of Stationarity against Fractionally-Integrated Alternatives. *Journal of econometrics*, 73(1), 285-302.
- [24] Machinea, J. L. (2009). La crisis financiera internacional: su naturaleza y los desafíos de política económica. CEPAL, 33, 34-96

- [25] Malkiel, B. G., and Fama, E. F. (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *The Journal of Finance*, 25(2), 383-417.
- [26] Mian, A., and Sufi, A. (2008). The Consequences of Mortgage Credit Expansion: Evidence from the 2007 Mortgage Default Crisis. National Bureau of Economic Research, No. w13936.
- [27] Mukherjee, I., Sen, C., and Sarkar, A. (2011). Long Memory in Stock Returns: Insights from the Indian Market. *International Journal of Applied Economics and Finance*, 5(1), 62-74.
- [28] Oh, G., Um, C. J., and Kim, S. (2006). Statistical Properties of the Returns of Stock Prices of International Markets. *arXiv preprint physics/0601126*. <http://128.84.21.199/pdf/physics/0601126.pdf>
- [29] Palma, W. (2007). Long-Memory Time Series: Theory and Methods, Vol. 662. John Wiley & Sons.
- [30] Peters, E. E. (1994). Fractal Market Analysis: Applying Chaos Theory to Investment and Economics. Vol. 24, John Wiley & Sons.
- [31] Peters, E. E. (1996). Chaos and Order in the Capital Markets: a New View of Cycles, Prices, and Market Volatility. Vol. 1. John Wiley & Sons.
- [32] Robinson, P. M. (1995). Gaussian Semiparametric Estimation of Long Range Dependence. *The Annals of statistics*, 23(5), 1630-1661.
- [33] Sadique, S., and Silvapulle, P. (2001). Long-Term Memory in Stock Market Returns: International Evidence. *International Journal of Finance and Economics*, 6(1), 59-67.
- [34] Saleem, K. (2014). Modeling Long Memory In The Russian Stock Market: Evidence From Major Sectoral Indices. *Journal of Applied Business Research (JABR)*, 30(2), 567-574.
- [35] Shimotsu, K., and Phillips, P. C. (2002). Pooled log Periodogram Regression. *Journal of Time Series Analysis*, 23(1), 57-93.
- [36] Sowell, F. B. (1992) Maximum Likelihood Estimation of Stationary Univariate Fractionally Integrated Time Series Models. *Journal of Econometrics*, 53, 165-188.
- [37] Taqqu, M. S., Teverovsky, V., and Willinger, W. (1995). Estimators for Long-Range Dependence: an Empirical Study. *Fractals*, 3(04), 785-798.
- [38] Tolvi, J. (2003). Long memory in a Small Stock Market. *Economics Bulletin*, 7(3), 1-13.

Desempleo y criminalidad en los estados de la frontera norte de México: un enfoque espacial bayesiano de vectores autorregresivos

Unemployment and crime in the Northern-border states of Mexico: a spatial-Bayesian autoregressive vector approach

Víctor Hugo Torres Preciado *

Recibido: 26 febrero 2016 / Aceptado: 14 julio 2016

Resumen

Ante los recientes episodios de intensificación en la actividad delictiva en México, llama la atención la escasez de estudios que analizan su relación con las fluctuaciones en la tasa de desempleo. El objetivo de esta investigación consiste en evaluar el impacto que tendría un desajuste que incrementa sorpresivamente la tasa de desempleo en los estados de la frontera norte, sobre la actividad criminal, en particular respecto del número de robos. Con este fin, se aplica un VAR bayesiano espacial de acuerdo con la propuesta de LeSage y Cashell (2015). Los resultados sugieren que la respuesta del número de robos es heterogénea en los estados de la frontera norte de México. Por ejemplo: en algunos estados como Chihuahua, el número de robos parece responder de forma transitoria; en tanto que en Tamaulipas, este tipo de delito reacciona en menor medida a las fluctuaciones en su tasa de desempleo y la de sus estados vecinos.

Clasificación JEL: C33; E24; K42; R23.

Palabras clave: Desempleo. Criminalidad. Robos. Frontera Norte. México. Vector Autorregresivo Espacial Bayesiano.

Abstract

Despite the recent episodes of criminal activity intensification in Mexico, it is striking the scarcity of studies analyzing its relationship with unemployment rate fluctuations. The aim of this research is to evaluate the impact that an

* Universidad de Colima, Av. Josefa Ortiz de Domínguez no. 67, La Haciendita, Villa de Álvarez, Colima. C.P. 28970. Correo electrónico: torrespreciado@ucol.mx

external shock of a surprising increase in unemployment rates would have upon crime activity, particularly, robberies in Mexico's northern Border States. To this end, a spatial Bayesian VAR that follows LeSage and Cashell (2015) is applied. Results suggest a heterogeneous response of robberies across northern Border States. For instance, in some states such as Chihuahua, the number of robberies seems to display transitory effects, while Tamaulipas appears to be less sensitive to own and neighbor state unemployment fluctuations.

JEL Classification: C33; E24; K42; R23.

Keywords: Unemployment. Crime. Robbery. Northern Border. Mexico. Spatial Bayesian Vector Autoregression.

Introducción

Los fundamentos del análisis económico moderno de la criminalidad fueron establecidos por Becker (1968), quien con un enfoque microeconómico caracterizó al acto delictivo como un problema de elección racional individual. Su contribución dio lugar a un cúmulo de estudios teóricos y empíricos que ayudaron a profundizar el conocimiento de la conducta criminal en ambientes de incertidumbre, y su reacción ante diferentes medidas de combate a la criminalidad (Ehrlich, 1973), (Witte, 1980), (Schmidt y Witte, 1984). No obstante, aunque el enfoque económico de la criminalidad propuesto por Becker (1968) ha sido ampliamente aceptado en el ámbito académico internacional y en el diseño de políticas de seguridad pública, aún es insuficiente para abordar algunos aspectos del vínculo entre actividad criminal y las condiciones económicas que prevalecen en países y regiones.

En este sentido, un conjunto de investigaciones se ha enfocado en analizar, desde una perspectiva principalmente agregada, el impacto que la actividad delictiva ejerce en diferentes medidas de desempeño económico nacional y regional. Por ejemplo, Zelekha y Bar-Efrat (2011) evalúan el efecto que la actividad delictiva tiene en la inversión privada en Israel. Daniele y Marani (2010), por su parte, analizan el impacto del crimen organizado en la inversión extranjera directa en Italia. Asimismo, algunos estudios han puesto su atención en analizar el efecto potencialmente distorsionante que la actividad delictiva local ejerce en la pequeña empresa (Krkoska y Robeck, 2009), (SBP, 2008). Paralelamente, un creciente número de estudios internacionales analizan el efecto en la tasa crecimiento económico (Neanidis y Papadopoulou, 2013; Kumar, 2013; Goulas y Zervoyianni, 2013; Öcal y Yildirim, 2010).

Similarmente, el estudio acerca del efecto de las condiciones económicas sobre los diferentes tipos de actividad delictiva ha cobrado relevancia con el apoyo de enfoques metodológicos modernos, permitiendo revisar hipótesis inicialmente investigadas por criminólogos a principios del siglo veinte (Bonger, 1916; Thomas, 1925). Los estudios recientes en este ámbito reconocen que durante los episodios de recesión económica, el consiguiente aumento en la tasa de desempleo se convierte en un factor potencialmente detonante de la actividad delictiva; sin embargo, la evidencia empírica internacional dista de ofrecer un consenso en este sentido.

En México, la economía ha atravesado recientemente por episodios caracterizados por aumentos en la tasa de desempleo y la intensificación en la actividad delictiva. En el primer caso, la crisis económico-financiera internacional, que iniciara a principios de 2008 en Estados Unidos, ocasionó que la actividad económica agregada en México encarara contracciones de hasta diez por ciento, como ocurrió en el segundo trimestre de 2009 (Mendoza, 2013), con el consiguiente aumento en los despidos laborales. De hecho, en el periodo poscrisis, cuando la actividad económica agregada de Estados Unidos comenzaba a recuperarse, en algunos estados mexicanos como Baja California, la tasa de desempleo promedio aumentó poco más de cuatro puntos porcentuales, llegando a alcanzar hasta 7.6 por ciento. En particular, los estados ubicados en la frontera norte parecen haber enfrentado los mayores desajustes en el mercado laboral, ya que Coahuila y Chihuahua llegaron a alcanzar tasas de desempleo de 9.7 por ciento, mientras que en Nuevo León y Tamaulipas llegaron hasta 8.5 por ciento (Torres, 2013).

Con respecto a la actividad delictiva, entre los años 2005 y 2009, la tasa de delitos totales por cada cien mil habitantes aumentó poco más de diez por ciento, particularmente la tasa de robos, cuyo incremento fue cercano al veinticuatro por ciento. Esta situación sugiere no solamente que los costos económicos y sociales asociados habrían aumentado, sino también la presencia de una estructura de incentivos suficientemente afianzada para motivar la actividad criminal en el país. Por otro lado, debe mencionarse que la distribución espacial de la actividad delictiva dista de ser homogénea en México (Torres, Polanco y Venegas, 2015), de tal forma que algunos estados afrontarían costos económicos y sociales comparativamente mayores, al concentrar un mayor número de delitos. Tal sería el caso de la frontera norte de México, una región que agrupa a los estados de Baja California, Sonora, Chihuahua, Coahuila, Nuevo León y Tamaulipas, y que desde 2005 contribuye con aproximadamente el veinte por ciento del número total de delitos en el país (ver cuadro A2); en este sentido, el aumento observado en la tasa de desempleo pudiera haber exacerbado la actividad delictiva, principalmente aquellas de tipo adquisitivo, como los robos.

De hecho, la situación de inseguridad pública que atraviesa México, ha motivado la aparición de un número creciente de investigaciones que pretenden abordar este fenómeno desde una perspectiva económica. Por ejemplo, entre los estudios recientes que abordan el análisis de los determinantes de la actividad criminal en México se encuentra el elaborado por Osorio (2012); también, las investigaciones de Feliz (2012), Pan et al. (2012), Enamorado (2013), González (2014) y Torres, Polanco y Tinoco (2015) que analizan el efecto de la criminalidad en el crecimiento económico a escala regional en el país. En el trabajo de Torres, Polanco y Venegas (2015), se evalúa el efecto de la criminalidad en la inversión privada regional y nacional, y en la investigación de Verdugo, Pedroni y Hu (2015), los autores evalúan el efecto de un choque a la tasa de homicidios en variables como el PIB y la IED mediante un modelo VAR estructural en panel. No obstante, llama la atención que dada la importancia que las variaciones observadas en la tasa de desempleo tendrían en el comportamiento de la actividad delictiva en México, el número de investigaciones que abordan su análisis aún es escaso, particularmente a escala regional.

En este contexto, el objetivo de esta investigación consiste en analizar el efecto que las variaciones en la tasa de desempleo tendrían sobre el comportamiento del número de robos en los estados de la frontera norte de México: una región donde recientemente se han presentado los aumentos más notorios en la tasa de desempleo y también en el número de delitos. Con este fin, se utiliza un modelo de vectores regresivos bayesiano que incorpora la interacción espacial entre los estados de la frontera norte, condicionada a su cercanía geográfica. En particular, se pretende responder si un choque que incremente la tasa de desempleo conduciría también a un incremento en el número de robos en los estados de la frontera norte del país.

El documento se organiza de la siguiente manera: en el segundo apartado, se revisa la literatura económica internacional y nacional que vincula la tasa de desempleo y la actividad criminal; en el tercer apartado, se explora el comportamiento del desempleo y el número de robos en los estados de la frontera norte de México; en el cuarto, se describe la metodología empleada y, posteriormente, se realiza el análisis empírico; en el último apartado, se presentan las conclusiones.

1. Revisión de la literatura

El interés por profundizar en el efecto de las condiciones económicas adversas sobre la actividad delictiva, se encuentra en estudios de principios del siglo veinte. Entre estos, están los trabajos de Bongier (1916), Thomas (1925) y Phelps (1929), cuyo objetivo se centró en el efecto que las

fluctuaciones en el corto plazo, de la tasa de desempleo agregada, tenían sobre diferentes indicadores de actividad criminal. Los estudios representaron los primeros esfuerzos por establecer relaciones empíricas con el apoyo de métodos estadísticos, siendo quizá el más exitoso, el trabajo de Phelps (1929), quien mediante la estimación de ecuaciones parabólicas encuentra una relación negativa.

No obstante la relevancia que el análisis de la relación entre la tasa de desempleo y criminalidad representa para el diseño de políticas económicas y sociales, su estudio se debilitó durante los siguientes treinta años. Posteriormente, se observa un resurgimiento a mitad de la década de los sesenta con los trabajos de Smigel-Leibowitz (1965), Fleisher (1966), y Ehrlich (1967). Sin embargo, el trabajo de Becker (1968), quien elabora un modelo microeconómico para estudiar la conducta criminal individual como resultado de una estructura de incentivos, basada en castigos y beneficios, sentó las bases para estudiar de forma sistemática, mediante la oferta de crimen, los determinantes de la actividad criminal. Aunque el trabajo de Becker (1968) representa un parte aguas en el análisis económico de la criminalidad, es la investigación de Ehrlich (1973), la que con base en el enfoque propuesto por Becker (1968), incluye de forma sistemática la relación entre desempleo y criminalidad.

En su análisis, Ehrlich (1973) establece la decisión de un individuo que elige la dotación de tiempo que destinará a actividades legales (l) e ilegales (i), con base en la probabilidad de ser aprendido (p) o no ($1-p$), y asocia a esta decisión la probabilidad de ser desempleado (u) o no ($1-u$). Sus resultados indican que una probabilidad relativamente más alta de ser desempleado conduce a la decisión de delinquir. Lo que a escala agregada implica una relación positiva entre la tasa de desempleo y la actividad criminal, principalmente en actividades delictivas de tipo adquisitivo.

Diferentes estudios se han elaborado con base en las propuestas de Becker (1968) y Ehrlich (1973). Por ejemplo, Witte (1980) utiliza datos individuales de prisioneros liberados para estimar el modelo estándar de Becker (1968), y encuentra que la certeza y severidad del castigo influye significativamente en reducir la participación de los individuos en actividades delictivas, pero que salarios más elevados tendrían un efecto débil. Myers (1983), por su parte, utilizando bases de datos diferentes encuentra que la certidumbre y salarios más elevados reducirían la participación en actividades ilegales, pero la severidad del castigo tendría un efecto débil. Más recientemente, Cornwell y Trumbull (1994) estiman un modelo panel de oferta de crimen con datos para Estados Unidos. Los autores encuentran que los esfuerzos policiales son pequeños en comparación con otros estudios, pero que los salarios contribuyen a disminuir la decisión de delinquir.

En esta línea de análisis, Yamada (1985) señala que los estudios elaborados a partir del enfoque de oferta del crimen, propuesto por Becker (1968) y Ehrlich (1974), proveen evidencia empírica que contrasta con respecto al signo y significación estadística encontrada cuando se analiza el vínculo tasa de desempleo-actividad criminal. El autor enfatiza que los estudios frecuentemente excluyen el efecto retardado que la tasa de desempleo puede ejercer en la actividad criminal a través del tiempo y, por otro, que las especificaciones empíricas suelen presentar multicolinealidad. En este sentido, los trabajos de Yamada (1985) y Yamada, Yamada y Kang (1991) se pueden considerar pioneros en la aplicación de metodologías modernas de series de tiempo al análisis de la relación de la tasa de desempleo y criminalidad, particularmente, a partir de vectores autorregresivos.

Por otro lado, un estudio que contribuyó a revitalizar el interés por investigar la relación entre tasa desempleo y actividad criminal es el elaborado por Cantor y Land (1985). Los autores señalan que los hallazgos empíricos que apuntan hacia una falta de consenso acerca de la relación entre ambas variables, obedece a la elaboración de teorías incompletas que fallan en reconocer la presencia no excluyente de dos efectos simultáneos: el efecto de oportunidad y el efecto de motivación. El primero explicaría la presencia de una relación negativa y contemporánea, debido a que en épocas de bajo desempleo, los individuos estarían más expuestos a robos u otro tipo de crimen adquisitivo. Por su parte, el segundo efecto hace referencia a una relación positiva y retardada en el tiempo, que resulta cuando las carencias motivan al individuo a delinquir¹.

El hecho de proveer una explicación analítica, cuando los resultados empíricos sugieren relaciones contrapuestas, es parte del atractivo que ha hecho popular la propuesta de Cantor y Land (1985). Entre los estudios que abordan el análisis de la relación entre desempleo y actividad criminal bajo esta perspectiva, se encuentra el elaborado por Chiricos (1987), quien encuentra una relación positiva entre tasa de desempleo y crímenes a la propiedad, con datos en sección cruzada. Los trabajos de Smith, Devine y Sheley (1992), y Britt (1997), quienes utilizan datos en series de tiempo, encuentran evidencia a favor de ambos efectos. Sin embargo, algunos estudios ofrecen resultados diferenciados cuando utilizan datos en panel y especificaciones alternativas a la propuesta por Cantor y Land (1985). Por ejemplo, Levitt (2001) encuentra un efecto de motivación estadísticamente significativo cuando se consideran crímenes a la propiedad, pero no significativo cuando se vincula a crímenes violentos. Recientemente, Phillips

¹ Los efectos de oportunidad y de motivación propuestos por Cantor y Land (1985) se fundamentan, en el primer caso, en postulados de la teoría criminológica y, en el segundo, en el enfoque sociológico de la teoría de las actividades rutinarias.

y Land (2012) revisaron las hipótesis iniciales de Cantor y Land (1985) utilizando una base de datos con 400 de los municipios más grandes en Estados Unidos, así como para su agregación a escala estatal y nacional. Los autores sostienen que las hipótesis inicialmente propuestas, se corroboran en los tres niveles de agregación, en 78 de 84 relaciones estimadas.

Adicionalmente, algunos estudios recientes sugieren que las ideas originales de Cantor y Land (1985) se abordan adecuadamente mediante la aplicación de metodologías que identifican la sincronización entre el ciclo económico y de criminalidad. En este sentido se encuentran los trabajos de Detotto y Otranto (2012), y de Cook y Watson (2014), quienes estudian el comportamiento cíclico de variables económicas adicionales a la tasa de desempleo.

En el caso de México, los estudios que abordan el efecto de la tasa de desempleo en algún tipo de actividad delictiva son escasos. Por ejemplo, el trabajo de Osorio (2012) evalúa el efecto que diferentes variables económicas, sociales y culturales ejercen en la tasa de homicidios en México. Sus resultados sugieren que la tasa de desempleo tiene un efecto positivo y estadísticamente significativo. En contraparte, diversos estudios elaborados recientemente se han enfocado principalmente en evaluar el efecto que la actividad delictiva ha tenido en algunas variables de desempeño económico.

Al respecto, la investigación de Feliz (2012) representa el primer intento por estudiar sistemáticamente el efecto de la actividad criminal en el crecimiento económico de México. Mediante la estimación de un modelo de convergencia condicional, el autor encuentra que un incremento del diez por ciento en la tasa de homicidios, se asocia con una disminución del 0.13 por ciento en la tasa de crecimiento. Por su parte, Pan et al. (2012), estiman un modelo espacial en panel de datos, y encuentran que los homicidios no ejercen un efecto significativo en la tasa de crecimiento económico regional de México. Por otro lado, en un estudio similar pero a escala municipal, Enamorado et al. (2013), encuentran evidencia de efectos negativos.

González (2014) analiza la relación de diferentes delitos del fuero común y federal en el crecimiento económico regional, sus resultados sugieren un efecto pequeño pero significativo en delito, que el autor denomina de alto impacto (homicidios, robos y delitos dolosos). Recientemente, Torres, Polanco y Tinoco (2015) estiman un modelo en panel de datos denominado Durbin espacial, para analizar el efecto de la actividad delictiva en el crecimiento económico regional de México. Sus hallazgos indican que la tasa de homicidios y robos ejercen un efecto negativo y significativo en el crecimiento económico regional, además encuentran que la presencia de efectos de difusión interregionales refuerzan su efecto negativo.

2. Desempleo y criminalidad en la frontera norte de México

La actividad delictiva en México ha experimentado recientemente un periodo de intensificación que ha obligado a las autoridades gubernamentales a priorizar el restablecimiento de la seguridad pública, mediante reformas al Sistema Nacional de Seguridad Pública (Torres y Polanco, 2014). En particular, el número total de delitos del fuero federal se incrementó veintidós por ciento durante el periodo entre 2005 y 2011, alcanzando en este último año la mayor cifra en la última década con 1,729,934 delitos (cuadro A2). Sin embargo, la actividad delictiva parece iniciar un declive al disminuir ocho por ciento la cifra agregada de delitos entre 2011 y 2014.

Por su parte, el comportamiento de la actividad delictiva en la región frontera norte² del país, parece compartir una dinámica similar. En el periodo de expansión nacional de la actividad delictiva, los estados de la frontera en su conjunto experimentaron un incremento absoluto del 9.4 por ciento en el número de delitos totales, y similarmente al agregado nacional, una disminución del 8.8 por ciento entre 2011 y 2014. No obstante, el pico más alto en el número de delitos totales en esta región ocurrió en 2008, cuando alcanzó la cifra de 390,000 delitos totales, que al considerarse como referencia, implica una disminución del catorce por ciento hacia el año 2014 (cuadro A2).

En conjunto, la región frontera norte ha contribuido de forma significativa a la actividad delictiva nacional. En particular, en 2005, los estados de la frontera norte representaron el 23.6% de la actividad delictiva total en el país, y para el año 2015, esta contribución fue bastante similar, con 21.6% (cuadro A2). Al interior de esta región, algunos estados han experimentado una mayor incidencia delictiva. Por ejemplo, en 2015, el estado de Baja California contribuyó con el treinta por ciento de los delitos totales en la frontera norte, seguido cercanamente por Chihuahua y Tamaulipas con 20% y 15.7%, respectivamente. Para 2015, algunos estados preservaron su preponderancia en el conjunto de la actividad delictiva en la frontera norte, como Baja California y Chihuahua, cuyas contribuciones alcanzaron un treinta y dos y diecinueve por ciento, cada uno. El caso de Coahuila llama la atención, debido a que su posicionamiento en la actividad delictiva fronteriza ha aumentado significativamente al transitar de 7.5% en 2005 a 14.7% en 2015 (cuadro A3).

Con respecto al número de robos en la frontera norte del país, se observa que el pico de la actividad asociada a este delito ocurre en 2011, cuando la cifra

² En esta investigación, la región frontera norte está conformada por los estados de Baja California, Sonora, Chihuahua, Coahuila, Nuevo León y Tamaulipas.

agregada fue de 207,547. A partir de este año, el número de robos ha disminuido hasta alcanzar una cifra de 132,895, para representar una contracción del treinta y seis por ciento, entre 2011 y 2014 (cuadro A4). El estado que más contribuye al conjunto de esta actividad delictiva en la frontera norte es Baja California, cuya participación ha aumentado de treinta y cuatro por ciento en 2005, hasta alcanzar treinta y nueve por ciento en 2015. Los estados de Sonora, Chihuahua y Nuevo León han reducido su participación en el mismo periodo, sin embargo, Tamaulipas y Coahuila la aumentaron, principalmente este último estado, al pasar de 6.3% a 11.5% (cuadro A5).

En la gráfica 1, se aprecia el comportamiento conjunto de ambas variables en cada uno de los seis estados de la frontera norte, para los datos mensuales estandarizados. En particular, se observa que en el caso de los estados de Chihuahua, Coahuila y Nuevo León, los periodos cuando la tasa de desempleo ha aumentado y descendido, parecen estar asociados a periodos similares de intensificación y desintensificación en la incidencia de robos. Sin embargo, esta relación no es tan clara cuando se visualizan las fluctuaciones mes a mes, donde frecuentemente se observa una asociación inversa. La disminución en ambas variables explicaría la reducción significativa que Chihuahua y Nuevo León han experimentado en sus contribuciones relativas, por ejemplo, en el caso del número de robos totales en la región frontera norte.

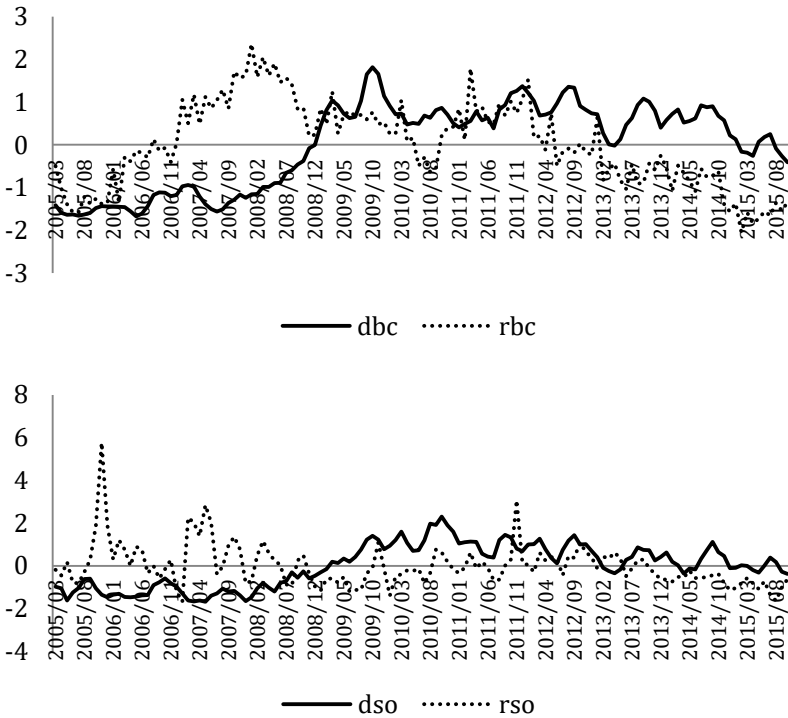
Por su parte, en el estado de Baja California, el patrón de asociación es aún menos claro, por ejemplo, la tasa de desempleo en Baja California parece descender lentamente desde finales de 2012, en tanto que el número de robos desciende con mayor rapidez. Por otro lado, el número de robos se incrementó incluso durante el periodo que prevaleció un bajo desempleo. En Sonora y Tamaulipas, el número de robos parece responder positivamente ante las variaciones en la tasa de desempleo, si bien se observa que en ambos estados la tasa de desempleo se ha mantenido relativamente estable (gráfica 1).

Finalmente, en el cuadro 1, se puede apreciar un resumen de tasa de desempleo y el número de robos en la frontera norte a partir de sus estadísticas básicas. En particular, se aprecia que el estado de Coahuila tuvo en promedio la tasa de desempleo más elevada, seguido por los estados de Tamaulipas y Nuevo León. Por su parte, el estado de Baja California tuvo el promedio más bajo en este indicador, debido a que a principios del periodo de estudio presentó las tasas de desempleo más bajas en la frontera norte e incluso en el país. En adición, el estado de Coahuila también ha experimentado la tasa de desempleo más elevada en el periodo entre los estados de la frontera norte, alcanzando un 9.6%, aunque Chihuahua también

ha atravesado por periodos similares de elevado desempleo. En contraparte, el estado de Baja California ha observado la tasa de desempleo más baja con 1.1% e incluso Chihuahua ha presentado una tasa mínima de 1.9%, lo cual es congruente con la desviación estándar que sugiere una importante dispersión en este indicador. Con respecto al número de robos, el promedio más elevado durante el mismo periodo corresponde a Baja California, seguido por Chihuahua, aunque a una distancia notable. Similarmente, el máximo número de robos está registrado en Baja California con 7,064, en tanto que el mínimo número delitos corresponde a Sonora, y con un nivel similar a Coahuila (cuadro 2).

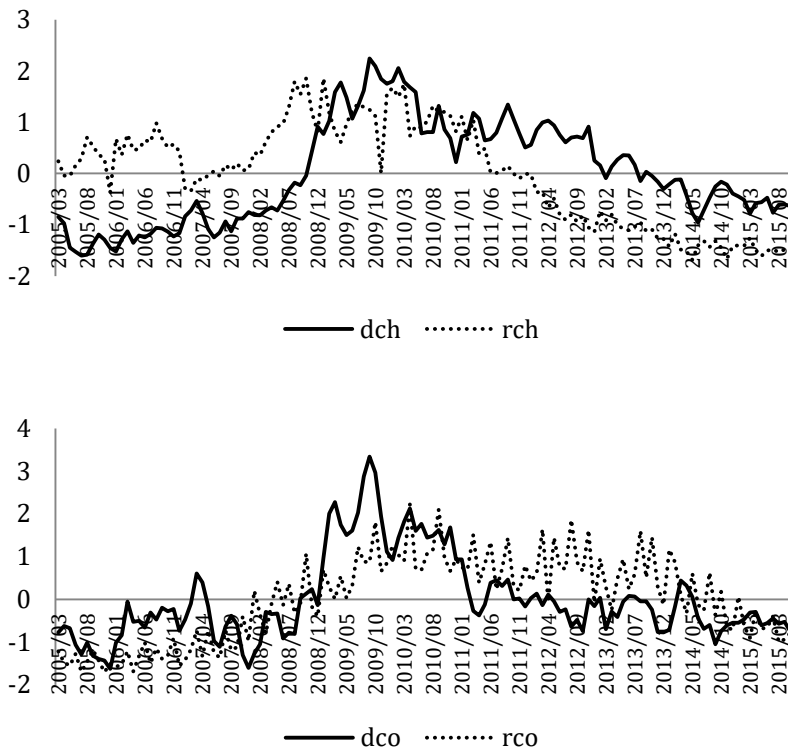
Gráfica 1

Evolución de la tasa de desempleo y el número de robos en los estados de la frontera norte de México 2005-2015 (datos estandarizados)



Fuente: elaboración propia con información del INEGI y el Secretariado Ejecutivo del Sistema Nacional de Seguridad Pública. La información abarca desde marzo de 2005 hasta octubre de 2015. La notación para el nombre de las variables, es: dbc, dso, dch, dcoa, dnl y dta, que son las tasas de desempleo para los estados de Baja California, Sonora, Chihuahua, Coahuila, Nuevo León y Tamaulipas. Asimismo, rbc, rso, rch, rco, rnl y rta representan el número de robos totales para los mismos estados. Nota: se estandarizaron los datos para facilitar la comparación de ambas series, lo que consiste en restar la media y posteriormente dividir entre la desviación estándar cada observación.

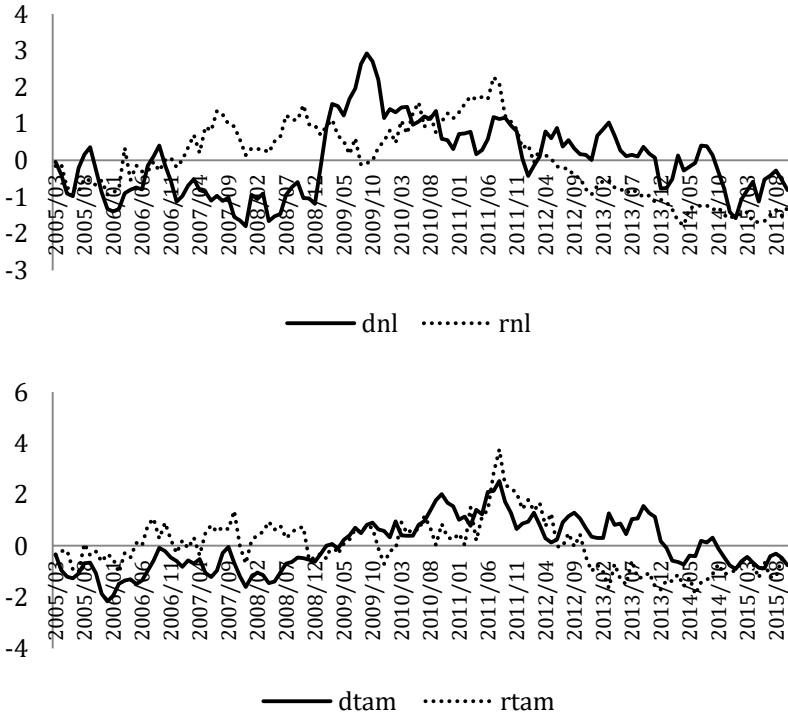
Gráfica 1 (continuación)
Evolución de la tasa de desempleo y el número de robos en los estados de la frontera norte de México 2005-2015 (datos estandarizados)



Fuente: elaboración propia con información del INEGI y el Secretariado Ejecutivo del Sistema Nacional de Seguridad Pública. La información abarca desde marzo de 2005 hasta octubre de 2015. La notación para el nombre de las variables, es: dbc, dso, dch, dcoa, dnl y dta, que son las tasas de desempleo para los estados de Baja California, Sonora, Chihuahua, Coahuila, Nuevo León y Tamaulipas. Asimismo, rbc, rso, rch, rco, rnl y rta representan el número de robos totales para los mismos estados. Nota: se estandarizaron los datos para facilitar la comparación de ambas series, lo que consiste en restar la media y posteriormente dividir entre la desviación estándar cada observación.

Gráfica 1 (continuación)

Evolución de la tasa de desempleo y el número de robos en los estados de la frontera norte de México 2005-2015 (datos estandarizados)



Fuente: elaboración propia con información del INEGI y el Secretariado Ejecutivo del Sistema Nacional de Seguridad Pública. La información abarca desde marzo de 2005 hasta octubre de 2015. La notación para el nombre de las variables, es: dbc, dso, dch, dcoa, dnl y dta, que son las tasas de desempleo para los estados de Baja California, Sonora, Chihuahua, Coahuila, Nuevo León y Tamaulipas. Asimismo, rbc, rso, rch, rco, rnl y rta representan el número de robos totales para los mismos estados. Nota: se estandarizaron los datos para facilitar la comparación de ambas series, lo que consiste en restar la media y posteriormente dividir entre la desviación estándar cada observación.

Cuadro 2

Estadísticas básicas para la tasa de desempleo y el número de robos en los estados de la frontera norte de México 2005-2015

Estadístico	dbc	dson	dchi	dcoa	dnl	dtam	rbc	rson	rchi	rcoa	rnl	rtam
Mediana	5.2	5.1	4.8	5.6	5.5	5.5	5177	976.5	2522	1493	2406	1842
Media	4.4	5.1	5.1	5.8	5.5	5.7	5196	1007	2473	1455	2407	1849
D.E.	1.9	1.5	2	1.1	1	1.3	790.9	211.8	754.5	467.1	802.2	275.5
D.E./ Media %	44	30	38.9	19.5	17	23	15.2	21	30.5	32.1	33.3	14.9
Máximo	7.9	8.6	9.5	9.6	8.3	9	7064	2229	3873	2494	4232	2887
Mínimo	1.1	2.5	1.9	4	3.8	2.8	3573	650	1201	658	988	1328
Obs.	128	128	128	128	128	128	128	128	128	128	128	128

Fuente: elaboración propia con información del INEGI y el Secretariado Ejecutivo del Sistema Nacional de Seguridad Pública. La información abarca desde marzo de 2005 hasta octubre de 2015. La notación para el nombre de las variables, es: dbc, dson, dchi, dcoa, dnl y dtam, que son las tasas de desempleo para los estados de Baja California, Sonora, Chihuahua, Coahuila, Nuevo León y Tamaulipas, respectivamente. Asimismo, rbc, rson, rchi, rcoa, rnl y rtam representan el número de robos para los mismos estados.

3. Aspectos metodológicos

LeSage y Krivelyova (1999) señalan que la utilización de vectores autorregresivos en el análisis regional tiene dos limitaciones: 1) dada la presencia de retardos temporales en los vectores autorregresivos, con frecuencia se requiere contar con un amplio número de observaciones para estimar los parámetros también numerosos, y 2) la presencia de retardos en las variables independientes suele acompañarse de una elevada correlación que conduce a una degradación en la precisión de los parámetros estimados. Para solventar este problema, LeSage y Krivelyova (1999) sugieren utilizar la aplicación de métodos bayesianos en la estimación de los vectores autorregresivos con base en la propuesta de Doan, Litterman y Sims (1984), y Litterman (1986), quienes sugieren incorporar información bayesiana *a priori*.

El enfoque bayesiano considera incierta la verdadera estructura de la población, y sin asignar un peso importante a alguno de los parámetros del modelo, aborda esta incertidumbre bajo la forma de una distribución de probabilidades con media y desviación estándar designados *a priori*, para cada uno de los parámetros del modelo. Si la información *a priori* es alterada por la “señal” y no por el “ruido” en las observaciones, entonces el problema de sobreajuste se reducirá notablemente (Ciccarelli y Rebutti, 2003).

Sin embargo, LeSage y Krivelyova (1999) señalan que la información bayesiana *a priori* que sugieren Doan, Litterman y Sims (1984), con respecto

a la media y desviación estándar de los parámetros a estimar en un VAR, también conocida como información *a priori* de Minnesota, es restrictiva debido a que otorga un tratamiento similar a todas las variables con excepción de las variables dependientes rezagadas, lo cual es inadecuado cuando en el análisis se incorporan unidades espaciales que pueden presentar algún tipo de asociación. En este sentido, se espera que las unidades espaciales más cercanas ejerzan una influencia mayor que aquellas unidades espaciales más lejanas.

Con la finalidad de estudiar la relación entre desempleo y criminalidad en los estados ubicados en la frontera norte de México, se propone implementar un vector autorregresivo bayesiano (BVAR) conforme a la propuesta de LeSage y Cashell (2015), quienes utilizan un enfoque híbrido que combina el enfoque *a priori* de Toledo, propuesto por LeSage y Krivelyova (1999) y LeSage y Pan (1995), y el enfoque de Minnesota. El BVAR permitirá incorporar la simultaneidad entre la criminalidad y desempleo; y la cercanía entre los estados de la frontera norte del país, evitando el problema del sobreajuste y colinealidad.

3.1. La información *a priori* de Minnesota y Toledo

Doan, Litterman y Sims (1984), y Litterman (1986), propusieron un enfoque bayesiano cuya información *a priori*, conocida como Minnesota, conduce a modelar una serie de tiempo como una caminata aleatoria simple. Con este enfoque, la atención se centra en el parámetro autorregresivo de primer orden, erradicando los problemas de colinealidad de los VAR estándar y mejorando sustancialmente la capacidad de pronóstico (LeSage y Cashell, 2015). La información *a priori* para la media y su varianza asociada sigue un distribución normal con

$$N(1, \sigma_{\alpha_i}^2) \text{ y } \alpha_j \sim N(0, \sigma_{\alpha_j}^2),$$

donde $\alpha_i = 1$ es la información *a priori* para el coeficiente autorregresivo y $\alpha_j = 0$ es la información *a priori* para otras variables y rezagos mayores en el término autorregresivo.

Sin embargo, Dowd y LeSage (1997) señalan que el enfoque de Minnesota es inadecuado para modelar economías regionales, debido a que alguna presencia de co-movimiento sería más similar a un proceso de dependencia espacial que temporal. Este señalamiento fue recogido posteriormente por LeSage y Krivelyova (1999), quienes propusieron un enfoque que considera la interacción espacial entre las unidades regionales.

Al igual que ocurre con la información *a priori* de Minnesota, la especificación de la información *a priori* espacial se determina de forma experimental con base en la asignación de hiperparámetros. Siguiendo la propuesta de LeSage y Krivelyova (1999), la información *a priori*, para la media de los coeficientes asociados a los estados contiguos retardados en un periodo de tiempo, es igual a $1/C$, en la que C corresponde al número de estados contiguos para cada variable endógena dependiente i . Por su parte, la información *a priori* para la media de los coeficientes asociados a los estados no contiguos es cero, así como también para el coeficiente asociado al primer rezago de cada variable endógena dependiente. Esta forma de asignar la información *a priori* para la media de los coeficientes implica que los estados contiguos ejercen una influencia relevante en las variables dependientes debido a la proximidad espacial.

Por su parte, la definición de la información *a priori* para la varianza de los coeficientes es esencial para apegarse a las características de los datos. En este sentido, una varianza pequeña implica que se otorga poca incertidumbre para que el coeficiente sea cercano a la información *a priori*, sobre su media; similarmente, una varianza mayor implica que el coeficiente estimado puede diferir de la información *a priori*, provista para la media. En este sentido, la asignación de la información *a priori* para la varianza se apega a los siguientes criterios: las variables asociadas a los estados no contiguos son menos relevantes que las asociadas a los estados contiguos debido a que la influencia decrece con la distancia, y la importancia de los retardos en el tiempo decrece a medida que el retardo es mayor, es decir, la influencia de las variables disminuyen con el tiempo.

La asignación de la información *a priori* para la media y varianza se expresa a través de (1), conforme a la propuesta de LeSage y Krivelyova (1999):

$$\begin{aligned} \pi(\beta_{ijk}) &= N(1/c_i, \sigma_c), j \in C, \text{ para el rezago } k=1; i,j=1,\dots,n,m. \\ \pi(\beta_{ijk}) &= N(0, \tau\sigma_c/k), j \in C, \text{ para el rezago } k=2; i,j=1,\dots,n,m \\ \pi(\beta_{ijk}) &= N(0, \theta\sigma_c/k), j \notin C, \text{ para el rezago } k=1; i,j=1,\dots,n,m \end{aligned} \quad (1)$$

Los hiperparámetros para la desviación estándar se definen como $0 < \sigma_c < 1$, y para el resto $\tau > 1$ y $0 < \theta < 1$. En este sentido, para todas las variables j en la ecuación i , contiguas al estado $i j \in C$, la información *a priori* para la media de los coeficientes en el primer rezago ($k=1$) es el promedio del número de entidades contiguas a i , en tanto es cero para los estados no contiguos $j \notin C$. El valor *a priori* de la desviación estándar es igual a σ_c , para el primer rezago ($k=1$), implicando una menor incertidumbre acerca del valor *a priori* asignado a la media de los coeficientes en el primer rezago, y por tanto, enfatizando la influencia de los estados contiguos. Por su parte, la

información *a priori* para la varianza $\tau\sigma_c/k$, a partir del rezago 2 ($k=2$), implica que la varianza disminuye conforme aumenta el número de rezagos k en cada ecuación i ; sin embargo, debido a que $\tau>1$, la incertidumbre se reduce de manera más suave permitiendo que el valor medio de cero, asignado *a priori* para los estados contiguos en los rezagos mayores a 1, pueda diferir con el estimado³. La varianza $\theta\sigma_c/k$ asignada *a priori* impone de manera más estricta la media *a priori* de cero para los estados no contiguos, desde $k=1$ en adelante.

Recientemente, LeSage y Cashell (2015) señalan que el modelaje de las relaciones económicas regionales con base en un VAR que considere únicamente la dependencia espacial o temporal, sería inadecuado. Los autores reconocen la importancia de incorporar ambos tipos de dependencia, dando lugar a su propuesta de un enfoque híbrido que combine la información *a priori* de Minnesota y de Toledo.

3.2. El modelo BVAR para analizar la relación entre desempleo y criminalidad

La combinación de los enfoques de Minnesota y Toledo, permite elaborar un modelo BVAR, para estudiar la relación entre desempleo y criminalidad en los estados de la frontera norte de México, que considera endógenas a ambas variables. Este enfoque, denominado híbrido, permite incorporar efectos de dependencia temporal pero también espacial. En particular, el modelo en la expresión (2) establece que d_{it} y r_{it} representan la tasa de desempleo y la actividad delictiva en los estados de la frontera norte en el tiempo, medidas en tasas de crecimiento anualizadas, donde cada ecuación i representa un estado en esta región para cada una de las variables d_{it} y r_{it} . La expresión $D_{ij} = \sum_{j=1}^m D_{ij}$ define una matriz de pesos normalizada a 1 por renglones, que refleja la creencia *a priori* basada en el enfoque híbrido (ver cuadro A1 en anexos). En este sentido, cada variable endógena depende de variables explicativas, que son un promedio sobre las observaciones del estado i y sus vecinos inmediatos con un rezago en el tiempo, aspecto que preserva la naturaleza parsimoniosa del promediado bayesiano⁴.

³ La asignación de una varianza más suave que decrece conforme aumenta el número de rezagos es compatible con la idea de que la influencia de los estados contiguos en la variable dependiente i puede ser diferente de cero. Una forma de permitir que los datos dominen la información *a priori* para la media, es otorgando una relativa mayor incertidumbre, es decir, una varianza relativamente mayor.

⁴ Desde luego, aunque el interés no consiste en evaluar las magnitudes de los coeficientes sino las funciones de impulso-respuesta derivadas, debe mencionarse que los coeficientes

$$\begin{bmatrix} d_t \\ r_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} D_y(\ell) & D_y(\ell) \\ D_y(\ell) & D_y(\ell) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} d_{t-1} \\ r_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} C_{da} \\ C_{ra} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{da} \\ \varepsilon_{ra} \end{bmatrix} \quad (2)$$

3.3. Bases de datos y descripción de variables

Las variables que se utilizaron en el BVAR corresponden a la tasa de desocupación abierta mensual que publica el Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (INEGI), con frecuencia mensual, para el periodo de marzo de 2005 a octubre de 2013, en los estados de la frontera norte: Baja California, Sonora, Chihuahua, Coahuila, Nuevo León y Tamaulipas. Por su parte, la tasa de criminalidad corresponde al número total de robos también para cada uno de los estados de la frontera norte del país. La información sobre el número de robos se obtuvo del Secretariado Ejecutivo del Sistema Nacional de Seguridad Pública (SESNSP), a partir de las estadísticas de incidencia delictiva por entidad federativa⁵. Debido a que el valor de la variable dependiente endógena, es igual al promedio de los valores en las variables de los estados contiguos, se requiere transformar las variables para que los valores tengan magnitudes similares. En este sentido, las variables fueron transformadas en tasas de crecimiento anualizadas.

De conformidad con lo descrito en la sección 3.1, se asignó un valor a priori de 0.5 a los coeficientes de la media, para cada variable dependiente autorregresiva con retardo de un periodo; y un valor a priori de $0.5(1/c_i)$, para el primer retardo de los coeficientes de la media asociados a los estados contiguos (ver cuadro A1 en anexos). El valor asignado a los del hiperparámetro, para la desviación estándar de los coeficientes en el primer retardo, es $S = 0.2$; para la varianza de los coeficientes de los estados vecinos, en dos o más rezagos, es $\tau = 8$; y, para la varianza de los coeficientes para los estados no contiguos, en el primero o más rezagos, es $Q = 1$. El número óptimo de rezagos en el VAR, se calculó con base en la prueba de la razón de verosimilitud. Con una significación estadística del uno

estimados dependen de los datos y del valor asignado a los hiperparámetros, por lo que el hecho de representar la matriz como D, no implica que serán iguales.

⁵ Es importante señalar que el Secretariado Ejecutivo del Sistema Nacional de Seguridad Pública, reporta la incidencia delictiva registrada en las averiguaciones previas o carpetas de investigación iniciadas por las Procuradurías Generales de Justicia y Fiscalías Generales de las entidades federativas, y por la Procuraduría General de la República. Sin embargo, debido a que no todos los delitos se reportan por diversos motivos o, incluso, no llegan a presumirse como delitos por falta de información, la cifra negra del delito estimada a partir de la ENVIPE levantada por el INEGI es elevada, siendo mayor de 90 por ciento en algunos años. Esta situación conduce a una subestimación del delito y, por tanto, es posible que incida en las magnitudes y trayectorias estimadas.

por ciento, el rezago óptimo que se obtuvo es de 2. Asimismo, las variables se definieron de la siguiente manera: *dbc*, *dson*, *dchi*, *dcoa*, *dnl* y *dtam* representan la tasa de desempleo para Baja California, Sonora, Chihuahua, Coahuila, Nuevo León y Tamaulipas, respectivamente. Similarmente, *rbc*, *rson*, *rchi*, *rcoa*, *rnl* y *rtam* se refieren al número de delitos totales para los estados fronterizos.

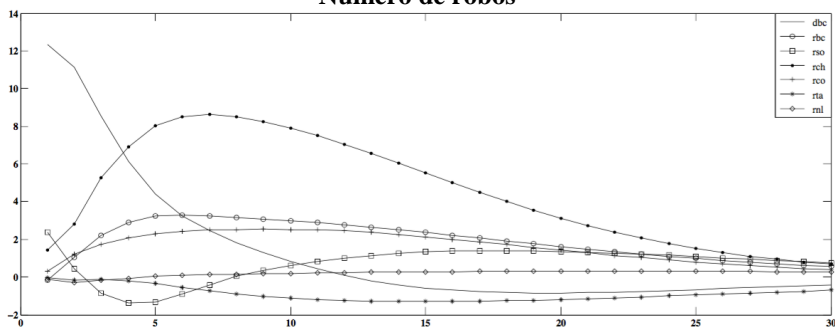
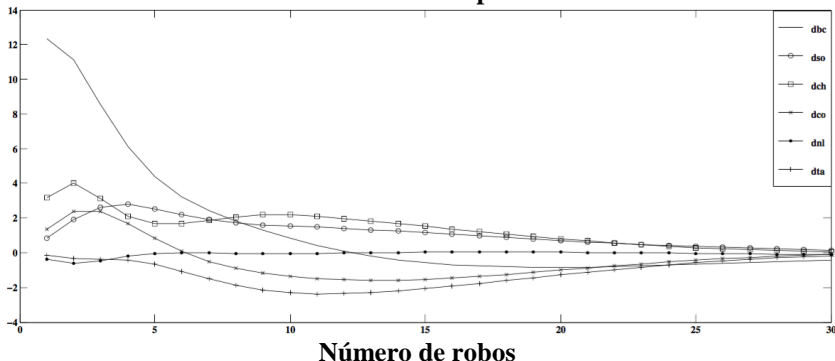
4. Evidencia empírica

En la gráfica 2, se aprecia la respuesta acumulativa que la tasa de desempleo y el número de robos tendría ante un choque sorpresivo que aumente la tasa de desempleo en el estado de Baja California, en una desviación estándar. El resultado muestra que la tasa de desempleo del estado de Sonora, contiguo inmediato a Baja California, tendría un ligero incremento inicialmente para que después de estabilizarse en dicho nivel, el efecto tendería a desaparecer aproximadamente un año más tarde. También se aprecia que la tasa de desempleo en Chihuahua recibiría el impacto de forma indirecta, aunque en el modelo se asignó a priori un coeficiente igual a cero, lo cual parece evidenciar que los datos estarían revelando la interdependencia económica entre los tres estados. En este caso, la tasa de desempleo de Chihuahua estaría respondiendo a efectos que provienen de la interdependencia con Baja California o, de forma secundaria, vía Sonora. De modo similar, el efecto se desvanecería a partir del primer año.

Con respecto a la respuesta en el número de robos, se observa que esta actividad delictiva respondería de forma retardada en Baja California, ya que a partir del segundo mes se observaría un aumento, sin embargo, sería a partir del séptimo mes cuando el número de robos disminuiría, ante la también disminución en la tasa de desempleo en Baja California. No obstante, en el mediano plazo, se esperaría que el número de robos se estableciera en un nivel mayor al inicial, cuando ocurrió el choque. El efecto también parece incidir en el número de robos en Sonora, el cual reaccionaría más rápidamente que Baja California incluso, para responder hacia la baja ante la caída acumulada en la tasa de desempleo. En particular, el número de robos en Sonora se mantendría fluctuante alrededor de su nivel inicial ante un posible aumento inicial en la tasa de desempleo de Baja California. Llama la atención que el número de robos en Chihuahua parece responder, también indirectamente, al aumento en la tasa de desempleo de Baja California, respondiendo de forma retardada durante el proceso en el que la tasa de desempleo comienza a disminuir. En ambos casos, el efecto se desvanece prácticamente a los dos años (gráfica 2).

Gráfica 2

Respuesta acumulada de la tasa de desempleo y el número de robos en los estados de la frontera norte ante un choque de una desviación estándar a la ecuación de la tasa de desempleo en Baja California (dbc) Tasa de desempleo

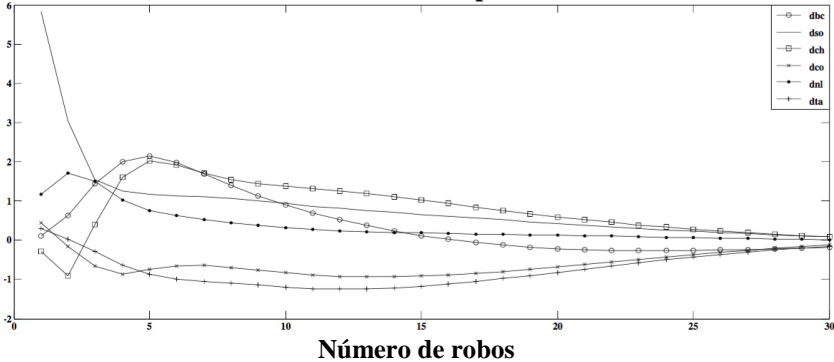


Fuente: estimaciones propias.

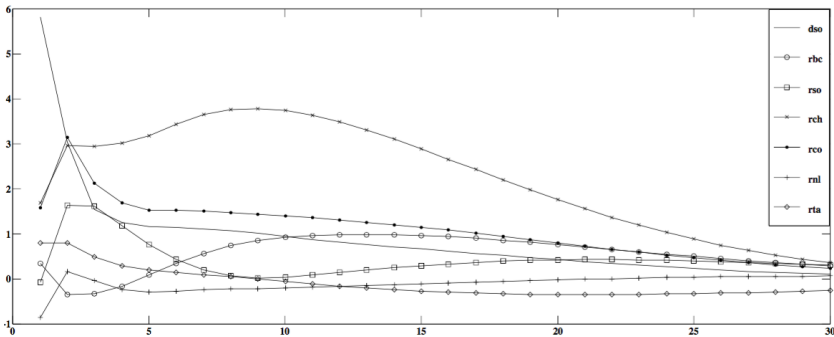
En la gráfica 3, se observa la respuesta de la tasa de desempleo y el número de robos ante un aumento sorpresivo en la tasa de desempleo de Sonora, también de una desviación estándar. En este caso, si bien los estados vecinos de Baja California y Chihuahua parecen no responder contemporáneamente de forma inmediata, con excepción de una caída en el segundo mes en la tasa de desempleo de Chihuahua, el comportamiento de la respuesta es bastante similar en ambos estados a partir del tercer mes. Una vez que la tasa de desempleo de Sonora comience a disminuir, el descenso en Baja California y Chihuahua comenzaría a partir del séptimo mes. Aunque el estado de Nuevo León se encuentra a una distancia mayor, se observa que pudiera recibir un efecto indirecto, aunque parece absorberlo rápidamente, ya que se estabiliza.

Gráfica 3

Respuesta acumulada de la tasa de desempleo y el número de robos en los estados de la frontera norte ante un choque de una desviación estándar a la ecuación de la tasa de desempleo en Sonora (dso)
Tasa de desempleo



Número de robos



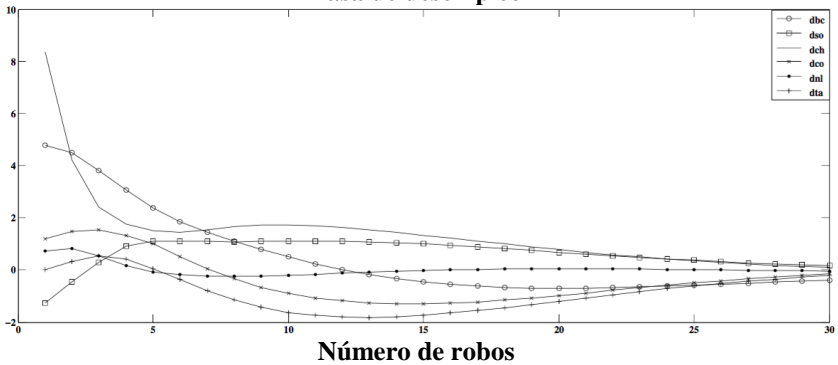
Fuente: estimaciones propias.

Un choque sorpresivo que eleve la tasa de desempleo del estado de Chihuahua se transmitiría de forma inmediata al estado de Baja California: la tasa de desempleo aumentaría en el primer mes, para empezar a disminuir a partir del segundo mes a la par que la tasa de desempleo en Chihuahua, aunque a un ritmo menor (gráfica 4). Por su parte, la tasa de desempleo en los estados de Sonora y Coahuila tendría una respuesta menor que la tasa de desempleo de Baja California, aunque ambos son vecinos contiguos de Chihuahua. En el caso de Coahuila, el desempleo aumentaría los primeros tres meses para empezar a disminuir a partir del cuarto mes. A diferencia de Sonora, cuya tasa de desempleo no aumentaría sino hasta los primeros cinco meses, para estabilizarse en un nivel más alto de desempleo en el mes quince. Esta trayectoria significa que el estado encontraría relativamente más complicado regresar a los niveles anteriores de desempleo, frente a un desajuste que eleve la tasa de desempleo en Chihuahua (gráfica 4).

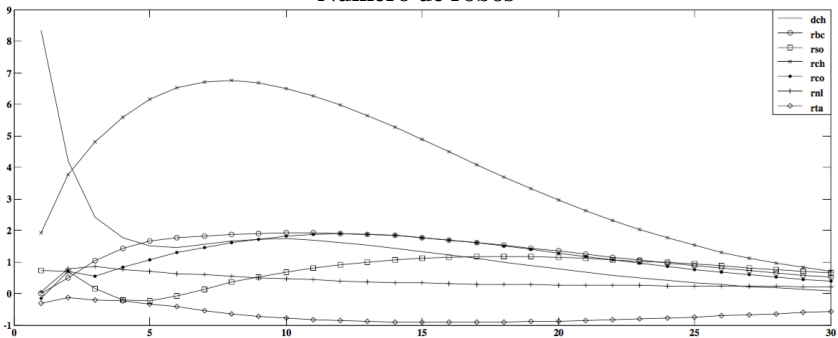
Por otro lado, el número de robos aumentaría significativamente en Chihuahua como resultado de un choque que también aumente su tasa de desempleo (gráfica 4). En este caso, el número de robos tendría una trayectoria ascendente hasta el noveno mes, sin embargo, tendrían que pasar aproximadamente veinticuatro meses para que el efecto se desvanezca. En el caso de Sonora, el número de robos disminuiría hasta el quinto mes, para posteriormente tomar una trayectoria ascendente y empezar a desvanecerse en el mes veinte. Baja California y Coahuila también experimentarían una trayectoria ascendente en el número de robos hasta los primeros doce meses, para iniciar posteriormente un descenso en esta actividad delictiva. Ambos estados tendrían la misma trayectoria a partir del mes doce, y Sonora se acoplaría hasta el mes veinte. El choque parece no transmitirse al número de robos que ocurren en los estados de Tamaulipas y Nuevo León.

Gráfica 4

Respuesta acumulada de la tasa de desempleo y el número de robos en los estados de la frontera norte ante un choque de una desviación estándar a la ecuación de la tasa de desempleo en Chihuahua (dch)
Tasa de desempleo



Número de robos



Fuente: estimaciones propias.

Un aumento en la tasa de desempleo en el estado de Coahuila tendría efectos iniciales diferenciados en algunos estados. Por ejemplo, la tasa de desempleo en Baja California aumentaría inicialmente hasta los primeros cinco meses, para posteriormente disminuir hasta el mes quince, cuando parece recobrar su nivel inicial de desempleo. Sonora inicialmente experimentaría una disminución en la tasa de desempleo, aunque a partir del quinto mes iniciaría una trayectoria ascendente para empezar a disminuir nuevamente hasta el mes dieciséis. Sin embargo, la tasa de desempleo terminaría siendo ligeramente mayor que su nivel inicial, cuando Coahuila recibió el choque. Chihuahua también tendría un aumento; sin embargo, prácticamente en el sexto mes estaría recobrando sus niveles iniciales de desempleo. El estado de Tamaulipas parece beneficiarse del choque en Coahuila, ya que tendría una disminución temporal en su tasa de desempleo durante aproximadamente veinticinco meses (gráfica 5).

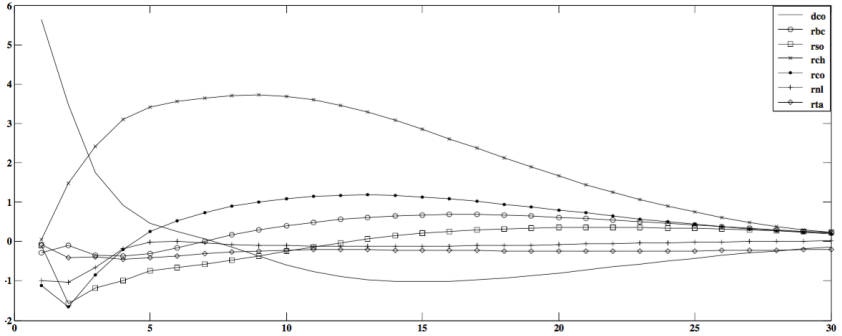
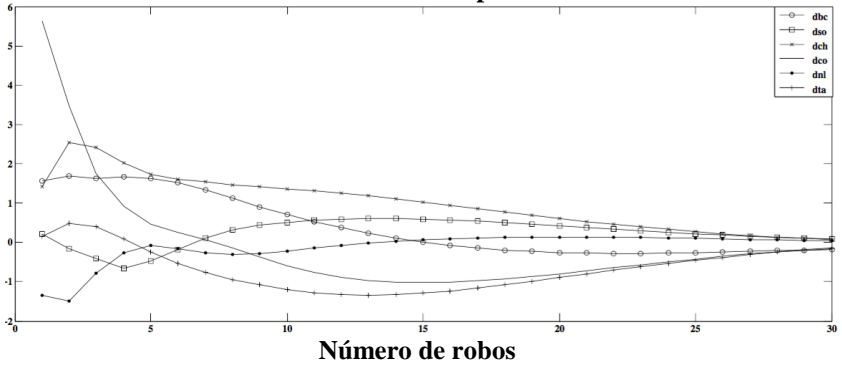
Aunque inicialmente el número de robos en Coahuila parecen responder inversamente ante un aumento en su tasa de desempleo, a partir del tercer mes iniciaría una trayectoria ascendente cuyo efecto empezaría a disminuir año y medio después, sin embargo, el número de robos tendería a ser mayor que cuando ocurrió el choque inicial a la tasa de desempleo. Llama la atención que el número de robos en Chihuahua aumentaría significativamente, aunque en menor magnitud que cuando se simuló el choque en su propia tasa de desempleo, pero con una trayectoria similar. Sin embargo, este impacto implica que Chihuahua enfrentaría un brote en el número de robos con duración de poco más de dos años, por un desajuste en el mercado laboral en el estado vecino. Con respecto a Baja California y Sonora, seguirían una trayectoria similar a la que experimentaría Coahuila, con un aumento en el número de robos apenas mayor al que tenían cuando ocurrió el choque (gráfica 5).

Por su parte, un choque que induzca un aumento en la tasa de desempleo del estado de Nuevo León, tendría un efecto incremental inicial importante en las tasas de desempleo de Baja California, Coahuila y Chihuahua y, en menor medida, en Tamaulipas (gráfica 6). No obstante, a medida que el efecto disminuye en Nuevo León, los estados de Baja California, Coahuila y Chihuahua también experimentan un descenso en la tasa de desempleo, aunque con menor rapidez; de hecho, la trayectoria indica que el nivel de desempleo terminaría siendo menor al inicial en estos tres estados, que cuando Nuevo León recibió el choque en su mercado laboral. Tamaulipas parece seguir una trayectoria descendente para terminar en niveles de desempleo similares a su tasa inicial. El estado de Sonora parece responder en menor medida, aunque también terminaría con un nivel de desempleo relativamente mayor a su nivel inicial, siendo este el estado que finalmente

terminaría siendo más afectado ante un aumento súbito en la tasa de desempleo de Nuevo León (gráfica 6).

Gráfica 5

Respuesta acumulada de la tasa de desempleo y el número de robos en los estados de la frontera norte ante un choque de una desviación estándar a la ecuación de la tasa de desempleo en Coahuila (dco)
Tasa de desempleo



Fuente: estimaciones propias.

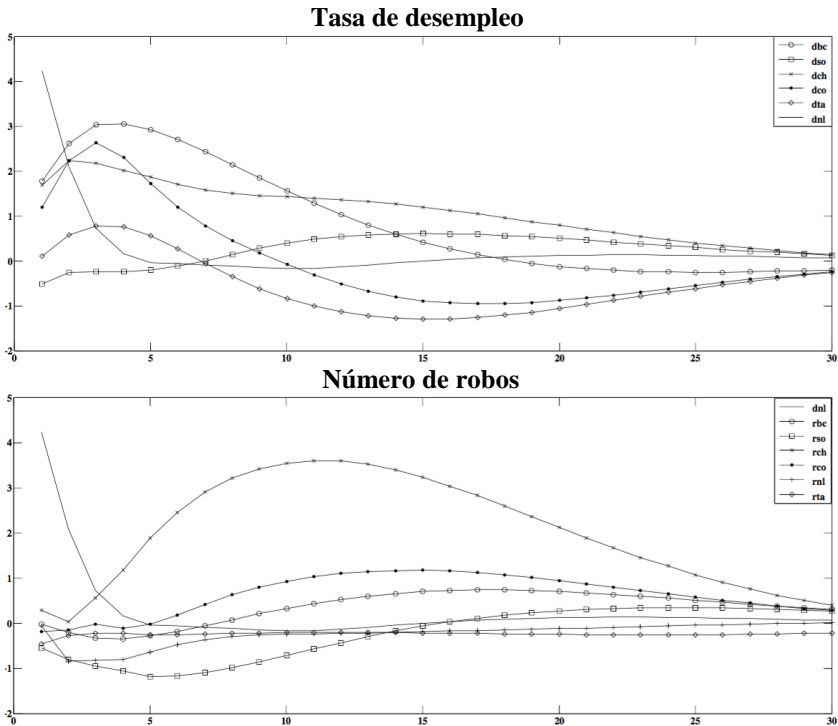
Con respecto al impacto que el aumento en la tasa de desempleo tendría en el número de robos, llama la atención que esta actividad delictiva parece responder poco ante desajustes en el mercado laboral, en el propio estado de Nuevo León; incluso, el efecto final dejaría intacto el número de robos. Igual que en Tamaulipas, el cual siendo vecino de Nuevo León, parece no recibir un impacto significativo. Sin embargo, esto no sería así en el resto de los estados fronterizos; por ejemplo, Baja California, Sonora y Coahuila, y principalmente el segundo, seguirían una trayectoria que les dejaría en niveles delictivos ligeramente mayores a los de sus niveles iniciales, respectivos. En el caso de Chihuahua, el impacto parece transmitirse nuevamente de forma significativa, sin embargo, aunque esta entidad parece ajustarse con dificultad al atravesar por periodos de intensificación en el

número de robos, al final tendería a permanecer en niveles similares que al principio del choque (gráfica 6).

En este sentido, los efectos en este tipo de delito adquisitivo parecen complicar la inseguridad en los estados fronterizos en diferentes formas: mientras se somete a un periodo de intensificación temporal en Chihuahua, para regresar a niveles similares al inicial; el impacto parece ocasionar un aumento estructural de este delito en Baja California, Sonora y Coahuila, ya que el número de robos convergería en un nivel mayor al inicial.

Gráfica 6

Respuesta acumulada de la tasa de desempleo y el número de robos en los estados de la frontera norte ante un choque de una desviación estándar a la ecuación de la tasa de desempleo en Nuevo León (dnl)



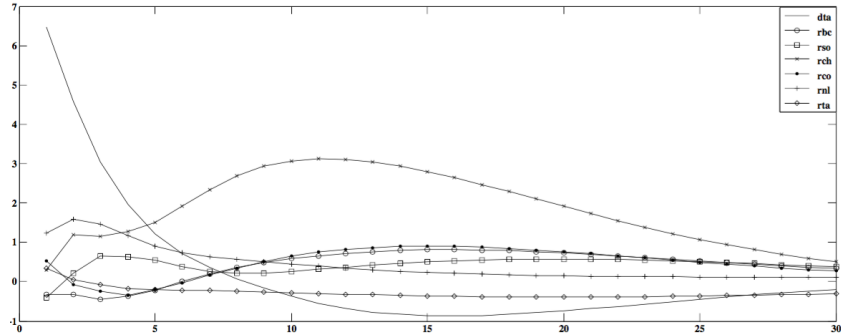
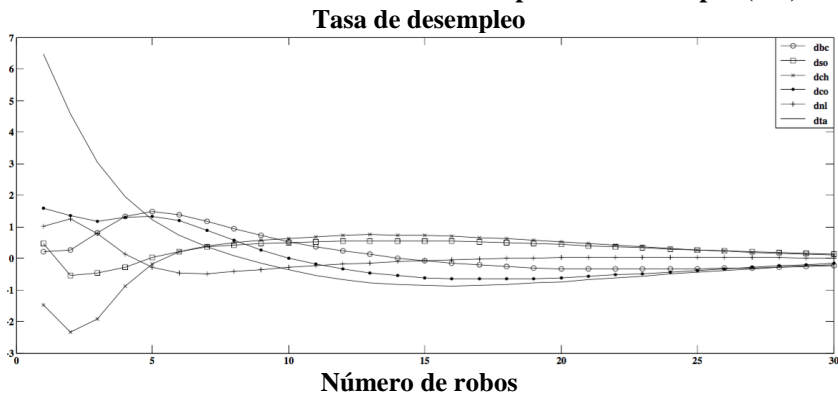
Fuente: estimaciones propias.

Cuando se evalúa el impacto que un aumento en la tasa de desempleo del estado de Tamaulipas tendría sobre los estados de la frontera norte, se observa que la tasa de desempleo respondería ligeramente a la alza en el primer mes, con excepción de Nuevo León, que inicialmente disminuiría. No

obstante, Nuevo León tendría un trayectoria ascendente durante el primer año, que conduciría a un nivel de desempleo ligeramente mayor que su nivel inicial. El resto de los estados tendrían una trayectoria que los llevaría a niveles iguales o menores de desempleo. De hecho, el efecto acumulativo es compatible con la poca respuesta que la tasa de desempleo de Tamaulipas observa ante choques en otros estados, lo que parece indicar una menor integración económica entre Tamaulipas y el resto de estados fronterizos, por lo menos con respecto a la interrelación entre sus mercados laborales (gráfica 7).

Gráfica 7

Respuesta acumulada de la tasa de desempleo y el número de robos en los estados de la frontera norte ante un choque de una desviación estándar a la ecuación de la tasa de desempleo en Tamaulipas (dta)



Fuente: estimaciones propias.

Similarmente, el efecto en el número de robos parece transmitirse en menor medida cuando se compara con el resto de gráficas. Mientras el número de robos en Tamaulipas parece no responder ante un aumento en su tasa de desempleo; en Nuevo León, tendería a desvanecerse en los primeros cuatro meses (gráfica 7). El resto de los estados responderían con una trayectoria

similar a la experimentada ante los choques en las gráficas anteriores; por ejemplo, Chihuahua tendría un aumento temporal comparativamente mayor que el resto de estados en el número de robos, para finalizar en un nivel similar al inicial; en tanto, Baja California y Sonora tendrían una trayectoria ascendente, aunque menor a Chihuahua, que en su caso los conduciría a un nivel de actividad delictiva ligeramente mayor. Y el estado de Coahuila convergería con sus niveles iniciales de delitos por robos (gráfica 7).

Conclusiones

En esta investigación, se analizó la relación entre actividad criminal y la tasa de desempleo en los estados ubicados en la frontera norte de México. En particular, se evalúa el impacto acumulativo que un choque sorpresivo que aumente la tasa de desempleo en los diferentes estados de la frontera norte, tendría en la tasa de desempleo y el número de robos en esta región. Aunque la relación tasa de desempleo-actividad delictiva ha sido abordada en diferentes estudios empíricos internacionales, en el caso de México aún es una relación que requiere mayor investigación. Su importancia estriba en que las fluctuaciones de la actividad económica que influyen en la tasa de desempleo están vinculadas con la comisión de delitos, particularmente aquellos de tipo adquisitivo como los robos, convirtiéndose entonces en un estudio relevante para que quienes elaboran e implementan las medidas de seguridad pública, consideren la evolución del mercado laboral.

El análisis contribuye al conocimiento de la relación empírica entre criminalidad y desempleo para esta región de México, aunque es insuficiente para conducir a algún hecho estilizado y generalizado para el resto del país. En este sentido, la evidencia empírica sugiere que la respuesta del número de robos a un choque que aumente la tasa de desempleo es diferenciada entre los estados de la frontera norte. En particular, se observa que los estados presentan una relación positiva de forma consistente ante un choque que incida en la tasa de desempleo en cualquier estado de la frontera norte. La relación parece reflejar un efecto de motivación económica, en la que incrementos (disminuciones) en la tasa de desempleo se asocian con incrementos (disminuciones) en la actividad delictiva.

La trayectoria que sigue el número de robos en Chihuahua es peculiar, ya que prácticamente un incremento en el desempleo de cualquier estado fronterizo parece promover un aumento en los robos de dicho estado, aunque su efecto sea temporal en el mediano plazo. En cambio, en algunos estados como Baja California, Sonora y Coahuila, el número de robos parece corresponder en menor medida, con lo que sucede en Chihuahua; sin embargo, estos tres estados terminarían convergiendo en un nivel delictivo ligeramente mayor al

inicial. Llama la atención que estas tres entidades parecen reflejar una importante interacción espacial, ya que los choques que ocurren en algunos de estos estados se traducen en trayectorias similares en la actividad delictiva, pero diferentes con el resto de estados fronterizos.

En el estado de Tamaulipas, el número de robos parece reaccionar con menor sensibilidad ante choques que eleven la tasa de desempleo de este estado u otro en la frontera norte. Lo que también refleja posiblemente una menor interacción espacial. Esta relación diferenciada entre actividad delictiva de tipo adquisitivo y desempleo en los estados de la frontera norte, explicada en parte por la asociación espacial considerada en el análisis, tiene implicaciones importantes para la política económica y de seguridad pública.

En este sentido, los resultados sugieren que ambas políticas deben estar sincronizadas debido a que, por ejemplo, las políticas de disminución del desempleo estarían promoviendo en algunos estados una alza en la actividad delictiva, por lo menos en el corto plazo. Asimismo, dichas políticas deben tener un carácter regional considerando que la interacción espacial observada parece favorecer efectos de traspaso entre estados vecinos, que en algunos casos pueden ser favorables en términos económicos y de seguridad. Por esta razón, las políticas de cooperación regional que enfrenten los problemas de desempleo y seguridad pública son necesarias para alcanzar beneficios colectivos.

Por otro lado, la metodología empleada en el análisis de la relación actividad criminal-tasa de desempleo, además de contribuir a aliviar el problema del sobreajuste y considerar la interacción espacial entre los estados de la frontera norte, permite avanzar en la identificación de regularidades empíricas y proveer la base para un análisis económico más profundo. En este sentido, esta investigación puede extenderse para considerar la presencia de variables macroeconómicas que pueden influir a escala regional, un vínculo macro-regional poco abordado en la literatura internacional y nacional. Asimismo, este trabajo significa un primer paso para la elaboración de modelos de equilibrio general dinámicos estocásticos, que reproduzcan las relaciones regionales expuestas.

Finalmente, debe mencionarse que si bien las Naciones Unidas reconoce que la tasa de desempleo ha sido frecuentemente utilizada en estudios internacionales como medida de actividad económica para investigar su relación con la criminalidad (UNODC, 2011), es prudente plantear el alcance y limitaciones en el análisis. En primera instancia, la tasa de desempleo dista de ser un indicador perfecto de la actividad económica, ya que suele sub-representar algunos factores, como el acceso al crédito, la reducción de gasto público social, entre otros. Adicionalmente, la actividad delictiva también

puede estar asociada con otras dimensiones sociales, por ejemplo, las Naciones Unidas identifican ocho subsistemas que inciden en la comisión del delito: demográficos, familiares, laborales (desempleo), económicos (pobreza, desigualdad, entre otros), políticos, institucionales, culturales asociados al consumo de alcohol, drogas y porte de armas, y culturales asociados a la tolerancia o legitimación de la violencia o la trampa (PNUD, 2009).

Referencias

- [1] Becker, G. (1968). "Crime and punishment: an economic approach". *The Journal of Political Economy*, 76 (2), 169-217.
- [2] Bonger, W. (1916). *Criminality and economic conditions*. Primera edición, Boston, USA: Little, Brown and Company.
- [3] Britt, C. (1997). "Reconsidering the unemployment and crime relationship: variations by age group and historical period". *Journal of Quantitative Criminology*, 13 (4), 405-428.
- [4] Cantor, D. y Land, K. (1985). "Unemployment and crime rates in the Post World-War II United States: a theoretical and empirical analysis". *American Sociological Review*, 50 (3), 317-332.
- [5] Ciccarelli, M. y Rebucci, R. (2003), "Bayesian VARS: A survey of the recent literature with an application to the European Monetary System". *International Monetary Fund Working Paper WP/03/102*.
- [6] Chiricos, T. (1987). "Rates of crime and unemployment: an analysis of aggregate research evidence". *Social Problems*, 34 (2), 187-212.
- [7] Cook, S. y Watson, D. (2014). "A re-examination of the opportunity and motivation effects underlying criminal activity". *Criminology and criminal justice*, 14 (4), 458-469.
- [8] Cornwell, C. y Trumbull, W. (1994). "Estimating the economic model of crime with panel data". *The Review of Economics and Statistics*, 76 (2), 360-366.
- [9] Daniele, V. y Marani, U. (2010). "Organized crime and foreign direct investment: the Italian case". *CESIFO Working Paper No. 2416*.
- [10] Detotto, C. y Otranto, E. (2012). "Cycles in crime and economy: leading, lagging and coincident behaviors". *Journal of Quantitative Criminology*, 28 (2), 295-317.
- [11] Doan, T., Litterman, r. y Sims, C. (1984). "Forecasting and conditional projections using realistic prior distributions". *Econometric Reviews* 3 (1), 1-100.
- [12] Dowd, M. and LeSage, J. (1997). "Analysis of spatial contiguity influences on state price level formation". *International Journal of Forecasting*, 13 (2), 245-253.
- [13] Ehrlich, I. (1967). "The supply of illegitimate activities". Manuscrito sin publicar. Columbia University.
- [14] Ehrlich, I. (1973). "Participation in illegitimate activities: a theoretical and empirical investigation". *Journal of Political Economy*, 81(3), 521-565.

- [15] Enamorado, T., López, L. y Rodríguez, C. (2013). "Crime and growth convergence, evidence from Mexico". *The World Bank Policy Research Working Paper No. 6730*.
- [16] Feliz, R. (2012). Crimen y crecimiento económico en México. Los estados federales en el periodo 2003-2010. En Aguilar, J. (Coordinador), *Las bases sociales del crimen organizado y la violencia en México* (220-245). México: CIES y SSP.
- [17] Fleisher, B. (1966). *The Economics of delinquency*. Primera Edición, USA: Quadrangle.
- [18] González, S (2014). "Criminalidad y crecimiento económico regional en México". *Frontera Norte*, 26 (51), 75-111.
- [19] Goulas, E. y Zervoyianni, A. (2013). "Economic growth and crime: does uncertainty matter?". *Applied Economic Letters*, 20 (5), 420-427.
- [20] Krkoska, L. y Robeck, K. (2009). "Crime, business conduct and investment decisions: Enterprise survey evidence from 34 countries in Europe and Asia". *Review of Law and Economics*, 89 (4), 601-614.
- [21] Kumar, S. (2013). "Crime and economic growth: evidence from India". *MPRA Working Paper No. 48794*.
- [22] LeSage, J. y Pan, Z. (1995). "Using spatial contiguity as bayesian prior information in regional forecasting models". *International Regional Science Review*, 18 (1), 33-53.
- [23] LeSage, J. y Krivelyova, A. (1999). "A spatial prior for bayesian vector autoregressive models". *Journal of Regional Science*, 39 (2), 297-317.
- [24] LeSage, J. Y Bryce, A. Cashell (2015). "A comparison of vector autoregressive forecasting performance: spatial versus non-spatial Bayesian priors". *The Annals of Regional Science*, 54 (2), 533-560.
- [25] Levitt, S. (2001). "Alternative strategies for indentifying the link between unemployment and crime". *Journal of Quantitative Criminology*, 17 (4), 377-390.
- [26] Litterman, R. (1986). "Forecasting with Bayesian Vector Autoregressions: five years of experience". *Journal of Business and Economic Statistics*, 4 (1), 25-38.
- [27] Mendoza, E. (2013). Introducción. En Mendoza, E. (Coordinador), *La crisis financiera internacional: efectos sectoriales en México y en su frontera norte* (11-27). México: El Colef.
- [28] Myers, S. (1983). "Estimating the economic model of crime: employment versus punishment effects". *Quarterly Journal of Economics*, 98 (1), 157-166.
- [29] Neanidis, K. and Papadopolou, V. (2013). "Crime, fertility and economic growth: Theory and evidence". *Journal of Economic Behavior and Organization*, 91 (July), 101-121.
- [30] Öcal N. y Yildirim, J. (2010). "Regional effects of terrorism on economic growth in Turkey: a geographically weighted regression approach". *Journal of Peace Research*, 47 (4), 477-489.
- [31] Osorio, J. (2012). Las causas estructurales de la violencia: evaluación de algunas hipótesis. En Aguilar, J. (Coordinador), *Las bases sociales del crimen organizado y la violencia en México* (72-130). México: CIES y SSP.
- [32] Pan, M., Widner, B. y Enomoto, C. (2012). "Growth and crime in contiguous states of Mexico". *Review of Urban & Regional Development Studies*, 24 (1-2), 51-64.

- [33] Phelps, H. (1929). "Cycles in crime". *Journal of the American Institute of Criminal Law and Criminology*, 20 (1), 107-121.
- [34] Phillips, J. y Land, K. (2012). "The link between unemployment and crime rate fluctuations: an analysis at the county, state, and national levels", *Social Science Research*, 41 (3), 681-694.
- [35] PNUD (2009). "Informe sobre el desarrollo humano para América Central, 2009-2010: abrir espacios para la seguridad ciudadana y el desarrollo humano". *Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo*. Colombia: PNUD.
- [36] Schmitd, P. y Witte, A. (1984). Estimating a simple economic model of criminal behavior. En Schmitd, P., A. Witte y P. Rossi (Eds.), *An economic analysis of crime and justice: theory, methods and applications* (194-216). USA: Academic Press.
- [37] Smith, D., Devine, J. y Sheley, J. (1992). "Crime and unemployment: effects across race and age categories". *Sociological perspectives*, 35 (4), 551-572.
- [38] Smigel-Leibowitz, A. (1965). *Does crime pay? An Economic Analysis*. Tesis inédita de Maestría. Columbia University.
- [39] SBP (2008). "The impact of crime on the small businesses in South Africa". *Small Business Project*. South Africa: Small Business Project.
- [40] Torres Preciado, V.H. (2013). La crisis económico-financiera y su efecto en la tasa de desempleo en Baja California: un análisis VAR contrafactual y de descomposición histórica. En Mendoza, E. (Coordinador), *La crisis financiera internacional: efectos sectoriales en México y en su frontera norte* (255-284). México: El Colef.
- [41] Torres Preciado, V.H. y Polanco, M. (2014). Ciclo económico y criminalidad en los estados de la región centro occidente de México: implicaciones para la estrategia nacional de seguridad pública. En Mejía, P. y Torres Preciado, V. H. (Coordinadores), *Efectos de las reformas estructurales en las fluctuaciones cíclicas y el crecimiento económico en México* (95-114). México: UAEM y Eón.
- [42] Torres Preciado, V.H., Polanco, M. y Venegas, F. (2015). "Actividad criminal e inversión privada en México: una perspectiva espacial, 1997-2010". *Papeles de Población*, 21 (83), 203-251.
- [43] Torres Preciado, V.H., Polanco, M. y Tinoco, M. (2015). "Crime and regional economic growth in Mexico: a spatial perspective". *Papers in Regional Science*. DOI: 10.1111/pirs.12205
- [44] Thomas, D. (1925). *Social aspects of the business cycles*. Primera edición, Nueva York, USA: Routledge and Sons.
- [45] UNODC (2011). "Monitoring the impact of economic crisis on crime". *United Nations Office on Drugs and Crime*. Austria: United Nations Office on Drugs and Crime.
- [46] Verdugo-Yepes, C., Pedroni, P. y Hu, X. (2015). "Crime and the Economy in the Mexican states: heterogeneous panel estimates (1993-2012). *IMF Working Paper No. 121*.
- [47] Witte, A. (1980). "Estimating the economic model of crime with individual data". *Quarterly Journal of Economics*, 94 (1), 57-84.
- [48] Yamada, T. (1985). "The crime rate and the condition of the labor market: a vector autoregressive model". *National Bureau of Economic Research Working Paper No. 1782*.

- [49] Yamada, T., Yamada, T. y Kang, J. (1991). “Crime rates versus labor market conditions; theory and time-series evidence”. *National Bureau of Economic Research No. 3801*.
- [50] Zelekha, Y. y Bar-Efrat, O. (2011). “Crime, terror and corruption and their effect on private investment on Israel”. *Open Economies Review*, 22 (4), 635-648.

Anexos

Cuadro A1
Matriz de pesos con la información a priori híbrida para la media de los coeficientes

Variable	dbc	dso	dch	dco	dnl	dta	cbc	csa	cch	cco	cnl	cta
dbc	0.250	0.250	0.000	0.000	0.000	0.000	0.250	0.250	0.000	0.000	0.000	0.000
dso	0.125	0.250	0.125	0.000	0.000	0.000	0.125	0.250	0.125	0.000	0.000	0.000
dch	0.000	0.125	0.250	0.125	0.000	0.000	0.000	0.125	0.250	0.125	0.000	0.000
dco	0.000	0.000	0.125	0.250	0.125	0.000	0.000	0.000	0.125	0.250	0.125	0.000
dnl	0.000	0.000	0.000	0.125	0.250	0.125	0.000	0.000	0.000	0.125	0.250	0.125
dta	0.000	0.000	0.000	0.000	0.250	0.250	0.000	0.000	0.000	0.000	0.250	0.250
cbc	0.250	0.250	0.000	0.000	0.000	0.000	0.250	0.250	0.000	0.000	0.000	0.000
csa	0.125	0.250	0.125	0.000	0.000	0.000	0.125	0.250	0.125	0.000	0.000	0.000
cch	0.000	0.125	0.250	0.125	0.000	0.000	0.000	0.125	0.250	0.125	0.000	0.000
cco	0.000	0.000	0.125	0.250	0.125	0.000	0.000	0.000	0.125	0.250	0.125	0.000
cnl	0.000	0.000	0.000	0.125	0.250	0.125	0.000	0.000	0.000	0.125	0.250	0.125
cta	0.000	0.000	0.000	0.000	0.250	0.250	0.000	0.000	0.000	0.000	0.250	0.250

Fuente: elaboración propia.

Cuadro A2
Número de delitos totales en los estados de la frontera norte de México

Año	Nacional	Frontera norte	%	Baja California	Sonora	Chihuahua	Coahuila	Nuevo León	Tamaulipas
2005	1415681	334,064	23.6	101,166	43,512	67,690	24,927	44,254	52,515
2006	1458580	343,554	23.6	112,081	37,321	67,766	26,928	46,212	53,246
2007	1587030	359,765	22.7	129,212	40,489	51,825	32,891	53,554	51,794
2008	1628054	390,005	24.0	133,762	35,776	69,275	44,115	51,863	55,214
2009	1653260	370,917	22.4	123,014	30,506	67,815	49,798	46,489	53,295
2010	1707441	359,575	21.1	110,811	29,410	69,632	49,777	52,312	47,633
2011	1729934	365,630	21.1	115,328	30,769	65,560	48,882	56,230	48,861
2012	1704915	339,216	19.9	108,682	34,198	61,039	48,642	42,346	44,309
2013	1681077	330,039	19.6	104,029	34,492	61,478	49,329	43,972	36,739
2014	1590331	333,225	21.0	107,284	31,182	58,674	51,412	40,036	44,637
2015	1259014	271,466	21.6	87,875	23,922	52,201	39,866	31,732	35,870

Fuente: elaboración propia con información del Secretariado Ejecutivo del Sistema Nacional de Seguridad Pública. Nota: la información para 2015 abarca hasta octubre.

Cuadro A3

Distribución porcentual del número de delitos totales en los estados de la frontera norte de México

Año	Frontera norte	Baja California %	Sonora %	Chihuahua %	Coahuila %	Nuevo León %	Tamaulipas %
2005	334,064	30.3	13.0	20.3	7.5	13.2	15.7
2006	343,554	32.6	10.9	19.7	7.8	13.5	15.5
2007	359,765	35.9	11.3	14.4	9.1	14.9	14.4
2008	390,005	34.3	9.2	17.8	11.3	13.3	14.2
2009	370,917	33.2	8.2	18.3	13.4	12.5	14.4
2010	359,575	30.8	8.2	19.4	13.8	14.5	13.2
2011	365,630	31.5	8.4	17.9	13.4	15.4	13.4
2012	339,216	32.0	10.1	18.0	14.3	12.5	13.1
2013	330,039	31.5	10.5	18.6	14.9	13.3	11.1
2014	333,225	32.2	9.4	17.6	15.4	12.0	13.4
2015	271,466	32.4	8.8	19.2	14.7	11.7	13.2

Fuente: elaboración propia con información del Secretariado Ejecutivo del Sistema Nacional de Seguridad Pública. Nota: la información para 2015 abarca hasta octubre.

Cuadro A4

Número de robos en los estados de la frontera norte de México

Año	Nacional	Frontera norte (FN)	% FN	Baja California	Sonora	Chihuahua	Coahuila	Nuevo León	Tamaulipas
2005	1415681	149,694	10.6	51778	13126	31349	9412	23233	20796
2006	1458580	165,792	11.4	59439	12487	35085	9916	26449	22416
2007	1587030	187,013	11.8	72838	14349	29428	11662	35472	23264
2008	1628054	203,260	12.5	75075	11,967	39146	17299	36279	23,494
2009	1653260	196,072	11.9	68707	10685	39676	21277	33227	22500
2010	1707441	201,370	11.8	63017	11530	40352	23881	38838	23752
2011	1729934	207,547	12.0	70,175	12,586	32,557	21,747	42,934	27,548
2012	1704915	172,838	10.1	63,286	12,905	23,370	22,346	27,007	23,924
2013	1681077	149,418	8.9	57,115	12,184	20,330	20,712	20,831	18,246
2014	1590331	132,895	8.4	54,174	10,587	16,637	17,966	15,558	17,973
2015	1259014	100,877	8.0	39,267	8,016	13,671	11,647	12,022	16,254

Fuente: elaboración propia con información del Secretariado Ejecutivo del Sistema Nacional de Seguridad Pública. Nota: la información para 2015 abarca hasta octubre.

Cuadro A5
**Distribución porcentual del número de robos en los estados de la
 frontera norte de México**

Año	Frontera norte (FN)	Baja California %	Sonora %	Chihuahua %	Coahuila %	Nuevo León %	Tamaulipas %
2005	149,694	34.6	8.8	20.9	6.3	15.5	13.9
2006	165,792	35.9	7.5	21.2	6.0	16.0	13.5
2007	187,013	38.9	7.7	15.7	6.2	19.0	12.4
2008	203,260	36.9	5.9	19.3	8.5	17.8	11.6
2009	196,072	35.0	5.4	20.2	10.9	16.9	11.5
2010	201,370	31.3	5.7	20.0	11.9	19.3	11.8
2011	207,547	33.8	6.1	15.7	10.5	20.7	13.3
2012	172,838	36.6	7.5	13.5	12.9	15.6	13.8
2013	149,418	38.2	8.2	13.6	13.9	13.9	12.2
2014	132,895	40.8	8.0	12.5	13.5	11.7	13.5
2015	100,877	38.9	7.9	13.6	11.5	11.9	16.1

Fuente: elaboración propia con información del Secretariado Ejecutivo del Sistema Nacional de Seguridad Pública. Nota: la información para 2015 abarca hasta octubre.

Crecimiento económico, precios y consumo de energía en México

Economic growth, price and power consumption in Mexico

Juan Marroquín Arreola^{*}
Humberto Ríos Bolívar^{**}

Recibido: 27 enero 2016/ Aceptado: 24 agosto 2016

Resumen

El objetivo de este trabajo es evaluar empíricamente el papel que juegan los precios de la energía en el crecimiento económico de México. Para lo cual se expone un modelo de crecimiento endógeno de dos sectores que muestra la relación entre precio de energía con crecimiento del producto y consumo de energía. Los resultados muestran que la tasa de crecimiento de la producción y el consumo de energía se ven afectados negativamente por la tasa de crecimiento del precio de la energía.

Clasificación JEL: C33, O41, Q43.

Palabras Clave: Energía. Crecimiento endógeno. Panel.

Abstract

The aim of this paper is to empirically assess the role of energy prices on economic growth in Mexico. For this purpose, an endogenous growth model of two sectors showing the relationship between energy price growth in output and energy consumption is exposed. The results show that the growth rate of production and consumption of energy are negatively affected by the growth rate of energy prices.

* Escuela Superior de Economía del Instituto Politécnico Nacional. Plan de Agua Prieta #66, Col. Plutarco Elías Calles, Del. Miguel Hidalgo, México D.F. C.P. 11340. Tel. 57296300 ext. 62037. Correo: juanmarro@gmail.com

** Escuela Superior de Economía del Instituto Politécnico Nacional. Plan de Agua Prieta #66, Col. Plutarco Elías Calles, Del. Miguel Hidalgo, México D.F. C.P. 11340. Tel. 57296300 ext. 62037. Correo: hriosb@hotmail.com

JEL Classification: C33, O41, Q43.

Keywords: Energy. Endogenous growth. Panel.

Introducción

El papel de la energía en una economía plantea cuestiones importantes. Por ejemplo, los efectos de los precios de la energía tienen consecuencias para las economías en sus capacidades productivas internas, que a su vez tienen consecuencias para sus posibilidades de consumo y lo más importante, en su crecimiento y bienestar a largo plazo.

La importancia de la energía en el sistema económico comenzó a tomar relevancia con Georgescu-Roegen (1971), quien argumentó que la dimensión física de la producción económica requiere una atención más explícita en la teoría del crecimiento. Después de la primera crisis del petróleo en 1973-74, otros economistas comenzaron a formular funciones de producción dependientes de la energía que incluyen la energía y los materiales, además de la mano de obra convencional y los insumos de capital (por ejemplo, Tintner *et al.*, 1974; Berndt y Wood, 1979).

El World Economic Outlook (2008) informó que mientras que el consumo de energía por unidad de PIB disminuyó en un 40% en los países avanzados, los países emergentes y en desarrollo, especialmente, son generalmente mucho más intensivos en energía. Esta evidencia sugiere que las perturbaciones del precio del petróleo tienen efectos económicos más graves en un país en desarrollo, que en una economía industrializada moderna.

Últimamente el sector energético ha recibido la atención, sobre todo de los responsables políticos. Gran parte de la atención se centra en la identificación de los canales por los que las fluctuaciones del petróleo influyen en el comportamiento de la economía, incluyendo su tasa de crecimiento, aunque sobre todo desde la perspectiva de los países avanzados (véase Barsky y Kilian (2004), para una revisión reciente).

La aparición de la crisis del petróleo en la década de 1970 estimuló el interés en el tema de la energía, generando una amplia investigación sobre cómo las fluctuaciones de precios de la energía como petróleo, gas, carbón y electricidad afectan a la economía. Es evidente que la importancia de estas consecuencias depende del grado de dependencia que se tenga sobre dichas fuentes de energía, su estructura de producción y su grado de integración financiera en la economía del país.

La disminución de los precios del petróleo durante los últimos meses de 2014 y principios de 2015, y el temor de continuar así en los siguientes años, son causa de preocupación para los países productores de petróleo. Por lo tanto, dado el papel clave que desempeña la energía en las economías modernas, es importante entender los canales por medio de los cuales, las perturbaciones de precios del petróleo influyen en el rendimiento económico y el bienestar de las economías. Así pues, el objetivo de este trabajo es evaluar empíricamente el papel que juegan los precios de la energía en el crecimiento económico y en el consumo de energía en México. La hipótesis es que la baja del precio de la energía afecta de manera positiva al crecimiento económico.

En México, Petróleos Mexicanos (PEMEX) es el único productor de petróleo crudo, gas natural y productos refinados; por lo tanto, la producción de petróleo y gas natural depende de la empresa, y es de gran importancia tanto para el crecimiento económico de México, como para el abasto energético de EE.UU. La petrolera estatal sigue siendo una importante fuente de ingresos del gobierno y proporciona más de un tercio de los ingresos del gobierno federal.

Es evidente que el papel de la energía —en una economía— plantea preguntas importantes que merecen una mayor investigación. En particular, los efectos de las fluctuaciones de los precios de la energía tienen consecuencias importantes para sus capacidades productivas internas, sus posibilidades de consumo y, lo más importante, su bienestar. Los precios del gas, electricidad y carbón tienen un impacto directo en la actividad productiva de un país. Para abordar estas cuestiones, se expone un modelo de crecimiento endógeno basado en Berk y Yetkiner (2013), donde se relaciona la energía con el crecimiento y el consumo de energía. Este modelo realiza cointegración de panel para varios países, y el que se presenta, está centrado únicamente para el caso de México, estimando series de tiempo en lugar de panel. La principal contribución de este documento es la aplicación empírica. El documento se divide en seis secciones. En la segunda sección, se expone una revisión de literatura. En la tercera, se expone el modelo. En la cuarta sección, se muestran los datos y se establece la metodología utilizada. En la quinta sección, se realiza un análisis econométrico. Finalmente, se presentan las conclusiones.

1. Revisión de la literatura

En la literatura se pueden identificar varias investigaciones empíricas referentes al tema de precios de la energía y su relación con el crecimiento económico o con el consumo de energía, tanto en países desarrollados como en países en desarrollo. Toman y Jenelkova (2003) sostienen que la mayor parte de la literatura sobre la energía y el desarrollo económico, discute cómo el desarrollo

afecta el uso de energía, y no al revés. Esta rama de la literatura considera el crecimiento económico como el principal motor de la demanda de energía, y que únicamente las economías avanzadas, con un alto grado de capacidad de innovación, pueden disminuir el consumo de energía sin reducir el crecimiento económico.

Stern y Cleveland (2004), por su parte, han hecho hincapié en el efecto de los cambios en la oferta de energía sobre el crecimiento económico, en los países desarrollados y en desarrollo. Si el suministro de energía se considera un insumo homogéneo para la función de producción, significa que las restricciones de política afectan el suministro de energía y, entonces, el desarrollo económico se verá perjudicado.

Augustini y Damilola (2015) estudian la relación entre consumo de energía, los precios del petróleo y el crecimiento económico en Nigeria; y, con base en sus resultados, recomiendan que se introduzcan políticas que promuevan el consumo de energía y el crecimiento económico. Una forma de lograr esto es a través de la adopción de un marco de fijación de precios de la energía conveniente, que toma conocimiento tanto de la presente como de las futuras generaciones.

Masih y Masih (1996) examinan los vínculos recíprocos entre el consumo de energía y el crecimiento económico, a partir de datos procedentes de Túnez, durante el período 1974-2011. El estudio sugiere que las políticas energéticas deben reconocer las diferencias que se presentan en el nexo entre el consumo de energía y el crecimiento económico, con el fin de mantener un crecimiento económico sostenible en Túnez.

Yu y Hwang (1984) analizan la causalidad entre el producto nacional bruto y el consumo de energía, utilizando datos de la economía de Estados Unidos para el período 1947-1979. También analizan la relación causal entre el consumo de energía y el empleo. Ellos no encuentran ninguna relación causal entre el producto nacional bruto y el consumo de energía, sin embargo, sí encuentran un ligero flujo unidireccional del empleo hacia el consumo de energía.

Ilhan, Alper y Huseyin (2010) utilizan los datos del panel de consumo de energía (CE), así como el crecimiento económico (PIB) de 51 países entre 1971 y 2005. Encuentran que existe la causalidad de Granger a largo plazo, que va desde el PIB al CE para los países de bajos ingresos, y no hay causalidad bidireccional entre el CE y el PIB de los países de ingresos medios. Los resultados de este estudio tienen importantes implicaciones políticas y se observa que esta cuestión todavía merecerá una mayor atención en futuras investigaciones.

Kraft y Kraft (1978) prueban empíricamente la relación causal entre la energía y el producto nacional bruto; ellos encuentran que existe una relación constante e invariable entre el consumo de energía bruta y el producto nacional bruto, tanto de energía a producto como a la inversa.

Stern (1993) examina la relación causal entre el PIB y el consumo de energía para el período 1947-1990, en los EE.UU. Utiliza un modelo de vector autorregresivo multivariado, y no encuentra evidencia de causalidad entre el consumo de energía y el producto interno bruto.

Gómez y Rodríguez (2015) estudian la relación causal entre el consumo de electricidad y el crecimiento económico de México durante el periodo de 1971-2011. Aplican pruebas de raíz unitaria y causalidad. Los resultados muestran que el consumo de energía y el crecimiento económico son estacionarios y también, que hay una relación de causalidad que va desde el crecimiento económico hacia el consumo de electricidad. Por lo tanto, cualquier política de conservación de la energía tendría poco o ningún impacto en absoluto sobre el crecimiento económico en México.

Ciarreta y Zarraga (2010) investigan la causalidad lineal y no lineal entre el consumo de electricidad y el crecimiento económico en España para el período de 1971 a 2005. Utilizan la metodología de Toda y Yamamoto (1995) y Dolado y Lütkepohl (1996). También aplican prueba de causalidad de Granger en un vector autorregresivo en primeras diferencias. Encuentran causalidad lineal unidireccional que va del producto interno bruto real hacia el consumo de electricidad.

Bashier (2016) investiga las relaciones causales de corto plazo y largo plazo entre el consumo de electricidad y el crecimiento económico en Jordania entre 1976 y 2013, utilizando un modelo de rezagos distribuidos autorregresivos. Los resultados del modelo indican causalidad bidireccional entre las dos variables.

Dado los estudios mencionados anteriormente, en este documento se realizará, para el caso de México, un análisis de la relación existente entre los precios de la energía con el crecimiento económico y el consumo de energía.

2. El modelo

Para llevar a cabo el objetivo del trabajo, se expone un modelo de crecimiento endógeno de dos sectores, basado en Berk y Yetkiner (2013). El modelo parte de algunos supuestos, los cuales son los siguientes. 1) Se supone que hay dos sectores en la economía; el sector de bienes de consumo y el sector de bienes de

inversión. 2) También se supone que hay dos tipos de factores de producción; el capital físico, K , y energía, E . La función de utilidad global del consumidor representativo en la economía se define, como:

$$U(C_t) = \int_0^{\infty} e^{-\rho t} u(C_t) dt,$$

donde la función de felicidad es

$$u(C) = \frac{c^{1-\theta} - 1}{1-\theta},$$

donde C es el nivel de consumo, ρ es la tasa subjetiva de descuento, θ es la elasticidad por consumir y $1/\theta$ representa la elasticidad de sustitución intertemporal. La tecnología de producción de bienes de inversión se define, como:

$$Z_I = BK_I \tag{1}$$

donde Z_I , representa la producción en el sector de bienes de inversión, B es la productividad total de los factores y K_I es una variable de flujo, es decir, es una interpretación más amplia del capital físico usado en la producción de bienes de inversión.

El bien de consumo se produce a través de variables de flujo de capital físico (K_C) y energía (E), con rendimientos constantes a escala. La tecnología de producción se define de la siguiente manera:

$$Z_C = K_C^\alpha E^{1-\alpha} \tag{2}$$

Se supone que el total de stock de capital físico $K_T = (K_I + K_C)$, se emplea totalmente. El proceso de equilibrio en el sector de bienes de inversión de la ecuación de beneficios $\Pi_I = p_I BK_I - N_I K_I$, resulta en:

$$p_I B = N_I \tag{3}$$

donde N_I , es la tasa de alquiler nominal (costo de uso) del capital físico en la producción de bienes de inversión y p_I es el precio de los bienes de inversión. La maximización del beneficio del sector de bienes de consumo produce una función inversa de demanda para el capital físico (empleado en el sector) y la energía. En particular, la ecuación de beneficios nominal $\Pi_C = p_C K_C^\alpha E^{1-\alpha} - N_C K_C - P_E E$, resulta en:

$$p_C \alpha K_C^{\alpha-1} E^{1-\alpha} = N_C \tag{4a}$$

$$p_C (1-\alpha) K_C^\alpha E^{-\alpha} = P_E \tag{4b}$$

En las ecuaciones (4a) y (4b), N_C es la tasa de alquiler nominal de capital físico en la producción de bienes de consumo, P_E es el precio nominal de la energía y p_C es el precio de los bienes de consumo. El precio real de la energía se define como

$$P_{RE} = \frac{P_E}{P_C},$$

y se considera que crece a una tasa constante, y que la oferta de energía es infinita en el precio de la energía dada.

La condición de no arbitraje implica que la tasa de alquiler del capital, en ambos sectores, debe ser igual. Por lo tanto,

$$N_I \equiv N_C \Rightarrow p_I B = p_C \alpha K_C^{\alpha-1} E^{1-\alpha} \Rightarrow pB = \alpha K_C^{\alpha-1} E^{1-\alpha} \quad (5)$$

En (5),

$$p = \frac{P_I}{P_C}$$

es el precio relativo de los bienes de inversión en términos de bienes de consumo. Entonces, el costo de uso real del capital (i.e. la tasa de alquiler) es $NN = pB = \alpha K_C^{\alpha-1} E^{1-\alpha}$. Una clara implicación de la ecuación (5) es que

$$\dot{p} = (\alpha - 1)\dot{K}_C + (1 - \alpha)\dot{E},$$

donde \dot{p} , \dot{K}_C y \dot{E} representan las tasas de crecimiento de los precios relativos de bienes de inversión p , capital K_C y energía E utilizado por el sector de bienes de consumo, respectivamente. La definición estándar del costo de uso del capital es la siguiente:

$$NN \equiv (r + \delta - \dot{p})p \quad (6)$$

donde, r es la tasa real de interés en términos del precio de bienes de consumo, δ es la tasa de depreciación del capital y \dot{p} es la pérdida de capital, debido a cambios en los precios.

Para el equilibrio competitivo, se examina el problema de optimización del consumidor representativo. Para este fin, bajo los supuestos del modelo, el valor del Hamiltoniano es:

$$H = e^{-\rho t} \frac{C^{1-\theta}}{1-\theta} + \lambda \{rSF + P_{RE}E - C\} \quad (7)$$

En la ecuación (7), SF representa el stock financiero del consumidor y r es la tasa de interés real. Se asume que el consumidor recibe $P_{RE}E$, ya que ellos son

tratados como el propietario de las reservas de recursos de energía. Las condiciones de optimización de primer orden, son:

$$\frac{\partial H}{\partial C} = 0 \Rightarrow e^{-\rho t} C^{-\theta} = \lambda \tag{8a}$$

$$\lambda = -\frac{\partial H}{\partial S_F} \Rightarrow \lambda = -\lambda\{r\} \tag{8b}$$

$$\dot{S}_F = \frac{\partial H}{\partial \lambda} \Rightarrow \dot{S}_F = rS_F + P_{RE}E - C \tag{8c}$$

Además de estas condiciones, se debe satisfacer la condición de transversalidad, $\lim_{t \rightarrow \infty} \lambda(t)S_F = 0$. La solución de las ecuaciones (8a) y (8b) arroja que

$$\frac{\dot{c}}{c} = \frac{1}{\theta}\{r - \rho\} \tag{9}$$

En el equilibrio, los activos financieros deben ser iguales al capital físico en una economía cerrada sin gobierno; $S_F = p(t)K(t)$. Usando esta información, se puede transformar la restricción presupuestaria del consumidor representativo. En primer lugar, $\dot{S}_F = p\dot{K}_T + p\dot{K}_C$. De (4b), el precio real de energía es $P_{RE} = (1 - \alpha)K_C^\alpha E^{-\alpha}$ y de (5) y (6) $r = B - \delta + \hat{p}$.

Por lo tanto,

$$p\dot{K}_T + p\dot{K}_C = pK_T(B - \delta + \hat{p}) + (1 - \alpha)K_C^\alpha E^{1-\alpha} - K_C^\alpha E^{1-\alpha} p\dot{K}_T = pK_T(B - \delta) - \alpha K_C^\alpha E^{1-\alpha}$$

Si se sustituye pB por $\alpha K_C^{\alpha-1} E^{1-\alpha}$ debido a (5), y si se dividen ambos lados por p , se tiene que

$$\dot{K}_T = (B - \delta)K_T - BK_C \tag{10}$$

Por lo tanto, del problema de optimización del consumidor representativo se obtiene (9) y (10).

El modelo se resuelve a través de las condiciones de primer orden derivadas de los problemas de optimización de las empresas y consumidores representativos. En primer lugar, si se usa $r = B - \delta + \hat{p}$, obtenido a partir de las ecuaciones (6) y (9), se tiene

$$\frac{\dot{c}}{c} = \frac{1}{\theta}\{B - \delta + \hat{p} - \rho\}.$$

Luego, sustituyendo $\hat{p} = (\alpha - 1)K_C + (1 - \alpha)\hat{E}$, de (5), se tiene

$$\frac{\dot{c}}{c} = \frac{1}{\theta} \{B - \delta + (\alpha - 1)\hat{K}_C + (1 - \alpha)\hat{E} - \rho\}.$$

Como $\hat{C} = \hat{Z}_C = \alpha\hat{K}_C + (1 - \alpha)\hat{E}$ debido a la ecuación (2),

$$\alpha\hat{K}_C + (1 - \alpha)\hat{E} = \frac{1}{\theta} \{B - \delta + (\alpha - 1)\hat{K}_C + (1 - \alpha)\hat{E} - \rho\} \Rightarrow$$

$$(1 - \alpha + \alpha\theta)\hat{K}_C + (1 - \alpha)(\theta - 1)\hat{E} = B - \delta - \rho$$

Finalmente, como $\alpha\hat{K}_C - \alpha\hat{E} = \hat{P}_{RE}$, debido a (4b), se obtiene:

$$\hat{E} = \frac{1}{\theta} \left(B - \delta - \rho - \frac{(1 - \alpha + \alpha\theta)}{\alpha} \hat{P}_{RE} \right) \equiv g' \tag{11a}$$

$$\hat{K}_C = \frac{1}{\theta} \left(B - \delta - \rho - \frac{(1 - \alpha)(1 - \theta)}{\alpha} \hat{P}_{RE} \right) \equiv g \tag{11b}$$

$$\hat{C} = \hat{Z}_C = \frac{1}{\theta} \left(B - \delta - \rho - \frac{(1 - \alpha)}{\alpha} \hat{P}_{RE} \right) \equiv ag + (1 - \alpha)g' \tag{11c}$$

Donde \hat{P}_{RE} es la tasa de crecimiento de los precios de la energía. Las ecuaciones (11a-11c) implican que los precios de la energía tienen un impacto negativo sobre la tasa de crecimiento del consumo de la energía, como se muestra también en Zon y Yetkiner (2003). Nótese que $\frac{1 - \alpha + \alpha\theta}{\alpha} > \frac{(1 - \alpha)(1 - \theta)}{\alpha}$ y que

$\frac{1 - \alpha + \alpha\theta}{\alpha} > \frac{1 - \alpha}{\alpha}$. Como se supone que la condición: $B - \delta - \rho > \frac{(1 - \alpha + \alpha\theta)}{\alpha}$ se

mantiene, entonces, las tasas de crecimiento de las ecuaciones (11a-11c) son positivas. Se resuelve entonces el resto del modelo bajo este supuesto. En primer lugar, usando la igualdad $\hat{p} = (\alpha - 1)\hat{K}_C + (1 - \alpha)\hat{E}$, se puede mostrar que

$$\hat{p} = - \left(\frac{1 - \alpha}{\alpha} \right) \hat{P}_{RE}$$

Este resultado también puede ser expresado como¹: $p(t) = p(0)e^{-\left(\frac{1 - \alpha}{\alpha}\right)\hat{P}_{RE}t}$.

¹ Recordando que la tasa de crecimiento de los precios de la energía es constante. Se puede escribir el resultado también como: $p(t) = p'(0)(q(t))^{-(1-\alpha)}$, $p'(0) = p(0)(q(0))^{-(1-\alpha)}$

Siempre que la tasa de los precios de la energía sea positiva, el precio relativo de los bienes de inversión en términos de los bienes de consumo, $p(t)$, se aproxima a cero. De la igualdad de $r = B - \delta + \hat{p}$, se obtiene:

$$r = B - \delta - \left(\frac{1 - \alpha}{\alpha} \right) \hat{p}_{RE}$$

Obviamente, la tasa real de interés y por lo tanto la tasa de crecimiento del nivel de consumo, \hat{C} , son positivos si y solo si $B - \delta > \left(\frac{1 - \alpha}{\alpha} \right) \hat{p}_{RE}$. Además, de la ecuación (8b) se tiene que

$$\hat{\lambda} = - \left\{ B - \delta - \left(\frac{1 - \alpha}{\alpha} \right) \hat{p}_{RE} \right\}$$

Como $r > 0$, λ debe aproximarse a cero. Luego, si se resuelve la ecuación (10) a través del método de factor de integración, resulta:

$$K(t) = \frac{BK_c(0)}{B - \delta - g} e^{gt} + cons * e^{(B - \delta)t}$$

Donde *cons* significa el término constante. Se puede fácilmente determinar el valor del término constante a través de la condición de transversalidad. En particular, sustituyendo los respectivos valores de λ y $S_F = pK_T$ en la condición de transversalidad $\lim_{t \rightarrow \infty} \{ \lambda(t) S_F \} = 0$, produce que el término *cons* debe ser cero. Además, para esto, la condición $B - \delta - g > 0$ debe mantenerse para que la condición de transversalidad converja a cero en el límite². En conclusión, la trayectoria del stock de capital total viene dado, por:

$$K_T(t) = \frac{BK_c(0)}{B - \delta - g} e^{gt} \quad (12)$$

Por lo tanto, el stock de capital total crece a la tasa g . Dado que el stock de capital social está definido exógenamente como $K_T(0) \equiv K_0 = \frac{BK_c(0)}{B - \delta - g}$, para el modelo, se pueden determinar los valores iniciales de las variables de flujo, i.e. $K_c(0), K_I(0), E(0)$.

² Para $\theta > 1$, $\frac{(B - \delta)\alpha(\theta - 1) + \rho}{\alpha\theta + 1 - \alpha}$ es sin duda positivo. Si $\theta < 1$, $\rho > (B - \delta)\alpha(\theta - 1)$, debe mantenerse.

Por último, se determina la trayectoria temporal del PIB real. Para ello, se tiene en cuenta que el PIB nominal (PIB_N) y el PIB real en términos de bienes de consumo (Z) se define, como:

$$PIB_N = p_I Z_I + p_C Z_C$$

$$Z = p Z_I + Z_C$$

Dado que $p = \frac{p_I}{p_C}$

Así pues, se puede demostrar que el PIB real es:

$$Z = cons1 e^{[\alpha g + (1-\alpha)g']t} \quad (13)$$

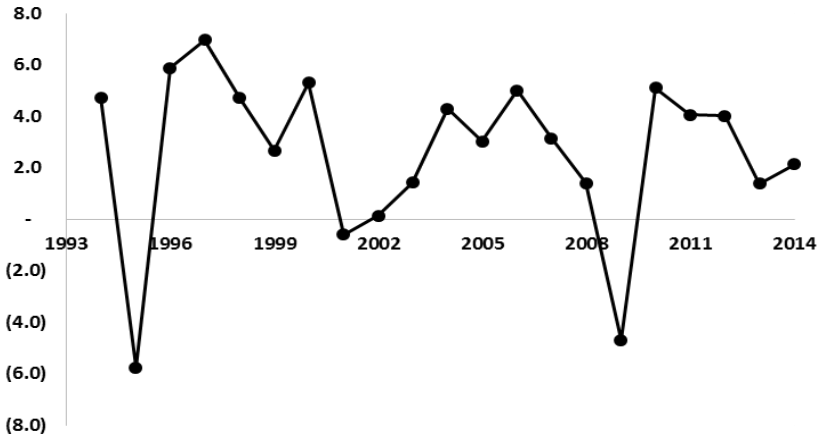
En (13), $cons1 = p(0)Z_I(0) + (K_C(0))^\alpha (E(0))^{1-\alpha}$, una colección de valores iniciales del modelo. En conclusión, el stock de capital físico total, inversión en capital y el consumo de capital, todos crecen a la tasa g . Por otro lado, la demanda de energía crece a la tasa g' y el PIB real y el consumo crecen a la tasa $\alpha g + (1-\alpha)g'$, la cual es la tasa de crecimiento ponderada de energía y capital físico. Así pues, la tasa de crecimiento de los precios de la energía tiene un efecto negativo en las tasas de crecimiento.

3. Datos y metodología

Las variables utilizadas en el estudio, son: el crecimiento económico, el consumo de energía y precio de la energía³. Los datos del crecimiento económico son tomados de la sección de estadísticas del Banco de México en su página electrónica, los datos del consumo de energía y precio de la energía son tomados de las estadísticas del sistema de información energética de la Secretaría de Energía en su página electrónica. El crecimiento económico es producto del distinto peso y dinámica que tienen los sectores productivos en la economía, así como de la competitividad que registra la actividad económica. En la gráfica 1, se puede observar la evolución del crecimiento económico.

³ Esta variable se construye como un promedio ponderado que incluye los precios del petróleo, electricidad gas y carbón.

Gráfica 1
Evolución del crecimiento económico



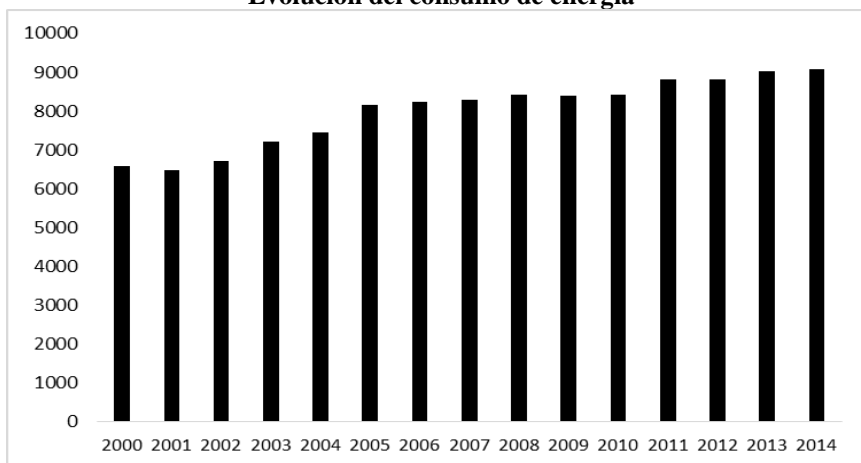
Fuente: elaboración propia con base en las estadísticas del PIB de Banco de México.

Cuando se habla de energía, la mayoría de la gente suele pensar solo en electricidad. Esta es solo una de las formas de energía que han sido explotadas durante muchos años. En combustibles convencionales, se incluyen: petróleo, gas natural, carbón y también se puede añadir la energía de los ríos, que se aprovecha para la energía hidroeléctrica.

Para la evaluación empírica se usa la técnica de cointegración de Johansen y Juselius (1990), quienes derivaron dos pruebas para cointegración: prueba de la traza (trace test) y máximo autovalor (Maximum Eigenvalue test). Las hipótesis que se plantean para las pruebas de la Traza se muestran en la tabla 1.

Las hipótesis que se plantean para las pruebas del máximo autovalor se pueden ver en la tabla 2:

Gráfica 2
Evolución del consumo de energía



Fuente: elaboración propia con base en las estadísticas energéticas de la Secretaría de Energía.

Tabla 1
Prueba de la traza (trace test)

Hipótesis	Regla de decisión
Ninguno Ho: $r=0$ existen vectores de cointegración	Se rechaza Ho cuando el valor del estadístico de la Traza o el Máximo valor propio sea mayor que el valor crítico seleccionado.
H_1 : $r=1$ si existen vectores de cointegración	
Cuando más 1 Ho: ≤ 1 cuando mas existe un vector de cointegración	Se acepta Ho cuando el valor del estadístico la Traza o el Máximo Valor Propio sea menor que el valor crítico seleccionado.
H_1 : $r=2$ si existen vectores de cointegración	

Fuente: elaboración propia con base en Johansen y Juselius (1990).

Tabla 2

Prueba del máximo autovalor (Maximum Eigenvalue test)

Hipótesis	Regla de decisión
Ninguno	Se rechaza H_0 cuando el valor del estadístico de la Traza o el Máximo Valor Propio sea mayor que el valor crítico seleccionado.
Ho: rango de cointegración $r=0$ H_1 : $r=1$ rango de cointegración es igual a $r+1$	
Cuando más 1	Se acepta H_0 cuando el valor del estadístico de la Traza o el Máximo Valor Propio sea menor que el valor crítico seleccionado.
Ho: el rango de cointegración es $r \leq 1$ H_1 : el rango de cointegración es $r+2$	

Fuente: elaboración propia con base en Johansen y Juselius (1990).

4. Análisis econométrico

Para la realización del análisis econométrico, se hará uso de las ecuaciones fundamentales derivadas del modelo teórico, es decir, las ecuaciones 11a y 11c. Dichas ecuaciones se pueden reexpresar de la siguiente forma:

$$\hat{E} = \beta_0 + \beta_1 \hat{P}_{RE} \quad (11a)'$$

$$\hat{Z}_C = \gamma_0 + \gamma_1 \hat{P}_{RE} \quad (11c)'$$

Donde $\beta_0 = \gamma_0 = \frac{1}{\theta}(B - \delta - \rho)$, $\beta_1 = -\frac{1}{\theta} \frac{(1 - \alpha + \alpha\theta)}{\alpha}$ y $\gamma_1 = -\frac{1}{\theta} \frac{(1 - \alpha)}{\alpha}$.

Estas ecuaciones del modelo muestran una relación negativa entre el precio de la energía frente al crecimiento y consumo de energía; es decir, verificaremos econométricamente la hipótesis de que el aumento del precio de la energía afecta negativamente al crecimiento y consumo de energía.

En cualquier modelo que involucre series temporales, es necesario verificar el orden de integración de las variables implicadas. Para verificar si la serie es estacionaria, se pueden utilizar alternativamente diversas pruebas que, en la literatura, se conocen como *prueba de raíces unitarias*. En este estudio utilizaremos la prueba de Phillips-Perron (PP), ya que esta prueba extiende los contrastes de Dickey Fuller, con lo cual sus contrastes son más generales, y es posible considerar los contrastes de Dickey Fuller como un caso particular de Phillips-Perron.

Las variables estimadas son: el consumo de energía E , el precio de la energía P_{RE} y el crecimiento económico Z_C . Los resultados de la prueba de raíz unitaria de las variables de estudio se muestran en la tabla 3.

Tabla 3
Prueba Phillips-Perron (PP) de las variables

Variable	Prueba Phillips- Perrón (PP)	t calculada	Valor crítico PP al 5%	Estacionariedad/ No estacionariedad
E	nivel	0.74428	-3.54874	No estacionariedad
	1a diferencia	-13.17423	-3.431512	Estacionariedad
	2a diferencia	-31.63224	-3.562625	Estacionariedad
P_{RE}	nivel	-0.98234	-2.46795	No estacionariedad
	1a diferencia	-10.22114	-2.64162	Estacionariedad
	2a diferencia	-57.24473	-2.98784	Estacionariedad
Z_C	nivel	-1.15101	-4.43215	No estacionariedad
	1a diferencia	-18.44216	-4.46244	Estacionariedad
	2a diferencia	-46.24242	-4.96738	Estacionariedad

Nota: Se utilizaron criterios de información de Akaike y Schwartz para obtener el rezago óptimo, el cual fue 3. E es el consumo de energía, P_{RE} es el precio de la energía, Z_C el crecimiento económico. Fuente: elaboración con base en resultados de la prueba Phillips-Perron.

Los resultados de la prueba PP muestran que los valores absolutos de los t-estadísticos calculados de todas las variables, son mayores que los valores críticos de primera y segunda diferencia, lo cual indica que se debe rechazar la hipótesis nula de que las series no son estacionarias y afirmar que las series sí son estacionarias. Una vez probada la estacionariedad de las variables se procede a realizar la prueba de cointegración. La variable consumo de energía es un promedio del consumo de energía, la variable precio de la energía también es un promedio que incluye los precios del petróleo, electricidad gas y carbón. La variable crecimiento económico es la tasa de crecimiento del producto.

Los resultados de la prueba de cointegración de Johansen-Joselius se muestran en la tabla 4.

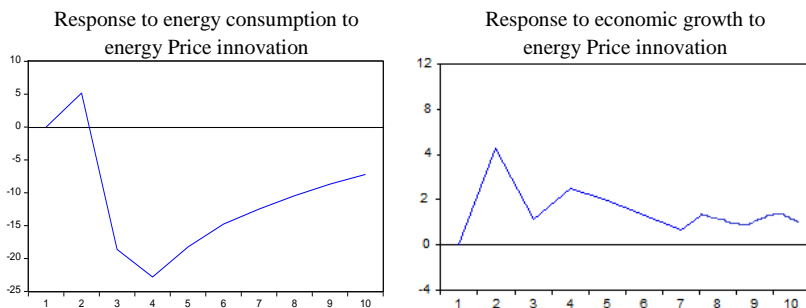
Tabla 4
Resultados de la prueba de cointegración de Johansen-Juselius

Hipótesis del número de ecuaciones de cointegración	Estadístico de la traza	Valor crítico al 5%	Estadístico máximo autovalor	Valor crítico al 5%
E vs P_{RE}				
Ninguna	17.45759	13.64647	29.68544	24.87664
Cuando más 1	8.97546	5.987846	7.796565	4.321545
Z_C vs P_{RE}				
Ninguna	12.88743	10.15485	11.79845	9.96657
Cuando más 1	7.47877	5.23214	5.97454	3.01213

Fuente: elaboración propia.

Gráfica 3

Función impulso-respuesta del precio de la energía sobre el consumo y el crecimiento del producto



Fuente: elaboración propia con base al software Eviews 9.0.

La tabla 4 muestra que en las hipótesis de *Ninguna* y *Cuando más 1*, los estadísticos de la traza y máximo autovalor son mayores que los valores críticos. Esto indica que se rechaza la hipótesis nula de que no existe cointegración. Por lo tanto, los resultados confirman que sí existe la relación de largo plazo entre el consumo y los precios de la energía, y entre el crecimiento y los precios de la energía.

Con objeto de conocer el impacto de los precios de la energía en el corto plazo, se realizó un análisis de impulso-respuesta. Como se observa en la gráfica 3, la función impulso-respuesta del consumo de energía, ante un shock en el precio de la energía, muestra un efecto negativo hasta el segundo periodo posterior, después de que sucede el shock y continúa siendo negativo en los periodos posteriores. Asimismo, la función impulso-respuesta del crecimiento económico ante un shock en el precio de la energía, también presenta un efecto negativo que se mantiene a lo largo del periodo.

Conclusiones

El objetivo de este trabajo fue evaluar empíricamente el papel que juegan los precios de la energía tanto en el crecimiento económico, como en el consumo de energía en México. Para ello, se presentó un modelo de crecimiento endógeno de dos sectores, donde se observa que los precios de la energía tienen un efecto negativo en el crecimiento económico. Asimismo, aplicando metodología de cointegración, se obtuvieron resultados que confirman el modelo teórico; es decir, los precios de la energía tienen efecto negativo sobre el crecimiento y sobre el consumo de energía. Los precios elevados de la energía perjudican principalmente a empresas que tienen un alto consumo de combustibles derivados del petróleo y gas; sin embargo, con la baja del precio del petróleo en los últimos meses, esas empresas podrían beneficiarse al obtener mayores ganancias por la reducción de costos, lo cual les permitiría crecer.

Así pues, dado los resultados del modelo, los altos precios de la energía provocan un menor crecimiento y consumo de energía; por lo tanto, habría de esperarse que una baja en el precio de la energía, contribuya a aumentar el crecimiento económico. Consecuentemente, las políticas económicas deben centrarse mucho más directamente en el aumento de la eficiencia energética y la innovación. Por lo tanto, el crecimiento económico futuro dependerá del progreso tecnológico, ya que de ello depende el uso eficiente de la energía. Sin embargo, el uso eficiente de la energía podría verse afectado por la demanda mundial de energéticos.

Referencias

- [1] Augustine C. Osigwe y Damilola Felix Arawomo (2015). "Energy consumption, energy prices and economic growth: causal relationships based on error correction model". *International journal of energy economics and policy*, Econjournals, 5(2), 408-414.
- [2] Barsky, R.B., and L. Kilian (2004). "Oil and the Macroeconomy Since the 1970s". *Journal of Economic Perspectives*, 18(4), 115-34.

- [3] Bashier, A. (2016). "Electricity consumption and economic growth in Jordan: bounds testing cointegration approach". *European Scientific Journal*, 12(1), 429-443.
- [4] Berndt, E.R., Wood, D.O. (1979). "Engineering and Econometric Interpretations of Energy-Capital Complementarity". *American Economic Review*, 69, 342-354.
- [5] Ciarreta, A. y Zarraga, A. (2010). "Electricity consumption and economic growth in Spain". *Applied Economics Letters*, 17(14), 1417-1421.
- [6] Georgescu-Roegen, N. (1971). *The Entropy Law and the Economic Process*. Cambridge, Mass. Harvard University Press.
- [7] Gómez, M. y Rodríguez, J.C. (2015). "Electricity consumption and economic growth: the case of Mexico". *International Journal of Social, Behavioral, Education and Management Engineering*, 9(8), 2803-2808.
- [8] Istemi Berk and Hakan Yetkiner (2013). "Energy prices and economic growth: theory and evidence in the long run". *Working papers in economics 13*.
- [9] Kraft J. and A. Kraft (1978). "On the relationship between energy and GNP". *Journal of Energy and Development*, 3, 401-403.
- [10] Ilhan, Ozturk, Alper, Aslan and Huseyin, Kalyoncu (2010). "Energy consumption and economic growth relationship: Evidence from panel data for low and middle income countries". *Energy Policy*, 38, 4422-4428.
- [11] Masih A. M. M. and R. Masih (1996). "Energy consumption, real income and temporal causality: results from a multi-country study based on cointegration and error-correction modelling techniques". *Energy Economics*, 18, 165-183.
- [12] Stern D. I. (1993). "Energy use and economic growth in the USA, A multivariate approach". *Energy Economics*, 15, 137-150.
- [13] Stern, D.I., Cleveland, C.J. (2004). "Energy and Economic Growth". *Rensselaer Working Papers in Economics No. 0410*.
- [14] Tintner, G., Deutsch, E., Rieder, R. (1974). A Production Function for Austria Emphasizing Energy. In Altman, FL, Kyn, O and Wagener, HJ (Eds), *On the Measurement of Factor Productivities (151-169)*. Vandenhoeck & Ruprecht, Göttingen.
- [15] Toman, M. and Jenelkova, Barbora (2003). *Introduction of Energy Economics*. Second edition. California USA, TTB Publication limited.
- [16] Yu E. S. H. and B. Hwang (1984). "The relationship between energy and GNP: Further results". *Energy Economics*, 6, 186-190.

Apéndice

Suponiendo que la energía es no renovable, entonces la condición de no arbitraje implica que el precio real de la energía debe aumentar a la tasa de interés real⁴:

$$\dot{P}_{RE} = r(t) \quad (1.1)$$

La ecuación (1.1) se conoce como la regla de Hotelling en su forma más simple. Luego, se utiliza esta información en el modelo. Recordando que se obtuvo $\alpha\hat{F}_C - \alpha\hat{E} = \hat{P}_{RE}$ de la ecuación (4b), $r = B - \delta + \hat{p}$ de la ecuación (6) y $\hat{P}_{RE} = (\alpha - 1)\hat{F}_C + (1 - \alpha)\hat{E}$ de la ecuación (5). Por lo tanto,

$$\alpha\hat{F}_C - \alpha\hat{E} = \hat{P}_{RE} = r = B - \delta + \hat{p}$$

$$\alpha\hat{F}_C - \alpha\hat{E} = B - \delta + (\alpha - 1)\hat{F}_C + (1 - \alpha)\hat{E}$$

$$\hat{F}_C = B - \delta + \hat{E}$$

Si esta información se usa en la ecuación (9), se obtiene,

$$\frac{\dot{C}}{C} = \frac{1}{\theta} \{B - \delta + \hat{p} - \rho\}$$

$$\frac{\dot{C}}{C} = \frac{1}{\theta} \{B - \delta + (1 - \alpha)(\hat{E} - \hat{F}_C) - \rho\}$$

$$\frac{\dot{C}}{C} = \frac{1}{\theta} \{\alpha(B - \delta) - \rho\}$$

Por lo tanto,

$$\hat{p} = -(1 - \alpha)(B - \delta)$$

$$r = \hat{P}_{RE} = \alpha(B - \delta)$$

$$\hat{E} = \frac{1}{\theta} [\alpha(B - \delta)(1 - \theta) - \rho] \equiv g'$$

⁴ Supongamos que el mercado de energía es perfectamente competitivo y que la extracción no tiene costo. Bajo estos supuestos, la empresa representativa debería resolver el siguiente problema de maximización (Yetkiner y Van Zon, 2008; Gaitan *et al.*, 2004):

$$\text{Max} \int_0^{\infty} P_{RE}(t) E(t) e^{-\int_0^t r(\tau) d\tau}$$

sujeto a $\int_0^{\infty} E(t) dt \leq S_0$

$$\text{Lim}_{t \rightarrow \infty} \left\{ P_{RE}(t) e^{\int_0^t r(\tau) d\tau} \right\}$$

Donde S_0 es el stock inicial de energía no renovable. La solución del cálculo resulta en (12).

$$\hat{F}_c = \frac{1}{\theta} [(B - \delta)(\theta + \alpha(1 - \theta)) - \rho] \equiv g$$

Dado que $B - \delta > 0$ para una tasa de interés real positiva y tasa de crecimiento de los precios de la energía, θ debe ser menor que 1. De lo contrario, la demanda de energía podría estar disminuyendo en el tiempo. Como $\theta + \alpha(1 - \theta) > 0$ es siempre verdadero, la tasa de crecimiento del stock físico empleado en el sector de bienes de consumo es positiva siempre y cuando, $(B - \delta)(\theta + \alpha(1 - \theta)) > \rho$.

Resoluciones de disputas comerciales y desempeño económico regional en México

Commercial Disputes Resolution and Regional Economic Performance in Mexico

Juan Carlos Chávez^{*}
Felipe J. Fonseca^{**}
Manuel Gómez-Zaldívar^{***}

Recibido: 23 febrero 2016 /Aceptado: 24 agosto 2016

Resumen

En este trabajo, se analiza la relación existente entre el crecimiento económico y el estado de derecho en las entidades federativas de México, en el periodo 2006-2013. En particular, utilizamos información referente al tiempo que toma resolver disputas comerciales en cortes locales, como variable *proxy* para medir la eficiencia del sistema de justicia de las entidades. En principio, un menor tiempo en la resolución judicial de las disputas resultaría en un mayor crecimiento de las entidades donde las empresas se localizan; esto debido a que los procesos judiciales tienen costos, potencialmente importantes para las empresas, lo que repercute sobre el crecimiento de las mismas. Los resultados indican que una disminución de 100 días en el tiempo promedio que toma resolver disputas comerciales, estaría asociado con un incremento en la tasa de crecimiento del PIB per cápita de 0.6 por ciento en las entidades federativas.

Clasificación JEL: O43; O47.

Palabras Clave: Crecimiento Económico, Sistema de Justicia, Economías Regionales.

* Dirección de Investigación Económica, Banco de México. Email: jjchavez@banxico.org.mx.

** Dirección de Investigación Económica, Banco de México. Email: ffonseca@banxico.org.mx.

*** Autor para correspondencia. Dirección de Investigación Económica, Banco de México y Departamento de Economía y Finanzas de la Universidad de Guanajuato. Email: manuel.gomez@ugto.org. Dirección: Fraccionamiento 1, Col. El Establo S/N, C.P. 36250, Guanajuato, Guanajuato, México.

Las opiniones en este estudio corresponden a las de los autores y no necesariamente reflejan el punto de vista de Banco de México.

Abstract

In this article, we analyze the relationship between the economic growth rate and a rule of law indicator in Mexican states during the period 2006–2013. Specifically, we employ information regarding the time it takes to solve commercial disputes in local courts, which we use as a *proxy* variable to measure the efficiency of the justice system. In principle, we expect that the shorter the time it takes to resolve commercial disputes, the higher the growth rates will be in the states where the firms are located. Long, drawn-out court disputes are costly for firms, which in turn may translate into lower growth rates due to the negative impact of these costs on their levels of investment. The results suggest that a 100-day decrease in the time it takes to resolve a commercial dispute is associated with an increase of 0.6 per cent in the average GDP per capita growth rate in Mexican states.

JEL Classification: O43; O47.

Keywords: Economic Growth, Justice System, Regional Economies.

"The inability of societies to develop effective, low cost enforcement is the most important source of both historical and contemporary underdevelopment in the Third World."

Douglass North (1990).

Introducción

Como parte de la agenda que se ocupa de analizar los factores que determinan las diferencias en desarrollo y crecimiento económico entre países, diversos estudios han encontrado evidencia empírica que vincula al estado de derecho con el crecimiento económico [véase Acemoglu *et al.* (2001), Acemoglu y Robinson (2008), Barro (1996a), Djankov *et al.* (2006), Haggard (2010), Knack y Keefer (1995), Mauro (1995), North (1990), Rodrik (2007), entre otros]. En esos estudios, el estado de derecho es una variable multidimensional que se aproxima regularmente con indicadores de derechos de propiedad, eficiencia e independencia del sistema judicial, tasas de criminalidad, combate a la corrupción, estabilidad política, etc. En línea con esta literatura, consideramos que una característica fundamental que

limita el crecimiento de México como un todo, y el de sus entidades, es la insuficiencia del estado de derecho¹.

No obstante el importante papel que la literatura atribuye al estado de derecho sobre el desempeño económico, existe un número escaso de estudios aplicados a México en los que se analice la relación que existe entre el crecimiento de los diversos estados del país y alguna de las variables que arriba se mencionan, y que generalmente son usadas en estudios internacionales como *proxies* del estado de derecho. Entre estos pocos trabajos aplicados a México, se puede mencionar el de Weis y Rosenblatt (2010). Ellos analizan la relación entre el crecimiento en las entidades y factores relacionados con la transparencia gubernamental, como una vía de analizar determinantes institucionales del crecimiento regional, con datos para el periodo 2001-2005, y no encuentran evidencia de la misma. Sin embargo, sí encuentran que una medida de corrupción está negativamente asociada con el PIB per cápita estatal.

Enamorado *et al.* (2013), siguiendo esta misma literatura, estudian la relación entre crecimiento económico y crimen usando una metodología similar, pero empleando datos municipales para el periodo 2005-2010. En particular, ellos usan datos de ingreso, registros administrativos sobre crimen y violencia, y diversas medidas de gasto público. Sus resultados muestran que los crímenes relacionados con tráfico de drogas, sí tienen una relación negativa y significativa con el crecimiento del ingreso en los municipios; pero no existe evidencia de efecto negativo de los crímenes no relacionados con las drogas, sobre el crecimiento.

Adicionalmente, en su estudio sobre la convergencia en regiones mexicanas, Chiquiar (2005) encuentra un efecto nulo de las tasa de crimen sobre el crecimiento económico, tanto en el período 1970-1985 (convergencia) como en el período 1985-2001 (divergencia).

En este trabajo se analiza la relación entre el crecimiento económico, medido por el crecimiento del Producto Interno Bruto (PIB) per cápita, y un indicador de la rapidez de impartición de justicia en las entidades federativas de México. Consideramos que, en línea con lo argumentado por North (1990), la eficiencia y celeridad del sistema judicial para hacer cumplir contratos y hacer valer los derechos de propiedad son determinantes fundamentales del crecimiento económico de las diversas entidades del país. La lentitud del sistema judicial, o los procesos judiciales largos, tiene un

¹ Estudios existentes vinculan normalmente las bajas tasas de crecimiento observadas en las regiones del país con factores de índole económico, véase por ejemplo, Chiquiar (2005) y Hanson (2010).

impacto negativo sobre la inversión que las empresas pueden realizar, ya que estos incrementan sus costos de transacción, limitando su liquidez disponible y, por lo tanto, se traducen en menores niveles de inversión (véase por ejemplo Esposito *et al.* 2014, para el caso Italiano) que provocan, en el agregado, un efecto adverso sobre el desempeño y la productividad de las regiones donde estas se localizan (Ahsan, 2013)². En este sentido, nuestro trabajo busca contribuir con la literatura sobre el tema, para el caso mexicano, utilizando una medida sobre la eficiencia del sistema judicial para resolver disputas comerciales en cortes locales.

Las estimaciones empíricas empleadas consisten en lo que se conoce como regresiones de crecimiento tipo Barro (1991, 1996a), metodología que regularmente se encuentra en esta literatura, y que ha sido ampliamente usada en trabajos que analizan datos en el nivel internacional (véase, por ejemplo, Mauro, 1995 y Djankov, 2006).

En particular, el trabajo empírico que aquí se presenta fue posible gracias a la disponibilidad de una medida relativamente nueva que reporta el Banco Mundial, referente al tiempo que en promedio tardan las resoluciones judiciales sobre disputas comerciales entre empresas en las distintas entidades federativas de México. Esta variable, hasta donde sabemos, no ha sido empleada por otro estudio en el caso mexicano (aunque sí en estudios de nivel internacional)³, y la misma está disponible para todas las entidades en los reportes de “*Doing Business*” del Banco Mundial de los años 2007, 2009, 2012 y 2014⁴.

Nuestros resultados muestran que la tasa de crecimiento del PIB per cápita de las entidades federativas, tiene una relación negativa y significativa con el número de días que toma resolver disputas comerciales. En particular, obtenemos que, una disminución de 100 días en el tiempo promedio de la resolución de disputas comerciales se asocia a un incremento de la tasa de

² Si los fallos judiciales toman demasiado tiempo, estos tendrían impacto inmediato sobre la operación normal de una empresa, ya que estas podrían no disponer de capital suficiente para financiar sus operaciones normales o invertir en nuevos proyectos de desarrollo. Asimismo, la ausencia de confianza en el poder judicial podría hacer que las empresas se limitaran a hacer negocios con proveedores o clientes de confianza, ya conocidos, lo que reduciría la probabilidad de encontrar mejores oportunidades de negocios con empresas nuevas.

³ Djankov *et al.*, utilizan algunas otras de las medidas que también se reportan en la Base de Datos del Banco Mundial, *Doing Business*, para analizar la relación entre crecimiento económico y las regulaciones que rigen las actividades comerciales en 135 diferentes países. Para ello, también se emplea una metodología muy similar a la nuestra, basada en Barro (1991, 1996a) y Mauro (1995).

⁴ Los datos presentados en los reportes de cada año corresponden a los del año inmediato anterior.

crecimiento promedio anual del PIB per cápita, en las entidades, de 0.6 por ciento y, como se verá en la sección correspondiente, las estimaciones son robustas a diferentes tipos de especificaciones. No obstante lo anterior, reconocemos que nuestros resultados se refieren a una medida específica del sistema de justicia y no implican necesariamente que sean generalizables a la noción más amplia de estado de derecho.

El resto del trabajo está organizado de la siguiente manera: en la Sección 1 se presentan los datos, se explica la metodología y se discuten los resultados obtenidos. Por último, en la Sección 2 se esbozan los comentarios finales.

1. Datos, metodología y resultados

Para analizar la relación existente entre desempeño económico y el tiempo de resolución de disputas comerciales, estimamos regresiones de crecimiento del tipo de Barro (1991,1996b), Mauro (1995) o Djankov (2006). Siguiendo a Chiquiar (2005), como medida del desempeño económico, se toma la tasa de crecimiento del PIB estatal, excluyendo la actividad petrolera para el período 2006-2013, mismo que se divide entre la población del estado correspondiente, para así obtener el PIB per cápita. La información del PIB y los datos de población se obtuvieron del sistema de cuentas nacionales del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI) y del Consejo Nacional de Población (CONAPO), respectivamente. Los datos del tiempo de resolución de disputas comerciales se obtuvieron de la página de *Doing Business* del Banco Mundial⁵. El anexo 1, al final del documento, muestra que existe una gran heterogeneidad, entre las diversas entidades, en términos de todas las variables empleadas en el análisis empírico.

La gráfica 1 ilustra la relación entre tasa de crecimiento promedio de las entidades y el tiempo promedio que tomó resolver conflictos comerciales en ellas, en el periodo 2006-2013. Se puede observar una clara relación negativa y significativa entre estas dos variables⁶; lo cual es evidencia a favor de lo argumentado por North (1990), quien afirma que un sistema judicial eficaz en hacer cumplir contratos, es un determinante fundamental del desempeño económico.

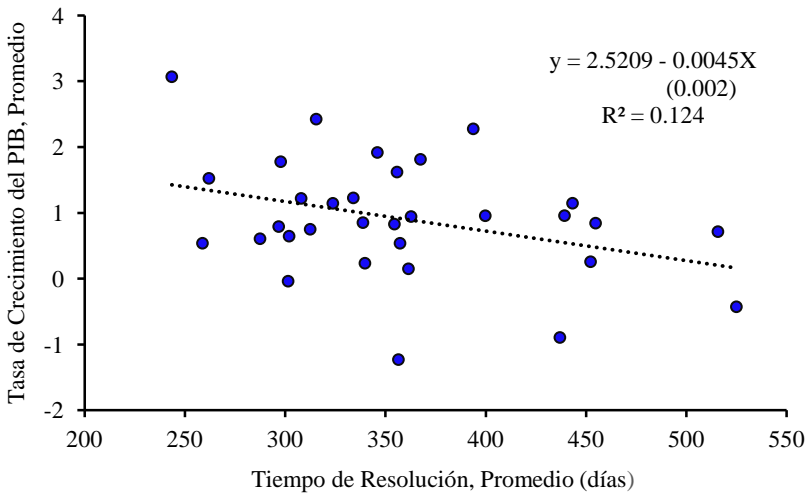
Los modelos estimados se muestran en las ecuaciones 1 y 2. Estos son similares a los empleados en los estudios que tratan de identificar los determinantes del crecimiento económico, utilizando datos de corte

⁵ Los datos están disponibles en www.doingbusiness.org.

⁶ La estimación de la relación lineal entre las dos variables se muestra en la gráfica 1. El estadístico entre paréntesis corresponde al error estándar robusto de la variable X, tiempo promedio de resolución de los conflictos comerciales.

transversal. La diferencia principal entre ambos radica en que la ecuación 1 controla el impacto del tiempo de resolución de disputas comerciales por un índice (ICP), que captura el nivel de desarrollo de cada entidad del país. Esta variable incluye indicadores de infraestructura urbana, variables demográficas, variables financieras e infraestructura de comunicaciones y transporte, y fue construida a través del método de componentes principales⁷. En tanto, la ecuación 2 considera variables de control “estándar” en la literatura de crecimiento (véase Chiquiar, 2005; Rodríguez-Oreggia, 2005). Además, ambos modelos también incluyen como control el PIB per cápita, al inicio del periodo.

Gráfica 1
Tasa de crecimiento y tiempo que toma resolver una disputa comercial, 2006-2013



Fuente: Estimaciones propias con datos de INEGI, Banco Mundial y CONAPO.

$$\gamma_i = \alpha + \ln(PIB_{i0}) + \theta \cdot T_i + \delta \cdot ICP_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

$$\gamma_i = \alpha + \ln(PIB_{i0}) + \theta \cdot T_i + \gamma \cdot Infraestructura_i + \vartheta \cdot HK_i + \epsilon_i ; \quad (2)$$

donde γ_i es la tasa de crecimiento promedio anual de PIB per cápita, en el periodo de estudio, de cada una de las entidades; PIB_{i0} es el PIB per cápita de las entidades federativas en el periodo inicial; T_i es el tiempo promedio, días, que tomó resolver las disputas; en tanto, ICP es el índice de componentes principales anteriormente referido; *infraestructura* se refiere a

⁷ El anexo 2 presenta los detalles de la construcción de este índice, que se obtuvo de Chávez y López (2013).

la densidad telefónica en las entidades federativas (definida como el número de líneas por cada 100 habitantes); mientras que *HK*, corresponde al grado promedio de escolaridad de la población de 15 años y más, en las entidades federativas. Para ambas variables, la fuente de información es el INEGI.

Tabla 1
Resultados de las estimaciones^{1/}

Variables	Regresiones de Crecimiento		Regresiones de Convergencia	
	Ecuación 1		Ecuación 2	
Intercepto	2.380 (2.94)	3.257 (3.09)	3.829 (1.53)	5.224 (2.01)
Tiempo	-0.004 (-2.18)	-0.007 (-2.43)	-0.004 (-2.16)	-0.006 (-2.60)
ICP	0.226 (1.49)	0.273 (1.70)	0.303 (1.36)	0.380 (1.68)
[PIB]	-----	-----	-0.343 (-0.63)	-0.486 (-0.93)
<i>R</i> ²	0.18	-----	0.19	-----
<i>Ramsey-Reset</i>	0.46	-----	0.54	-----
<i>Normalidad</i>	0.67	-----	0.93	-----
<i>Hausman</i>	-----	0.05	-----	0.03
<i>Sargan</i>	-----	0.19	-----	0.38
<i>Significancia conjunta F</i>	-----	18.37	-----	22.52
<i>Método</i>	MCO	MC2E	MCO	MC2E

Fuente: Estimaciones propias con datos de INEGI, Banco Mundial y CONAPO. 1/ Los estadísticos *t* se muestran entre paréntesis. Los errores estándar se calculan usando el método de White. Los valores que acompañan a las pruebas de especificación Ramsey-Reset, Normalidad (Jarque-Bera), Hausman y Sargan son p-values; MCO y MC2E se refieren a las estimaciones por Mínimos Cuadrados Ordinarios y por Mínimos Cuadrados en dos Etapas.

Dado que en esta literatura generalmente se señala la potencial existencia de un problema de endogeneidad, esto es, que el crecimiento económico y la calidad de los instituciones sean variables que evolucionan conjuntamente y se retroalimenten, en consecuencia, la estimación de los modelos propuestos también se lleva a cabo utilizando variables instrumentales a través del método de estimación de mínimos cuadrados en dos etapas (MC2E). Para ello, instrumentamos el tiempo de resolución de las disputas comerciales usando dos variables. La primera es un índice de fraccionalización etnolingüística (IFE)⁸, como el empleado por Mauro (1995). Siguiendo a este

⁸ Este índice se define de la siguiente manera: $IFE=1-\sum_{i=1}^I(n_i/N)^2$, $i=1, \dots, I$; donde n_i es el número de personas de cada grupo etnolingüístico, N es la población estatal total, mientras que I es el número total de grupos etnolingüísticos en cada entidad. De tal manera que, mientras más grande sea el índice IFE mayor fragmentación etnolingüística existirá.

autor, la justificación del uso de esta variable como instrumento, se debe a que la presencia de muchos grupos etnolingüísticos se asocia con mayores niveles de corrupción, debido –por ejemplo– a que las burocracias tienden a favorecer a miembros de su mismo grupo etnolingüístico. La segunda es el valor de la variable del tiempo para resolver disputas comerciales en el período inicial, tal y como se lleva a cabo en Barro (1996a), donde algunas de las variables instrumentales que se utilizan son los valores iniciales de los regresores. En su estudio, Barro menciona que este enfoque es adecuado debido a que los residuales de las estimaciones de las ecuaciones de crecimiento exhiben poca correlación con los valores iniciales de las variables, situación que se verifica en nuestros resultados.

Adicionalmente, los instrumentos antes mencionados se relacionan positiva y significativamente con la variable tiempo promedio de resolución de disputas comerciales (T_i), y no tienen relación con el término de error de las ecuaciones estructurales (1) y (2), por lo que cumplen con los requisitos necesarios para dicho fin (Wooldridge, 2009)⁹.

El cuadro 1 presenta los resultados. Las pruebas de diagnóstico para las estimaciones de variables instrumentales (MC2E) indican que el estadístico de la prueba de Hausman rechaza, en ambos casos, la hipótesis nula de exogeneidad, por lo que hay evidencia de que la estimación mediante MC2E es preferible respecto a la de MCO. En tanto, la prueba de Sargan señala que no es posible rechazar la hipótesis nula de que los instrumentos considerados son válidos¹⁰. Los resultados de las regresiones muestran que la relación ilustrada en la gráfica 1 es robusta, tanto del parámetro estimado como de su significancia estadística, ya que se mantienen cuando se incluyen los controles adicionales. Las estimaciones MC2E muestran que el parámetro estimado asociado a la variable de interés, tiempo de resolución, es de -0.006; en tanto que las de MCO, el rango es de -0.003 a -0.004. Esto implica que las estimaciones obtenidas por MCO, al ser sesgadas, subestiman el impacto que la pronta impartición de justicia tiene sobre el crecimiento. Las estimaciones puntuales implican que una reducción de 100 días en el tiempo promedio de resolución de disputas comerciales, se asocia a un incremento de la tasa de crecimiento anual del PIB per cápita, de las entidades, de 0.6 por ciento. Con

Para una explicación más amplia del uso de IFE como variable instrumental (véase Mauro, 1995).

⁹ Se corrieron regresiones por MCO para cada instrumento y la variable T_i , se encuentra una relación positiva y significativa, también se verifica que los residuales de las regresiones estructurales no tienen relación con los instrumentos empleados.

¹⁰ Adicionalmente, la prueba F de significancia conjunta de la primera etapa, de MC2E, resulta significativa, por encima del valor de 10 (que generalmente se usa como regla de dedo), lo que indica la relevancia del poder explicativo de los instrumentos empleados.

un intervalo de confianza del 95%, podemos asegurar que dicho incremento está situado entre 0.4 y 0.8 por ciento del PIB per cápita.

Respecto de las variables de control, de acuerdo con la ecuación (1), el parámetro que acompaña a la variable que mide el desarrollo de las entidades, ICP, es siempre estimado con el signo correcto (positivo), aunque solo marginalmente significativo al 10% en uno de los casos. Tal y como la teoría sugiere, las tasas de crecimiento están positivamente relacionadas con las entidades que tienen mayor provisión de infraestructura en comunicaciones y transporte, financiera, urbana y mejores indicadores demográficos. Por su parte, los controles empleados en la ecuación (2) estiman un impacto positivo y significativo de la variable de infraestructura sobre el crecimiento económico. Con respecto a la variable de capital humano empleada, esta tiene el signo contrario al esperado, aunque no es estadísticamente significativa¹¹.

El parámetro que acompaña a la variable PIB inicial es en todos los casos estimado negativo, aunque no significativo, lo que está en línea con estudios aplicados a México, que no encuentran evidencia sobre convergencia para el período posterior a 1985 (Chiquiar, 2005).

Respecto de los estadísticos de diagnóstico, la prueba de Ramsey señala que las estimaciones consideradas están correctamente especificadas, al tiempo que tampoco podemos rechazar la hipótesis de normalidad en los residuales. Finalmente, con el propósito de descartar algún proceso de dependencia espacial en las estimaciones, se aplicaron pruebas para detectar la presencia de este tipo de efectos a las estimaciones de las ecuaciones (1) y (2). De encontrar evidencia en este sentido, estaríamos en presencia de estimaciones sesgadas e ineficientes (LeSage y Pace, 2009). Definiendo una matriz de dependencia espacial con base en el criterio de contigüidad entre entidades federativas, los resultados que se muestran en el anexo 3 señalan que no existe presencia de este tipo de efectos, tanto en el término de error (*spatial error*) como en la variable dependiente (*spatial lag*).

¹¹ Se consideró el porcentaje de población con educación media y superior sobre la población de 25 años y más, a partir de información de la ENOE; no obstante, los resultados no fueron distintos, en términos de la dirección y signo del coeficiente. Cabe mencionar que estudios sobre determinantes del crecimiento, tales como el de Caselli *et al.* (1996), y Forbes (2000) han encontrado resultados similares respecto del impacto de esta variable sobre el crecimiento.

2. Comentarios finales

El estado de derecho como determinante del crecimiento económico es un tema que ha sido ampliamente discutido teóricamente, y contrastado empíricamente en múltiples trabajos en el nivel internacional. Estudios previos aplicados a México no han conseguido mostrar este tipo de evidencia de una manera clara y robusta. Las estimaciones presentadas en este trabajo resaltan la importancia que las instituciones, particularmente la eficiencia en la impartición de justicia, tienen para el crecimiento económico en las entidades de nuestro país.

Existen grandes diferencias, entre entidades federativas, en cuanto al tiempo que tardan en la resolución de disputas comerciales. Esto sugiere que hay un ámbito para la implementación de mejoras en términos de política pública para alcanzar un mayor crecimiento económico. A este respecto, la figura de los Juicios Orales Mercantiles, por ejemplo¹², constituyen un paso hacia adelante, y contribuirán a mejorar las condiciones para alcanzar mayores tasas de crecimiento en las diferentes regiones del país, la magnitud de este efecto positivo dependerá de la eficacia con que sean implementados.

Referencias

- [1] Acemoglu D., Johnson, S. y Robinson, J. (2001). “The Colonial Origins of Comparative Development: an Empirical Investigation.” *The American Economic Review*, 91(5), 1369-1401.
- [2] Acemoglu D., y Robinson, J. (2008). “The Role of Institutions in Growth and Development.” *Working Paper 10, Commission on Growth and Development, The World Bank*.
- [3] Ahsan, R. N. (2013). “Input Tariffs, Speed of Contract Enforcement, and the Productivity of Firms in India.” *Journal of International Economics*, 90(1), 181-192.
- [4] Banco Mundial (2007, 2009, 2012, 2014). “Doing Business in Mexico”. *Banco Mundial*, disponible en: www.doingbusiness.org
- [5] Barro, R. (1991), “Economic Growth in a Cross Section of Countries”, *Quarterly Journal of Economics*, 106(2), 407-443.
- [6] Barro, R. (1996a), “Democracy and Growth”, *Journal of Economic Growth*, 1(1), 1-27.
- [7] Barro, R. (1996b). “Determinants of Economic Growth: A Cross-Country Empirical Study.” *NBER, Working Paper No. 5698*.

¹² De acuerdo con la Comisión Federal de Mejora Regulatoria (COFEMER), se estima que es posible que el plazo que transcurre desde que es presentada la demanda hasta el dictado de sentencia se reduzca hasta en 112 días, disminuyendo con ello alrededor de una cuarta parte la duración actual promedio de un juicio en materia mercantil.

- [8] Caselli, F., Esquivel, G., y Lefort, F. (1996). "Reopening the Convergence Debate: a New Look at Cross-Country Growth Empirics". *Journal of Economic Growth*, 1(3), 363-389.
- [9] Chávez, Juan C. y López, L. F. (2013), "Diferencias en la Productividad del Trabajo de la Industria Manufacturera: ¿Cómo se Relacionan con la Provisión de Infraestructura?", *Mimeo, Banco de México*.
- [10] Chiquiar, D. (2005). "Why Mexico's Regional Income Convergence Broke Down". *Journal of Development Economics*, 77, 257-275.
- [11] Djankov, Simeon, McIlesh, C. y Ramalho, R. M. (2006). "Regulation and Growth". *Economics Letters*, 92, 395-401.
- [12] Enamorado, T., López-Calva, L. y Rodríguez-Castelan, C. (2013). "Crime and Growth Convergence, Evidence from Mexico". *The World Bank, Latin America and Caribbean Region, Poverty Reduction and Economic Management Unit, Policy Research Working Paper No. 6730*.
- [13] Esposito, G., Lanau, S. y Pompe, S. (2014). "Judicial System Reform in Italy: a Key to Growth." *International Monetary Fund, Working Paper No. 14/32*.
- [14] Forbes, K. J. (2000). "A Reassessment of the Relationship between Inequality and Growth." *American Economic Review*, 90(4), 869-887.
- [15] Hotelling, H. (1933). "Analysis of a Complex of Statistical Variables into Principal Components". *Journal of Educational Psychology*, 24(6), 417-441.
- [16] Jolliffe, I. (2002). *Principal Component Analysis*. John Wiley & Sons, Ltd.
- [17] Haggard, S. y Tiede, L. (2010). "The Rule of Law and Economic Growth: Where are We?" *Artículo preparado para presentarse en la Conferencia Measuring the Rule of Law, 2010, UT School of Law*.
- [18] Hanson, G. (2010). "Why isn't Mexico Rich?" *Journal of Economic Literature*, 48(4), 987-1004.
- [19] Knack, S., y Keefer, P. (1995). "Institutions and Economic Performance: Cross-Country Test Using Alternative Institutional Measures." *Economic and Politics*, 7(3), 207-227.
- [20] LeSage, J. P., y Pace, R. K. (2009). *Introduction to Spatial Econometrics*, CRC Press.
- [21] Mauro, P. (1995). "Corruption and Growth". *The Quarterly Journal of Economics*, 110(3), 681-712.
- [22] North, D. (1990). *Institutions, Institutional Change, and Economic Performance*. New York: Cambridge University Press.
- [23] Pearson, K. (1901). "On Lines and Planes of Closest Fit to Systems of Points in Space". *Philosophical Magazine*, 2(11), 559-572.
- [24] Rodrik D. (2007). "Institutions for High Quality Growth: What are They and How to Acquire Them". *Studies in Comparative International Development*, 35(3), 3-31.
- [25] Rodríguez-Oreggia, E. (2005). "Regional Disparities and Determinants of Growth in Mexico". *The Annals of Regional Science*, 39(2), 207-220.
- [26] Weiss, E., y D. Rosenblatt (2010). "Regional Economic Growth in Mexico, Recent Evolution and the Role of Governance." *The World Bank, Latin America and Caribbean Region, Agriculture and Rural Development Unit, Policy Research Working Paper No. 5369*.
- [27] Wooldridge (2009). *Introductory Econometrics. A Modern Approach*, Thomson.

Anexo 1

Tabla 2
Estadísticos descriptivos de las variables empleadas

	Tiempo de resolución de Disputas (número de días)					Crecimiento Económico ^{1/}	Índice de Infraestructura ^{2/}
	2007	2009	2012	2014	Promedio		
Aguascalientes	290	327	271	303	298	1.78	1.70
Baja California	470	446	416	416	437	-0.89	0.90
Baja California Sur	581	497	497	525	525	-0.43	0.60
Campeche	430	361	355	280	357	-1.23	0.20
Coahuila	422	270	270	270	308	1.22	0.90
Colima	245	343	310	310	302	0.65	2.90
Chiapas	386	386	337	337	362	0.15	-0.80
Chihuahua	280	290	290	290	288	0.61	0.60
Distrito Federal	345	415	415	400	394	2.28	3.50
Durango	305	259	243	228	259	0.54	0.20
Guanajuato	326	385	385	288	346	1.92	0.90
Guerrero	304	375	375	375	357	0.54	-0.90
Hidalgo	280	330	320	320	313	0.75	0.50
Jalisco	275	360	360	360	339	0.85	1.10
México	318	375	375	350	355	0.83	1.60
Michoacán	381	390	340	340	363	0.95	0.40
Morelos	390	461	461	461	443	1.15	1.80
Nayarit	429	310	310	310	340	0.24	0.60
Nuevo León	320	256	236	236	262	1.53	1.40
Oaxaca	330	300	353	353	334	1.23	-1.00
Puebla	445	391	391	372	400	0.96	0.50
Querétaro	290	324	324	324	316	2.43	1.10
Quintana Roo	568	560	560	375	516	0.72	0.60
San Luis Potosí	360	381	341	341	356	1.62	0.10
Sinaloa	337	290	290	270	297	0.79	0.80
Sonora	372	366	366	366	368	1.81	0.70
Tabasco	353	314	314	314	324	1.15	0.40
Tamaulipas	415	301	245	245	302	-0.04	0.80
Tlaxcala	415	484	455	455	452	0.26	1.90
Veracruz	470	382	470	435	439	0.96	0.10
Yucatán	495	428	398	498	455	0.84	0.50
Zacatecas	230	248	248	248	244	3.07	0.40
Promedio	371	363	354	344	358	0.91	0.78
Desviación estándar	86.6	74.2	78.4	74.9	70.5	0.90	0.94
Mínimo	230	248	236	228	244	-1.23	-1.00
Máximo	581	560	560	525	525	3.07	3.50

Nota: 1/ Tasa de crecimiento promedio anual del PIB per cápita, excluyendo la actividad petrolera. 2/ El índice se presenta en forma estandarizada y se obtuvo de Chávez y López (2013). Fuente: Banco Mundial (reporte *Doing Business*, varios años) y estimaciones propias con datos de INEGI y del reporte *Doing Business* del Banco Mundial.

Anexo 2

Índice de infraestructura de las entidades, construido usando el método de componentes principales.

El empleo del análisis de componentes principales es comúnmente utilizado cuando se trabaja con bases de datos que contienen un número considerable de variables interrelacionadas, y es deseable reducir la dimensión de estas, y a la vez conservar la mayoría de la variación presentada en los datos originales. Esta técnica fue desarrollada a partir de los trabajos de Person (1901) y posteriormente de Hotelling (1933). Como se mencionó, el objetivo de este procedimiento es describir la varianza de un conjunto de datos por medio de una transformación de variables en un nuevo conjunto con mayor parsimonia. Para lograr esto, se construye un conjunto de variables no correlacionadas, donde cada una de estas es una combinación lineal de los datos originales. Para mayores detalles técnicos se puede consultar la obra de Jolliffe (2002).

Para el presente trabajo se construyó una base de datos con trece variables con información promedio de distintos tipos de infraestructura de los años 2000 al 2010. Dichas variables se presentan en el siguiente cuadro.

Tabla 3

Variables incluidas en la construcción del índice de infraestructura

Infraestructura	Variable	Fuente
Comunicaciones y Transportes		
Carreteras	Longitud de carreteras pavimentadas / Superficie de la entidad	INEGI
Ferrocarriles	Longitud de vías férreas/superficie de la entidad	INEGI
Puertos	Longitud de atraque/superficie de la entidad	INEGI
Aeropuertos	Carga (en kilogramos) per cápita	INEGI
Telefonía	Número de líneas per cápita	INEGI
Urbana		
Electricidad	Proporción de hogares con electricidad	INEGI
Drenaje	Proporción de hogares con drenaje	INEGI
Agua	Proporción de hogares con agua potable	INEGI
Social		
Educación	Grado promedio de escolaridad (población de 15 años y más)	INEGI
Salud	Esperanza de vida	CONAPO
Financiera		
Sucursales bancarias	Número de sucursales per cápita	CNBV
Crédito	Crédito/PIB de la entidad	Banxico, INEGI
Crédito Industrial	Crédito industrial / Unidades manufactureras	Banxico, INEGI

Fuente: Chávez y López (2013).

En la tabla 4, se observan los componentes principales para las variables de interés. En la segunda columna se muestra el valor propio de cada componente, es decir, la varianza asociada a cada uno, la tercera columna corresponde a la proporción de la varianza explicada, mientras que la cuarta columna ilustra los valores correspondientes a la R^2 acumulada. El criterio para elegir el número de componentes principales que se utilizaron para construir el índice global, consistió en tomar el número de componentes necesarios hasta lograr una R^2 acumulada al menos de 0.90. Bajo este precepto, en el cálculo del índice global, se tomaron en cuenta los primeros cinco componentes del análisis, los cuales explican el 91 por ciento de la varianza total de los datos.

Tabla 4
Análisis de componentes principales

Componentes	Valores propios	Proporción	R2 acumulada
Componente 1	7.10	0.55	0.55
Componente 2	2.03	0.16	0.7
Componente 3	1.31	0.10	0.8
Componente 4	0.94	0.07	0.87
Componente 5	0.43	0.03	0.91
Componente 6	0.30	0.02	0.93
Componente 7	0.27	0.02	0.95
Componente 8	0.20	0.02	0.97
Componente 9	0.15	0.01	0.98
Componente 10	0.11	0.01	0.99
Componente 11	0.08	0.01	0.99
Componente 12	0.05	0.00	1.00
Componente 13	0.04	0.00	1.00

Fuente: Chávez y López (2013).

Anexo 3

Resultado de las pruebas de dependencia espacial aplicadas a las estimaciones de las ecuaciones (1) y (2)

a) Estimaciones Ecuación (1)

Test	Statistic	df	p-value
Spatial error:			
Moran's I	0.183	1	0.855
Lagrange multiplier	0.083	1	0.773
Robust Lagrange multiplier	2.583	1	0.108
Spatial lag:			
Lagrange multiplier	0.034	1	0.855
Robust Lagrange multiplier	2.533	1	0.111

Fuente: Estimaciones propias.

b) Estimaciones Ecuación (2)

Test	Statistic	df	p-value
Spatial error:			
Moran's I	-0.472	1	1.363
Lagrange multiplier	1.017	1	0.313
Robust Lagrange multiplier	2.614	1	0.106
Spatial lag:			
Lagrange multiplier	0.17	1	0.68
Robust Lagrange multiplier	1.767	1	0.184

Fuente: Estimaciones propias.

Ensayos Revista de Economía de la Universidad Autónoma de Nuevo León, volumen treinta y seis, número dos, se terminó de imprimir el primero de octubre del año dos mil diecisiete en los talleres de Serna Impresos, S.A. de C.V., Vallarta 345 Sur, Monterrey, Nuevo León, México, C.P. 64000.
El tiraje consta de 30 ejemplares.

Ensayos Revista de Economía es una revista arbitrada que publica artículos de investigación inéditos de alto rigor académico en los campos de la economía aplicada y teórica, la estadística y las ciencias sociales afines. Se publican trabajos en español e inglés dos veces al año, enero y julio. Está indexada en EconLit (*American Economic Association*), SciELO México, Sistema de Clasificación de Revistas Mexicanas de Ciencia y Tecnología (CRMCyT) del Consejo Nacional de Ciencia, Humanidades y Tecnología (CONAHCYT), CLASE, Latindex, SciELO y puede consultarse en la base de datos Fuente Académica Premier™ de EBSCO y en *RePEc* (*Research Papers in Economics*).

Instrucciones para autores:

- Los trabajos deben corresponder a investigaciones concluidas que planteen claramente una hipótesis.
- Se dará preferencia a los trabajos que empleen un modelo teórico matemático como soporte o una metodología estadística/econométrica que someta a prueba la hipótesis.
- Los artículos deben enviarse acompañado de una carta firmada por el autor o los autores declarando que posee(n) los derechos de autor, que el trabajo es inédito y original, y que no está sometido, ni en proceso, para su publicación total o parcial en otra revista especializada o libro.
- El autor o los autores debe(n) enviar una copia de su currículum vitae.
- Los artículos pueden redactarse en inglés o español; sin embargo, el título, el resumen y las palabras clave deben presentarse en ambos idiomas.
- El resumen no excede las 150 palabras e incluye los códigos de clasificación JEL después del resumen.
- El título del trabajo debe ser claro y breve (máximo 10 palabras).
- Los manuscritos deben enviarse en formato compatible con Microsoft Word, con una extensión máxima de 45 cuartillas, interlineado de 1.5, y fuente Times New Roman tamaño 12.
- Las gráficas y cuadros deben enviarse en formato Excel. No se deben incluir gráficas o cuadros en formato de imagen.
- La sección de referencias incluye únicamente los trabajos citados en el texto, ordenados alfabéticamente y siguiendo el formato establecido para citar artículos, libros, capítulos de libros, informes técnicos, tesis, entre otras fuentes de información. Las instrucciones de citación están disponibles en la página de la revista.
- Los artículos deben enviarse de forma electrónica a través de la página de la revista: <http://ensayos.uanl.mx>. Para ello, el autor debe registrarse en la página como usuario y seguir los cinco pasos para nuevos envíos.

Ensayos Revista de Economía is a peer-reviewed journal that publishes original research articles of high academic rigor in the fields of applied and theoretical economics, statistics, and related social sciences. The journal publishes works in both Spanish and English twice a year, in January and July. It is indexed in EconLit (*American Economic Association*), SciELO Mexico, *Clasificación de Revistas Mexicanas de Ciencia y Tecnología* (CRMCyT) of the *National Council of Science, Humanities, and Technology* (CONAHCYT), CLASE, Latindex, SciELO, and can also be accessed through the *Fuente Académica Premier™* database by EBSCO and *RePEc* (*Research Papers in Economics*).

Author guidelines:

- The papers must correspond to completed research that clearly states a hypothesis.
- Preference will be given to papers that employ a supporting mathematical theoretical model or a statistical/econometric methodology that tests the hypothesis.
- Articles must be accompanied by a signed letter from the author(s) declaring ownership of the copyright, originality of the work, and that is not under review or in process for full or partial publication in another specialized journal or book.
- The author(s) must send a copy of their curriculum vitae.
- Articles may be written in English or Spanish; however, the title, abstract, and keywords must be presented in both languages.
- The abstract must not exceed 150 words, and should include JEL classification codes after the abstract.
- The article title should be clear and concise (maximum of 10 words).
- Manuscripts must be submitted in a Microsoft Word compatible format, with a maximum length of 45 pages, 1.5 line spacing, and Times New Roman font, size 12.
- Graphs and tables must be submitted in Excel format. Graphs or tables in image format are not accepted.
- The reference section should include only works cited in the text, listed alphabetically and following the citation format for articles, books, book chapters, technical reports, theses, and other sources. Citation guidelines are available on the journal's website.
- Articles must be submitted electronically through the journal's website: <https://ensayos.uanl.mx>. Authors must register as users and follow the five steps for new articles.

ENSAYOS
Revista de Economía