

NÚMERO 471

RODOLFO CERMEÑO Y MAHETABEL SOLÍS

# Impacto de noticias macroeconómicas en el mercado accionario mexicano\*

NOVIEMBRE 2009



[www.cide.edu](http://www.cide.edu)

---

\* Las opiniones contenidas en este documento son responsabilidad de los autores y no reflejan la opinión de sus respectivas instituciones, CIDE y Grupo Financiero Banorte.

• Las colecciones de **Documentos de Trabajo** del **CIDE** representan un medio para difundir los avances de la labor de investigación, y para permitir que los autores reciban comentarios antes de su publicación definitiva. Se agradecerá que los comentarios se hagan llegar directamente al (los) autor(es).

• D.R. © 2009. Centro de Investigación y Docencia Económicas, carretera México-Toluca 3655 (km. 16.5), Lomas de Santa Fe, 01210, México, D.F.  
Fax: 5727•9800 ext. 6314  
Correo electrónico: [publicaciones@cide.edu](mailto:publicaciones@cide.edu)  
[www.cide.edu](http://www.cide.edu)

• Producción a cargo del (los) autor(es), por lo que tanto el contenido así como el estilo y la redacción son su responsabilidad.

## Resumen

---

*Este trabajo estudia el vínculo entre los fundamentales macroeconómicos y la dinámica de los precios accionarios en México. Específicamente, se examina la reacción de los rendimientos diarios ante la divulgación de noticias sobre variables macroeconómicas utilizando modelos GARCH. Se investiga el comportamiento del Índice de Precios y Cotizaciones (IPC), así como de ocho portafolios con acciones de la Bolsa Mexicana de Valores (BMV) en la proximidad de las fechas de publicación de cinco variables macroeconómicas. El estudio cubre el periodo 2003-2008. Se encuentra evidencia de que la dinámica de los rendimientos accionarios en el mercado mexicano está vinculada con los fundamentales macroeconómicos. Sin embargo, el patrón de reacción es distinto respecto del que se ha encontrado para los mercados financieros estadounidenses (Brenner et al. 2006).\* Se encuentra, además, que hay heterogeneidad en la reacción del índice bursátil representativo del mercado mexicano y de los índices sectoriales ante la publicación de noticias macroeconómicas. Estos resultados ofrecen una visión amplia sobre los mecanismos en que la nueva información macroeconómica se incorpora en los precios de las acciones en el caso de la BMV.*

*Palabras clave: modelos GARCH, noticias macroeconómicas y mercados financieros, Bolsa Mexicana de Valores.*

*Clasificación JEL: G10, G14.*

## Abstract

---

*This paper studies the relationship between macroeconomic fundamentals and the dynamics of stock market prices in Mexico. Specifically, we examine the reaction of daily returns to announcements on macroeconomic variables, using GARCH models. We investigate the behavior of the Mexican stock price index, "Índice de Precios y Cotizaciones" (IPC), as well as eight portfolios from the Mexican stock market, "Bolsa Mexicana de Valores" (BMV) in the proximity of the announcement dates on five macroeconomic variables. The study covers the period 2003-2008. We find that the*

---

\* Esto coincide con la opinión de Hernández y Robins (2000): "Aunque el mercado accionario mexicano está creciendo rápidamente, la capitalización de mercado de la Bolsa Mexicana de Valores (BMV) es mucho más pequeña que la del mercado estadounidense; por lo que la BMV puede estar más sujeta a actividades especulativas, manipulaciones e intervenciones gubernamentales en comparación con el mercado estadounidense. Esto permite asumir que la BMV responde diferente a la actividad económica, y ésta a la BMV, de lo que se observa en otras economías más industrializadas".

*dynamics of returns in the Mexican stock market is linked to the macroeconomic fundamentals. However, the reaction patterns found here for the case of Mexico are different than those documented for the case of the USA (Brenner et al. 2006).<sup>\*\*</sup> We also find that the reaction patterns of the stock market index and the eight sectorial indexes, following the publication of macroeconomic news, are heterogeneous. The results found in this paper offer a broad view on the mechanisms in which the new macroeconomic information is incorporated into the prices of Mexican stocks.*

*Keywords: GARCH models, macroeconomic news and financial markets, Mexican stock market.*

*JEL classification: G10, G14.*

---

<sup>\*\*</sup> This is in line with the assertion of Hernández y Robins (2000): “Although the Mexican stock market is rapidly growing, the capitalization of the “Bolsa Mexicana de Valores” (BMV) is much smaller than that of the US stock market; so the BMV might be subject to speculative activities, manipulations and government intervention. This makes possible to assume that the BMV responds differently to economic activity, and this to the BMV, compared to what is observed in more industrialized economies”.

Durante la sesión, el mercado llegó a subir hasta 1.20% impulsado por noticias de la región, para luego descender hasta 1.07% por una toma de utilidades, tras los movimientos de las plazas bursátiles estadounidenses donde se dieron a conocer datos económicos desfavorables... Durante el resto de la semana se esperan nuevos datos económicos... Los sectores registrados en el mercado accionario local cerraron con resultados mixtos...

*Fuente: El Universal*



## *Introducción*

---

Entre académicos e inversionistas, así como en la prensa especializada, es generalmente aceptado que la publicación de noticias macroeconómicas tiene un impacto significativo en los precios de los activos financieros. Sin embargo, algunos autores consideran que esta relación es inexistente.<sup>1</sup> Lo que es un hecho es que los inversionistas ponderan de manera importante la información sobre los fundamentales económicos. Están pendientes de los reportes que publican las autoridades correspondientes sobre la evolución de las variables macroeconómicas, al tiempo que hacen pronósticos y ajustan sus expectativas para esas variables.

Este trabajo estudia el vínculo entre los fundamentales macroeconómicos y la dinámica de los precios accionarios. Específicamente, se examina la reacción de los rendimientos diarios ante la divulgación de noticias sobre variables macroeconómicas. Para esto, se analizan ocho portafolios con acciones de la Bolsa Mexicana de Valores (BMV) y las fechas de publicación de cinco variables macroeconómicas.

Establecer un vínculo entre la macroeconomía y las finanzas puede ayudar a los inversionistas a refinar las teorías sobre la valuación de los productos derivados, calcular mejores soluciones a problemas de selección óptima de portafolios y a mejorar la gestión de riesgos financieros. Macroeconomistas, políticos y banqueros centrales también se benefician, pues favorece el entendimiento de los determinantes macroeconómicos potenciales del riesgo sistemático del sistema financiero (Döpke, Hartmann y Pierdzioch, 2008), lo cual es de gran utilidad en el proceso de regulación del sector y en la evaluación de posibles efectos bursátiles ante cambios en la política económica.

La teoría económica financiera establece que el precio de los activos debería depender de factores que afecten los flujos de efectivo, las tasas de descuento y las primas de riesgo correspondientes. Por tanto, un cambio en uno o más de estos factores debería afectar los rendimientos de los activos. Al respecto, el paradigma dominante es la hipótesis de los mercados eficientes (EMH, por sus siglas en inglés) postulada por Fama (1970). La EMH establece que los precios de los activos reflejan toda la información disponible en un momento determinado y que deben responder inmediatamente a las nuevas noticias, por lo que la principal fuente de cambio en los precios es la llegada de nueva información. Los anuncios de coyuntura económica deberían entonces impactar en el valor de los activos, en general, y en el de las acciones, en particular.

---

<sup>1</sup> Véase Taboada y Sámano (2003) y sus referencias.

El estudio del vínculo entre los precios accionarios y sus fundamentales económicos tiene distintas dimensiones. Si hay algún impacto, ¿cómo se incorpora la información macroeconómica en el precio de las acciones? ¿Qué tan rápido y con qué patrones se da el ajuste a las noticias? Además del impacto sobre los precios accionarios, ¿cuál es el efecto en la volatilidad? ¿Los cambios en la volatilidad son transitorios o persistentes? Para esto, ¿qué noticias macroeconómicas impactan al mercado accionario en México? ¿Cuál de ellas tiene el mayor impacto? Por otro lado, ¿cómo cambian los resultados cuando se analizan los distintos sectores? ¿Hay algunas regularidades?

Para contestar a todas estas preguntas se utiliza una base de datos que consta de dos partes. En primer lugar, contiene el exceso de rendimiento diario del Índice de Precios y Cotizaciones (IPC) y de los siete sectores de la BMV respecto de la tasa de Cetes a 28 días. Además, contiene las fechas de difusión de estadísticas de la inflación, del desempleo, de las exportaciones netas y de dos indicadores de la actividad económica, de 2003 a 2008.

Los resultados encontrados en este trabajo muestran evidencia de que la dinámica de los rendimientos accionarios en el mercado mexicano está vinculada con los fundamentales macroeconómicos. Sin embargo, el patrón de reacción es distinto respecto del que se ha encontrado para los mercados financieros estadounidenses (Brenner *et al.* 2006).<sup>2</sup> Se encuentra, además, que hay heterogeneidad en la reacción del índice bursátil representativo del mercado mexicano y de los índices sectoriales ante la publicación de noticias macroeconómicas. Estos resultados ofrecen una visión más amplia sobre los mecanismos en que la nueva información macroeconómica se incorpora en los precios de las acciones listadas en la BMV.

El estudio de la relación entre variables macroeconómicas y financieras no es reciente.<sup>3</sup> El análisis empírico inicia con los trabajos de Officer (1973), Chen Roll y Ross (1986), y Schwert (1989). Por otro lado, la inclusión de factores de riesgo macroeconómico en modelos de valuación de activos comienza con el trabajo de Merton (1973). En los últimos años, el vínculo entre la macroeconomía y las finanzas ha llamado nuevamente la atención de los investigadores enfocados en la modelación teórica (Grinols y Turnovsky, 1993; Campbell y Cochrane, 1999; Rudebusch y Wu, 2003) y, sobre todo, en la evidencia empírica<sup>4</sup> (Andersen, Bollerslev, Diebold y Vega, 2007; Engle y Rangel, 2008; Diebold y Yilmaz, 2008; Engle, Ghysels y Sohn, 2008; Brenner,

---

<sup>2</sup> Esto coincide con la opinión de Hernández y Robins (2000): "Aunque el mercado accionario mexicano está creciendo rápidamente, la capitalización de mercado de la Bolsa Mexicana de Valores (BMV) es mucho más pequeña que la del mercado estadounidense; por lo que la BMV puede estar más sujeta a actividades especulativas, manipulaciones e intervenciones gubernamentales en comparación con el mercado estadounidense. Esto permite asumir que la BMV responde diferente a la actividad económica, y ésta a la BMV, de lo que se observa en otras economías más industrializadas".

<sup>3</sup> Para una primera revisión de la literatura véase Fisher y Merton (1984).

<sup>4</sup> Los estudios difieren por las variables macroeconómicas (comúnmente, inflación y producto) y por los activos financieros (generalmente, acciones) utilizados para analizar la relación, así como en la metodología empleada. Para una revisión de la literatura empírica véase Huang (2007) y sus referencias.

Pasquariello y Subrahmanyam, 2006 y 2008). Este trabajo contribuye a la literatura empírica que analiza dicho vínculo para el caso mexicano. Al respecto, destacan los trabajos de Feliz (1990) y Acosta (2003). Sin embargo, ninguno de ellos se enfoca en la dinámica de corto plazo de los precios accionarios.

Otra aportación de este trabajo es que analiza no sólo el impacto macroeconómico en el mercado agregado, sino que además estudia los efectos causados por la difusión de la información de coyuntura en cada uno de los siete sectores de la BMV. Además, dado que se ha comprobado la presencia de asimetrías en la volatilidad condicional de los rendimientos accionarios en distintos países emergentes (Bekaert y Harvey, 1997), se estiman dos tipos de modelos, uno sin efectos asimétricos y otro que captura estos efectos, con el fin de determinar si el mercado mexicano reacciona distinto ante choques positivos que ante choques negativos.

El trabajo se organiza de la siguiente manera. La sección 1 describe la metodología empírica, particularmente la especificación del modelo de heteroscedasticidad condicional. En la sección 2 se definen las variables a utilizar y las fuentes de los datos; además, se presenta una caracterización estadística de las series. La sección 3 muestra los resultados de las estimaciones y de las pruebas de hipótesis para los primeros y segundos momentos de la distribución condicional de los excesos de rendimiento diarios para los distintos portafolios. Utilizando un modelo asimétrico para los rendimientos diarios, en la sección 4 se examina la robustez de los resultados encontrados originalmente. Por último, se presentan las conclusiones y los futuros tópicos de investigación sobre el tema.

## ***1. Modelo GARCH con efectos de noticias macroeconómicas***

La dinámica de la información y la incertidumbre son los factores más importantes en la valuación de cualquier activo financiero. A continuación se explica de qué forma se capturará la forma en que la información macroeconómica se incorpora en los precios de las acciones. En particular, se considera cómo anticipan y cómo reaccionan tanto los rendimientos como las volatilidades de los diferentes portafolios a cada una de las variables macroeconómicas consideradas.

Las varianzas condicionales de la mayoría de las series financieras muestran un comportamiento dinámico. Los modelos de heteroscedasticidad condicional autorregresiva (ARCH, por sus siglas en inglés) propuestos por Engle (1982) y generalizados (GARCH) por Bollerslev (1986) modelan la volatilidad condicional de las series como un proceso dinámico, capturan el conocido fenómeno de volatilidad por bloques y son consistentes con la EMH (Jones *et al.*, 1998). Sin embargo, para el presente estudio se necesita incorporar los efectos de noticias macroeconómicas. De esta forma, se utiliza

el siguiente modelo GARCH (1,1) para describir la evolución de los excesos de rendimiento diarios del portafolio  $i$ ,  $r^i$ :

$$r_t^i = \mu_i^m + \theta_{1i}^m r_{t-1}^i + \theta_{2i}^m r_{t-2}^i + \gamma_i^m(\mathbf{0}) D_t^m(\mathbf{0}) + \varepsilon_t^i \quad (1)$$

$$\varepsilon_t^i = z_t^i \sqrt{h_t^i} \quad \varepsilon_t^i | I_{t-1} \sim N(\mathbf{0}, h_t^i) \quad (2)$$

$$h_t^i = \omega_i^m + \alpha_i^m (\varepsilon_{t-1}^i)^2 + \beta_i^m h_{t-1}^i + \sum_{k=-1}^{+1} \delta_i^m(k) D_t^m(k) \quad (3)$$

donde  $z_t^i$  es un proceso de ruido blanco (media cero y varianza uno),  $I_{t-1}$  es el conjunto de información disponible hasta el periodo  $t-1$ ,  $D_t^m(k)$  es una variable indicadora que es igual a 1 si ocurre un anuncio macroeconómico  $m$  en  $t+k$  y cero en otro caso (como en Brenner *et al.*, 2006). Finalmente, se imponen las restricciones  $\omega_i^m > 0$ ,  $\alpha_i^m \geq 0$ ,  $\beta_i^m \geq 0$ ,  $\delta_i^m(k) \geq 0$ ,  $\theta_{1i}^m + \theta_{2i}^m < 1$  y  $\alpha_i^m + \beta_i^m < 1$  para asegurar que los procesos de la media y del error sean (covarianza) estacionarios.

La constante  $\mu_i^m$  en el modelo anterior es un estimador insesgado de la media de los rendimientos. En econometría financiera es válido modelar procesos autorregresivos para los rendimientos, incluso para los mercados accionarios (Anderson *et al.*, 2005), debido a efectos de microestructura, falta de sincronicidad en la operación y, sobre todo, a una convergencia gradual al equilibrio (Brenner *et al.*, 2008). Estos efectos son capturados por los coeficientes  $\theta_{1i}^m$  y  $\theta_{2i}^m$ .

La especificación en (1) - (3) es una modificación del modelo de Brenner *et al.* (2006), que permite que el anuncio de la variable macroeconómica  $m$  impacte los primeros y segundos momentos de la distribución condicional de los rendimientos. Así,  $\gamma_i^m(\mathbf{0})$  y  $\delta_i^m(\mathbf{0})$  capturan el impacto promedio de  $m$  en la media y la varianza condicionales, respectivamente, en el instante en que se da el anuncio. El impacto promedio de la noticia de la variable  $m$  en  $h_t^i$  antes de que ésta ocurra se aproxima con el coeficiente  $\delta_i^m(\mathbf{1})$ , por lo que se le puede interpretar como una medida de anticipación. En tanto que a  $\delta_i^m(\mathbf{-1})$  se le considera como una medida de persistencia pues captura el impacto promedio de la noticia en la varianza condicional una vez que el valor de  $m$  ha sido revelado.

Por último, como en cualquier modelo GARCH,  $\alpha_i^m$  es el coeficiente para las innovaciones rezagadas; si no es significativo, la llegada de nueva información a través del choque en el periodo anterior no tiene ningún valor predictivo para la volatilidad actual. Al sumar al coeficiente anterior el valor de  $\beta_i^m$  se obtiene una medida de persistencia, que indica cómo se desvanece el impacto de los choques en la varianza condicional.

## **2. Análisis preliminar de los rendimientos accionarios de la BMV**

Para analizar la reacción de corto plazo del mercado accionario ante la divulgación de noticias macroeconómicas, se utiliza una base de datos que consiste en las fechas de publicación de cinco variables macroeconómicas y en los excesos de rendimiento por periodo de tenencia con composición diaria respecto de la tasa libre de riesgo de ocho portafolios compuestos de acciones.

Para los excesos de rendimiento por periodo de tenencia se utilizan datos diarios al cierre de operaciones del Índice de Precios y Cotizaciones (IPC) de la Bolsa Mexicana de Valores (BMV) y de sus siete sectores (BMV-Comercio, BMV-Construcción, BMV-Comunicaciones y Transportes, BMV-Extractiva, BMV-Servicios, BMV-Transformación y BMV-Varios). Para la tasa libre de riesgo se utilizan las cotizaciones del mercado secundario de la tasa anualizada de Cetes a 28 días. Se espera que estas series se vean impactadas por los cinco anuncios macroeconómicos, cuyas principales características son que no están autocorrelacionados y que su realización es exógena al mercado accionario, en fechas periódicas (mensuales) y previamente anunciadas.

En particular, se considera la fecha de publicación de la inflación (INF), calculada como el cambio porcentual en el Índice Nacional de Precios al Consumidor (INPC); de la tasa de desempleo (DES), reportada con base en la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE); del Indicador Global de la Actividad Económica (IGAE) como aproximación al producto interno bruto; del Índice de Volumen Físico de la Actividad Industrial como indicador de la actividad industrial (IAI), y del saldo de la balanza comercial como indicador de las exportaciones netas (XN).<sup>5</sup> La evidencia empírica ha demostrado que la inflación y el desempleo impactan de forma significativa en los rendimientos accionarios (Jones *et al.*, 1998; Brenner *et al.*, 2006 y 2008), y en menor medida los indicadores de la actividad económica (Basci y Ceylan, 2005). Por otro lado, la mayoría de los estudios sobre el tema se enfocan en países desarrollados. Dado que México es una economía con fuerte dependencia del comercio exterior, se considera que los anuncios de la balanza comercial pueden ser otro factor potencial de impacto macroeconómico en la dinámica bursátil. Cabe mencionar que todas las variables se publican a las 14:30 horas, excepto la inflación que a partir de julio de 2007 se publica a las 9:00 horas. La tabla 1 muestra la fecha de publicación promedio de cada una de las variables.

---

<sup>5</sup> Para los casos DES, IAI y XN se utilizó la fecha en que se publican las cifras oportunas, pues se considera que el impacto potencial es mayor en esas fechas que el generado por la publicación de las cifras revisadas.

TABLA 1. FECHAS DE PUBLICACIÓN MENSUAL PROMEDIO

NOTICIA	DES	INF	IAI	IGAE	XN
PUBLICACIÓN	20	9	13	24	22

Los datos diarios para las cotizaciones al cierre del IPC, de los siete sectores y de las tasas de Cetes se obtuvieron de la página del Banco de México (Banxico). Para las fechas de difusión de la información económica se utilizó la publicación semanal del Grupo Scotiabank, Guía Ejecutiva, disponible en su página de Internet.<sup>6</sup>

El estudio comprende desde el 19 de mayo de 2003 hasta el 30 de septiembre de 2008, lo que da un total de 1402 observaciones.<sup>7</sup> El inicio del periodo está condicionado a la disponibilidad de datos diarios para la tasa de Cetes; mientras que hasta el tercer trimestre de 2008, los datos aún no eran afectados por la crisis financiera actual de manera significativa. Cabe mencionar que durante el periodo de estudio, el IPC registró alzas importantes. Al inicio del periodo registraba 6,469 puntos, mientras que el último día de estudio cerró en 24,888 unidades tras haber alcanzado un máximo histórico de 32,836 puntos un año antes.

La tabla 2 muestra la estadística descriptiva de los excesos de rendimiento diarios por periodo de tenencia del IPC, expresados en porcentaje. Para el periodo de estudio, el exceso de rendimiento diario promedio es positivo y significativo; alrededor de 0.072% por día de operación, con una desviación estándar de 1.2352, lo que equivale a 18.7% al año aproximadamente. Esto concuerda con la idea de que los países emergentes tienden a mostrar una mayor volatilidad en sus mercados accionarios y, por tanto, a ofrecer mayores rendimientos (Bekaert y Harvey, 1997). Como referencia, Brenner *et al.* (2008) encuentran que el exceso de rendimiento diario promedio de un portafolio ponderado por valor hecho con acciones del New York Stock Exchange (NYSE, por sus siglas en inglés) y del American Stock Exchange (AMEX, por sus siglas en inglés) es de 0.056% con desviación estándar de 0.94.<sup>8</sup> Por otro lado, el estadístico Ljung-Box no rechaza, hasta la correlación serial de quinto orden Q(5), la hipótesis nula de no autocorrelación en el exceso de rendimiento. Finalmente, esta serie se caracteriza por un pequeño sesgo negativo y fuerte leptocurtosis.

Durante el periodo de estudio hubo ganancias y pérdidas diarias importantes. La mayor caída de la bolsa durante el periodo de estudio, 6.66%, se dio el 29 de septiembre de 2008 (un día antes del último día considerado en el estudio); la siguiente más fuerte sucedió el 27 de febrero de 2007 con una baja de 6%. En contraste, las mayores alzas se dieron el 15 de junio de

<sup>6</sup> [http://www.scotiabank.com.mx/Finanzas/EstudiosEconomicos/ejecutiva/Pages/Menu\\_Guia\\_ejecutiva.aspx#](http://www.scotiabank.com.mx/Finanzas/EstudiosEconomicos/ejecutiva/Pages/Menu_Guia_ejecutiva.aspx#)

<sup>7</sup> Para los días de vacaciones se utilizó el dato de cierre inmediato anterior.

<sup>8</sup> Su periodo de estudio comprende del 3 de enero de 1986 al 14 de febrero de 2002.

2006 con 6.5% y el 22 de enero de 2008 con 6.15%. En ninguna de estas fechas hubo un anuncio macroeconómico de los que se consideran en este trabajo; al contrario, estos rendimientos extremos coinciden con noticias de carácter internacional.<sup>9</sup>

**TABLA 2. EXCESO DE RENDIMIENTO DEL IPC  
19/05/03–30/09/08<sup>10</sup>**

	$r_t$	$r_t^2$
<b>MUESTRA COMPLETA (N = 1402)</b>		
Media	0.07207**	1.5298***
Mediana	0.1090	
Desv. Est.	1.2352	3.4872
Min	-6.6596	
Max	6.4909	
$\rho(1)$	0.038	0.186***
Q (5)	7.17005	157.0960***
Curtósis	6.2755	
Sesgo	-0.2639	

Los resultados de la segunda columna de la tabla 2 soportan el uso de un modelo de heteroscedasticidad condicional como el descrito en la sección anterior. Si se mide la volatilidad como el cuadrado del exceso de rendimiento, se observa que el coeficiente de autocorrelación de primer orden,  $\rho(1)$ , es positivo y significativo —al igual que el estadístico Q(5)—. Por lo tanto, esta evidencia sugiere que el exceso de rendimiento exhibe volatilidad autocorrelacionada.

La tabla 3 muestra la estadística descriptiva para los excesos de rendimiento de los sectores de la BMV. La figura 1 muestra el primer momento de las series. En la figura A.1 del anexo se encuentran las gráficas de las series.

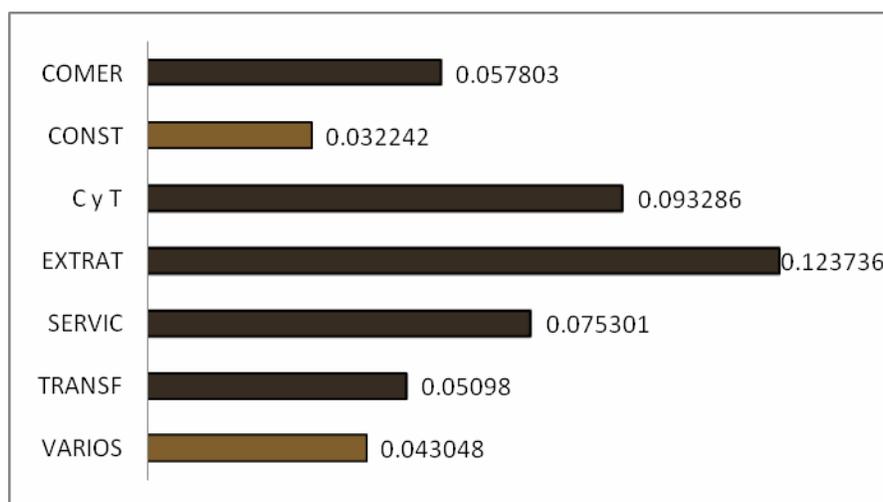
<sup>9</sup> El 29 de septiembre de 2008 la Cámara de Representantes de Estados Unidos rechazó al plan de rescate financiero. El 27 de febrero de 2007 se decretó un límite a las inversiones bursátiles en China y el ex presidente de la Reserva Federal (Fed) de Estados Unidos, Alan Greenspan, anticipó una eventual recesión para el final de ese año. El 15 de junio de 2006 se publicaron resultados favorables en el ámbito laboral estadounidense. El 22 de enero de 2008, la Fed anunció un recorte en las tasas de fondeo de 75 puntos base.

<sup>10</sup> De aquí en adelante, “\*”, “\*\*”, “\*\*\*” indicarán significancia al 10%, 5% y 1%, respectivamente.

**TABLA 3. EXCESOS DE RENDIMIENTO DIARIOS DE LOS SECTORES DE LA BMV  
19/05/03–30/09/08**

	COMER	CONST	C Y T	EXTRAT	SERVIC	TRANSF	VARIOS
<b>MUESTRA COMPLETA (N = 1402)</b>							
Media	0.05780*	0.0322	0.0932**	0.1237**	0.0753**	0.0509**	0.0430
Mediana	0.0544	0.0061	0.1157	0.1035	0.0252	0.0766	0.0523
Desv. Est.	1.2849	1.3916	1.4261	2.1674	1.1071	0.9132	1.1166
Mín.	-6.4159	-6.2391	-7.3310	-12.7797	-5.5364	-5.8204	-6.5587
Máx.	6.0048	7.1174	7.9669	10.9060	5.5896	3.7203	4.4501
$\rho(1)$	0.027	0.078***	0.031	0.121***	0.041	0.058**	0.043
Q (5)	11.338**	14.525**	5.5101	22.584***	11.655**	7.6556	9.0525
Curtosis	5.3419	5.4344	5.5655	6.0461	5.9452	6.6562	6.4538
Sesgo	-0.06144	0.0350	-0.0791	-0.5440	-0.0317	-0.6938	-0.3244

**FIGURA 1. EXCESOS DE RENDIMIENTO PROMEDIOS DE LOS SECTORES  
19/05/03–30/09/08**



La tabla 4 muestra el comportamiento de la serie del exceso de rendimiento del IPC en los días de anuncio de las variables macroeconómicas consideradas. El único resultado significativo indica que el exceso de rendimiento del IPC se ve afectado (negativamente) el día en que se divulga la inflación. Este resultado se discutirá más adelante.

**TABLA 4. EXCESO DE RENDIMIENTO DEL IPC  
EN DÍAS DE ANUNCIOS 19/05/03–30/09/08**

Días anuncio de INF (N = 64)	
Media	-0.279127**
Desv.Est.	1.106158
$\rho(1)$	0.068
Días anuncio de DES (N = 65)	
Media	0.133412
Desv.Est.	1.365507
$\rho(1)$	-0.064
Días anuncio de IGAE (N = 65)	
Media	0.000453
Desv.Est.	1.261411
$\rho(1)$	-0.029
Días anuncio de IAI (N = 64)	
Media	-0.146222
Desv. Est.	1.284131
$\rho(1)$	-0.029
Días anuncio de XN (N = 65)	
Media	0.156951
Desv. Est.	1.1014
$\rho(1)$	-0.119

### ***3. Dinámica de los rendimientos en la proximidad de anuncios económicos***

En esta sección se presentan los resultados obtenidos de estimar el modelo GARCH(1,1) univariado descrito en la sección 1 para el exceso de rendimiento diario del mercado accionario agregado y de sus siete sectores, ajustado por efectos en días de anuncios macroeconómicos.

En primer lugar, se caracteriza el primer momento de los excesos de rendimiento bursátil y sectoriales. Se estima la ecuación (1) por Mínimos Cuadrados Ordinarios (OLS, por sus siglas en inglés) para los ocho casos y se aplican tres pruebas sobre los residuales: la prueba del Multiplicador de Lagrange (LM, por sus siglas en inglés) para correlación serial a 2, 4 y 8 rezagos, la prueba de normalidad de Jarque-Bera y la prueba LM de Engle (1982), con dos rezagos, para diagnosticar la presencia de efectos GARCH(1,1) (véase Aslam, 2005). La tabla A.1 del anexo reporta los resultados.<sup>11</sup>

<sup>11</sup> Controlar por efectos por día de la semana (como en Jones et al., 1998) no afecta significativamente las estimaciones reportadas.

En todos los casos se acepta la hipótesis nula de no autocorrelación en los residuales, lo que verifica que el modelo para la media condicional del exceso de rendimiento está bien especificado. Asimismo, se rechaza la hipótesis nula de normalidad de los errores. Esto es congruente con la evidencia de que la mayoría de las distribuciones empíricas de las series financieras presentan “colas pesadas” (elevada curtosis). Por último, se confirma la evidencia encontrada en la sección anterior sobre autocorrelación condicional en la varianza, ya que se rechaza la hipótesis nula de no heteroscedasticidad en los residuales al cuadrado.

Aunque con la estimación por OLS no se observan efectos de microestructura ( $\theta_{1,IPC}$  no es significativo) en el mercado accionario agregado, los resultados sugieren que en cinco de los siete sectores sí los hay y son altamente significativos; en promedio, el valor absoluto de los coeficientes autorregresivos es de 0.07. Además, cabe mencionar que para los sectores BMV-Comercio y BMV-Servicios los coeficientes autorregresivos de segundo orden son significativos.

Una vez que se han verificado efectos GARCH(1,1) en todas las series, se estima el modelo completo. Dada la no normalidad de los residuales, se utiliza el Estimador de Cuasi-Máxima Verosimilitud (QMLE, por sus siglas en inglés) con desviaciones estándar robustas de Bollerslev y Wooldridge (1992) calculado con el algoritmo de Berndt-Hall-Hall-Hausman (BHHH).

La primera parte de los resultados principales de esta investigación se presenta en la tabla A.2.<sup>12</sup> Primero, se analizan los resultados obtenidos para el IPC. Se confirma la evidencia de la sección anterior sobre un descuento de riesgo (prima de riesgo negativa) en los días en que el Banco de México publica los reportes de la inflación. En esos días, el exceso de rendimiento diario de la BMV disminuye en promedio cerca de 0.3 puntos porcentuales; sin embargo, la volatilidad condicional se mantiene sin cambios respecto de los días en que no se publican datos sobre la inflación. El cambio en la incertidumbre sucede en la proximidad de otros anuncios, aunque en direcciones contrarias. Antes de que se publiquen los resultados de la actividad industrial, la volatilidad condicional disminuye ( $\delta_i^{AI}(1) = -0.3565$ ), mientras que un día posterior a la publicación de las exportaciones netas la incertidumbre aumenta ( $\delta_i^{XN}(-1) = 0.5389$ ) respecto de otros días. En contraste con estudios enfocados a los mercados estadounidenses (Krueger, 1996; Brenner *et al.*, 2006), el mercado accionario mexicano, representado por el IPC, no se ve afectado por noticias sobre el desempleo.

Al analizar la evolución del mercado accionario por sectores se observan los impactos de cada variable macroeconómica con más detalle. Las dinámicas

---

<sup>12</sup> Se calculó el estadístico Q y se aplicó la prueba de Engle (1982) sobre los residuales de cada modelo. En todos los casos se aceptan las hipótesis nulas por lo que no hay correlación serial o heteroscedasticidad condicional en los residuales.

de los excesos de rendimiento sectorial más sensibles a los resultados de la actividad económica son BMV-Comercio, aunque BMV-Extractiva es el sector que reacciona con mayor magnitud a los anuncios económicos y que, como cabría esperar, ofrece mayores rendimientos (véase figura 1). Por su parte, la dinámica del sector BMV-Servicios es la menos sensible.

Si se analiza el sector del comercio, se observa claramente que el anuncio de todas las variables macroeconómicas, excepto del IAI, impacta en su volatilidad condicional. El mayor impacto (en valor absoluto) se observa el día que se da a conocer la inflación ( $\delta_i^{INF}(0) = -0.6384$ ); cabe mencionar que este aumento en la incertidumbre no tiene persistencia. Por su parte, el IGAE impacta positivamente la volatilidad condicional un día antes y, con mayor intensidad, un día después de su publicación ( $\delta_i^{IGAE}(1) = 0.3984$  y  $\delta_i^{IGAE}(-1) = 0.6149$ ), lo cual sugiere que la información inesperada sobre la actividad económica aumenta las fluctuaciones de los precios del sector y que la noticia no induce una resolución de la incertidumbre sino que la aumenta. Similarmente, la aparente calma antes de que se conozcan las exportaciones netas es de corta duración, pues el día de su publicación la incertidumbre se duplica respecto del día anterior ( $\delta_i^{XN}(1) = -0.2489$  y  $\delta_i^{XN}(0) = 0.4831$ ). Por último, la volatilidad condicional del sector reacciona con rezago y de forma positiva al conocimiento de los datos sobre el desempleo ( $\delta_i^{TD}(-1) = 0.5257$ ). Un análisis similar se puede derivar para los sectores restantes.

En la tabla A.2 se observan, además, algunas regularidades interesantes. Una de ellas es que los estimadores  $\gamma_i^{m}$  significativos son negativos (excepto  $\gamma_i^{DES \text{ Y VARIOS}}$ ). Es decir, las noticias que impactan en la media de los excesos de rendimiento diarios generan el mismo fenómeno de descuento de riesgo que se observa en el IPC; en otras palabras, el mercado no compensa por el riesgo macroeconómico como comúnmente se cree.

Otro aspecto interesante es que de los 25 impactos que se registran sobre la volatilidad condicional de los rendimientos en la proximidad de anuncios económicos, sólo cuatro se dan el día del anuncio; dos de los cuales se registran cuando se publica la inflación. Esto parece deberse a que en México, a diferencia de Estados Unidos, los reportes de coyuntura económica se publican cuando el mercado cierra; de hecho, únicamente la inflación se publica poco después de que el mercado inicia operaciones. Por otro lado, se observa que en todos los casos significativos, a excepción de BMV-Comercio ( $\delta_i^{IGAE}(1) = 0.3984$ ), el impacto en la volatilidad condicional un día antes de los informes económicos es negativo y positivo un día después del anuncio, excepto BMV-Comunicaciones y Transportes ( $\delta_i^{INF}(-1) = -0.7071$ ). Por lo tanto, en el mercado accionario mexicano, el análisis sugiere que la publicación de la información económica aumenta la incertidumbre. Finalmente, la volatilidad exhibe un patrón ascendente en la proximidad de

anuncios macroeconómicos. Esto contrasta con la evidencia encontrada para los mercados accionarios estadounidenses, en donde la volatilidad de los rendimientos decae después de que la información económica se hace pública (Brenner *et al.*, 2008).

Por otro lado, se encuentra que los anuncios con mayor impacto en el mercado accionario son la inflación, las exportaciones netas y el IGAE, y el de menor influencia, sorprendentemente, es el desempleo. En tanto, para Estados Unidos este último es el de mayor impacto mientras que el de la inflación es el de menores consecuencias (Brenner *et al.*, 2008). Este hecho parece reflejar la naturaleza de las dos economías (una preocupada por la inflación y la otra, además, por el desempleo). Sin embargo, esto también podría deberse a la aparente desconfianza de los inversionistas respecto a los datos del desempleo<sup>13</sup> o a que estas noticias no ofrecen información relevante sobre la situación del mercado laboral debido, entre otras cosas, al tamaño del sector informal en México.<sup>14</sup>

Finalmente, como se supuso al inicio, se observa claramente que el dato de las exportaciones netas es un factor importante en la dinámica de los excesos de rendimiento. Por último, es importante destacar que aunque el IAI y el IGAE pueden ofrecer una perspectiva similar sobre el estado de la economía, impactan de forma muy distinta en la formación de precios.

De esta forma, el análisis sugiere que los informes de coyuntura económica sí afectan la dinámica de corto plazo de los rendimientos accionarios del mercado mexicano, tanto de la parte representativa como de los distintos sectores. Se captura la forma en que la información macroeconómica se incorpora en los precios de las acciones. Y se encuentra que hay heterogeneidad en la reacción de los distintos índices (portafolios).

#### ***4. Dinámica de rendimientos bajo un modelo GARCH asimétrico***

Bekaert y Harvey (1997) argumentan que la volatilidad en la mayoría de los mercados emergentes presenta efectos asimétricos; es decir, la varianza reacciona de forma distinta ante choques positivos y negativos. Por esta razón se considera la posibilidad de asimetrías en la ecuación de la varianza condicional. Para capturar estos efectos se utiliza el modelo GARCH Exponencial (EGARCH, por sus siglas en inglés) de Nelson (1991) ajustado por efectos de publicación de noticias macroeconómicas. De esta forma, se sustituye la ecuación (3) por el siguiente modelo EGARCH (1,1),

---

<sup>13</sup> Al respecto, Jonathan Heath en una columna en el periódico *Reforma* en agosto de 2003 hace notar que en ese año el Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI) redujo la cobertura de la Encuesta Nacional de Empleo Urbano de 48 a 32 ciudades, lo que en ese momento no permitía comparar las cifras con la serie histórica; además, afirma que los datos del número de familiares de los pensionados que publica el Instituto Mexicano del Seguro Social (IMSS) son cifras estimadas no datos firmes, como se esperaría.

<sup>14</sup> Agradecemos al Dr. Arturo Antón la sugerencia para estas dos interpretaciones.

$$\log(h_t^i) = \omega_i^m + \alpha_i^m \left| \frac{\varepsilon_{t-1}^i}{\sqrt{h_{t-1}^i}} \right| + \tau_i^m \frac{\varepsilon_{t-1}^i}{\sqrt{h_{t-1}^i}} + \beta_i^m \log(h_{t-1}^i) + \sum_{k=-1}^{+1} \delta_i^m(k) D_t^m(k) \quad (4)$$

Nótese que la ecuación (4) modela el logaritmo de la varianza condicional, lo cual relaja la restricción de que los coeficientes sean positivos. Además, este modelo permite respuestas asimétricas a valores positivos y negativos de  $\varepsilon_{t-1}^i$ . Puesto que los choques negativos tienden a mostrar mayores impactos, en la práctica se espera que  $\tau_i^m$  sea negativo. Esto se conoce como efecto apalancamiento: la varianza es mayor cuando los rendimientos del mercado son negativos. De cualquier forma, el modelo es no lineal (y asimétrico) si  $\tau_i^m \neq 0$  (véase Tsay, 2005).

Con el modelo (1)-(2)-(4) se repite el mismo ejercicio que en la sección anterior. Los coeficientes de interés de las estimaciones se muestran en la tabla A.3 del anexo.<sup>15</sup> A partir de esta información se encuentra que, al permitir efectos asimétricos en el modelo, algunos resultados de la sección anterior pierden significancia y otros (pocos) la ganan, aunque la mayoría de los resultados encontrados son robustos. El sector más sensible a la publicación de noticias macroeconómicas sigue siendo BMV-Comercio y el menos sensible es ahora BMV-Comunicaciones y Transportes, seguido de BMV-Servicios. Tanto la inflación como las exportaciones netas se mantienen como las noticias con mayor impacto. De hecho, los impactos que se registran sobre los excesos de rendimiento del IPC bajo el modelo asimétrico se deben a la publicación de estas dos variables.

A excepción del sector BMV-Extractiva, se encuentra evidencia sobre la presencia de asimetrías en el mercado accionario mexicano. De hecho, la varianza es mayor cuando los rendimientos del mercado son negativos ( $\tau_i^m < 0$ ); es decir, hay evidencia a favor de un efecto apalancamiento.

Las regularidades encontradas bajo el modelo GARCH se mantienen al estimar el modelo EGARCH. Primero, los resultados sugieren que el mercado mexicano no compensa por el riesgo macroeconómico. A excepción de BMV-Transformación, hay un descuento de riesgo en el valor esperado de los excesos de rendimiento en los casos en que los anuncios macroeconómicos tienen un impacto estadísticamente significativo en la media ( $\gamma_i^m \neq 0$ ). Segundo, la volatilidad exhibe un patrón ascendente en la proximidad de anuncios macroeconómicos. Hay persistencia (positiva) después de que se divulgan las cifras del IGAE y de las exportaciones netas. Finalmente, al parecer la hora de publicación de las noticias económicas genera un impacto distinto sobre la volatilidad accionaria. Si se publica la información antes de

<sup>15</sup> Véase la nota 8. En las estimaciones donde no hay convergencia con el algoritmo BHHH se utiliza el algoritmo Marquardt.

que el mercado cierre operaciones, esto ocasiona un impacto inmediato (es decir, el mismo día) en los rendimientos. Si la información se difunde cuando el mercado cierra, el impacto se desplaza.

Para verificar la última afirmación, se explota el conocimiento que se tiene sobre el cambio en la hora de publicación de la inflación a partir de julio de 2007. Para esto se divide la muestra en dos, del 19/05/03 al 29/06/07 y del 2/07/07 al 30/09/08. Posteriormente, se reestima el modelo (1)-(2)-(4) para cada periodo y para cada uno de los ocho casos ante la divulgación de la inflación. En la tabla A.4 se reportan los resultados. Se observa un mayor número de impactos en la segunda submuestra (2/07/07 - 30/09/08). Además, en la primera submuestra no se registra ningún impacto el día del anuncio. En contraste, se encuentran tres impactos inmediatos desde que la inflación se comenzó a publicar a las 9:00 horas. Finalmente, parece que cuando se publicaba a las 14:30 horas había una resolución de la incertidumbre; el día de difusión no había impacto y un día después la volatilidad disminuía respecto de otros días. Sin embargo, los resultados de la segunda submuestra soportan la idea de un patrón ascendente en la volatilidad, en especial para el caso del IPC.

## *Conclusiones*

---

Este trabajo contribuye a la literatura empírica que relaciona los fundamentales macroeconómicos y la dinámica de la formación de precios de las acciones para el caso de México. El estudio se realiza para los siete sectores bursátiles, así como para el índice agregado (IPC), y cubre el periodo del 19 de mayo de 2003 al 30 de septiembre de 2008. Se estiman varios modelos GARCH simétricos y asimétricos, modelando en ambos casos el impacto de anuncios de estadísticas macroeconómicas sobre los excesos de rendimiento y su volatilidad condicional. Los resultados encontrados amplían el entendimiento de los determinantes macroeconómicos potenciales del riesgo sistemático del mercado accionario mexicano y proveen a los inversionistas de herramientas para tomar decisiones basadas en información pasada y expectativas futuras sobre la situación de la economía.

Al estudiar el impacto de cinco noticias macroeconómicas en los excesos de rendimiento diario del IPC y de los siete sectores de la BMV se encuentran diversos resultados interesantes. En primer lugar, se confirma la importancia de la información macroeconómica como un factor que afecta la dinámica de corto plazo de los rendimientos accionarios. Se captura la forma en que la información macroeconómica se incorpora en los precios de las acciones. Cabe recordar que la persistencia y los impactos son heterogéneos entre los distintos casos estudiados.

Por otro lado, las noticias que más impactan en la dinámica de precios son las relacionadas con la inflación y las exportaciones netas. Además, hay evidencia a favor de un efecto apalancamiento en los rendimientos accionarios; por lo tanto, la volatilidad es mayor cuando los rendimientos del mercado son negativos.

Por último, se encuentran algunas regularidades: un descuento de riesgo, un patrón ascendente en la volatilidad en la proximidad de anuncios económicos y un efecto desplazamiento.

El presente trabajo podría extenderse en varias direcciones. Una de ellas sería considerar posibles asimetrías ocasionadas por la publicación de noticias económicas, considerando un factor sorpresa definido como la diferencia entre lo que esperaba el consenso del mercado y lo que realmente sucedió. Igualmente, se podría considerar el impacto de noticias de carácter internacional en el mercado local; en especial, noticias sobre la economía estadounidense. Finalmente, se pueden considerar otros mercados de activos, como el mercado de bonos y el mercado cambiario. Ciertamente, los avances que se hagan en estas direcciones, y otras posibles, permitirán entender mejor la dinámica de los mercados financieros en México.

Anexos

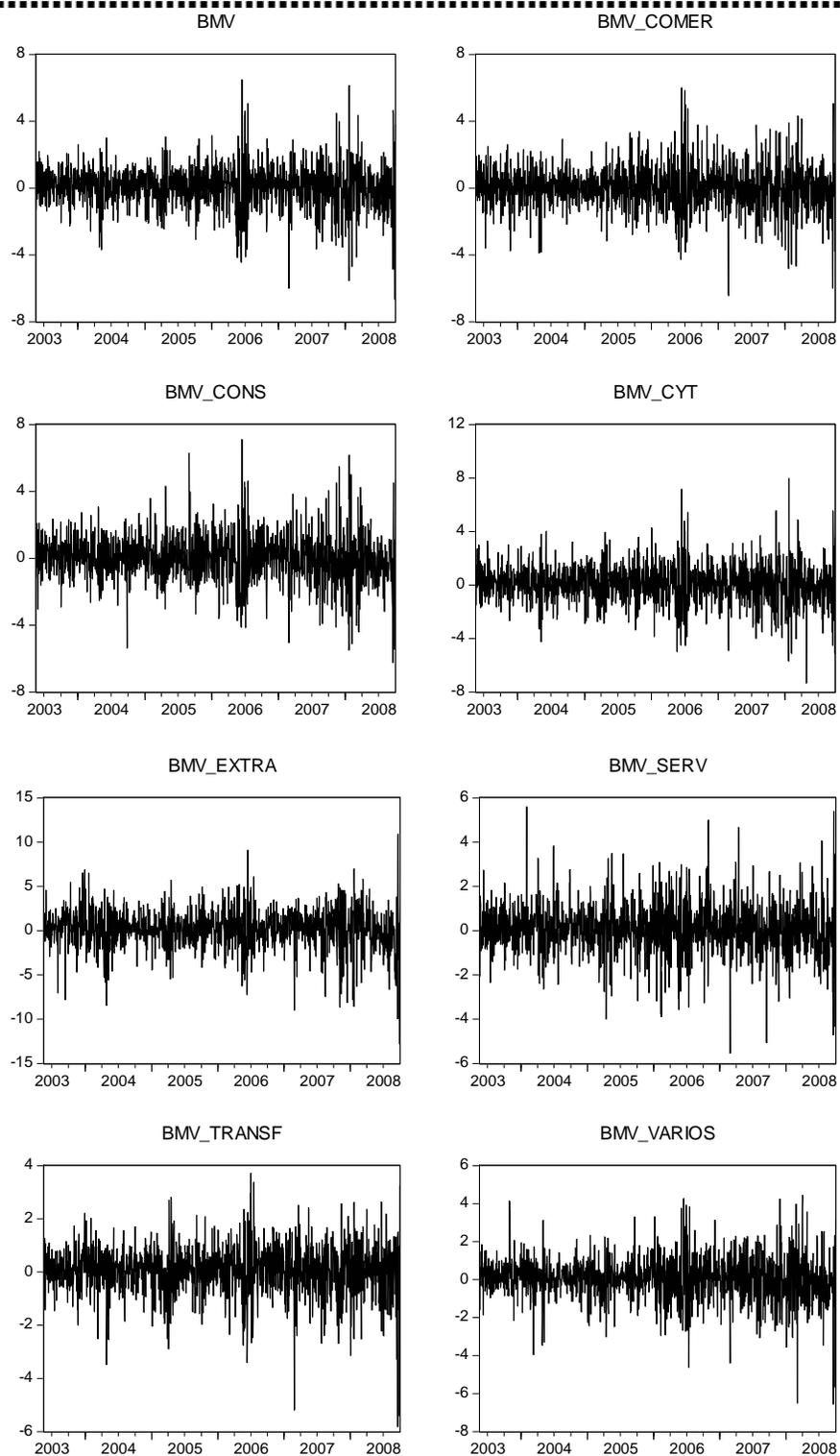


FIGURA A.1. EXCESOS DE RENDIMIENTO DEL BMV Y DE SUS SIETE SECTORES

**TABLA A.1. PRIMER MOMENTO DEL EXCESO DE RENDIMIENTO DE LA BMV Y DE SUS SIETE SECTORES**

Se reporta el estimador QML y las desviación estándar robustas de Bollerslev y Wooldridge (1992) para el exceso de rendimiento del IPC y de los siete sectores,  $r_t^i = \mu_i^{ms} + \theta_{1i}^{ms} r_{t-1}^i + \theta_{2i}^{ms} r_{t-2}^i + \gamma_i^{ms}(0) D_t^{ms}(0) + \varepsilon_t^i$ .

Para las pruebas LM se reporta el valor del estadístico F; si el valor aparece en negrita, la hipótesis nula se rechaza.

	$r_t^{IPC}$	$r_t^{COMER}$	$r_t^{CONS}$	$r_t^{CYT}$	$r_t^{EXTRA}$	$r_t^{SERV}$	$r_t^{TRANSF}$	$r_t^{VARIOS}$
$\mu_i$	0.072235**	0.058085*	0.032549	0.093433**	0.123737*	0.077018***	0.051161**	0.043183
	0.034311	0.032896	0.040249	0.039317	0.065465	0.028547	0.025891	0.031188
$\theta_{1i}$	0.038191	0.0292	0.078397***	0.030681	0.12138***	0.043954*	0.058512**	0.043707
	0.026804	0.026693	0.026761	0.026779	0.02654	0.026668	0.026808	0.026786
$\theta_{2i}$		-0.071631***				-0.076725***		
		0.026778				0.026819		
LM (2)	1.564283	0.889172	1.359883	1.567248	0.693728	0.694392	0.331956	0.662352
LM (4)	1.553167	0.891375	1.509519	1.338055	0.37416	0.631469	0.779393	1.45567
LM (8)	0.947057	1.061704	1.129102	1.217996	0.644158	0.610526	0.503687	1.48587
J-B	<b>653.1344</b>	<b>321.6442</b>	<b>375.1976</b>	<b>405.0172</b>	<b>578.9032</b>	<b>470.2087</b>	<b>862.4923</b>	<b>720.8425</b>
ARCH(2)	<b>43.87612</b>	<b>31.68226</b>	<b>33.08668</b>	<b>19.32019</b>	<b>21.58835</b>	<b>17.89569</b>	<b>29.24896</b>	<b>16.30342</b>

TABLA A.2. MODELO GARCH PARA LOS EXCESOS DE RENDIMIENTO BURSÁTIL Y SECTORIALES

Se reporta el estimador QML y desviaciones estándar robustas de Bollerslev y Wooldridge (1992) para el siguiente modelo GARCH (1,1), ajustado por efectos por la publicación de noticias macroeconómicas, para el exceso de rendimiento del IPC y de los siete sectores,

$$r_t^i = \mu_i^m + \theta_{1i}^m r_{t-1}^i + \theta_{2i}^m r_{t-2}^i + \gamma_i^m(0) D_t^m(0) + \varepsilon_t^i, \quad \varepsilon_t^i | I_{t-1} \sim N(0, h_t^i)$$

$$h_t^i = \omega_i^m + \alpha_i^m (\varepsilon_{t-1}^i)^2 + \beta_i^m h_{t-1}^i + \sum_{k=-1}^{+1} \delta_i^m(k) D_t^m(k)$$

	$r_t^{IPC}$	$r_t^{COMER}$	$r_t^{CONS}$	$r_t^{CYT}$	$r_t^{EXTRA}$	$r_t^{SERV}$	$r_t^{TRANSF}$	$r_t^{VARIOS}$
$V_i^{DES}$	0.004616	-0.016303	0.152159	0.145453	-0.082319	-0.078672	-0.163008*	0.196419*
$\delta_i^{DES}(-1)$	0.139345	0.133557	0.169194	0.178445	0.226726	0.135161	0.098695	0.115661
$\delta_i^{DES}(0)$	0.000363	0.525713**	-0.07783	-0.207482	-0.575093	-0.286798	0.035095	-0.103077
$\delta_i^{DES}(1)$	0.248175	0.256723	0.330738	0.414386	0.67409	0.235868	0.125023	0.133145
	0.352724	0.152186	0.397917	0.666188	-0.685616	0.043942	0.064223	-0.009918
	0.252793	0.202589	0.348636	0.469905	0.950653	0.241414	0.135796	0.152875
	-0.217245	-0.243959	-0.304765	-0.119704	0.846724	-0.125564	-0.103236	-0.253828
	0.17899	0.157439	0.228035	0.299946	0.845439	0.213622	0.108402	0.195758
$V_i^{AI}$	-0.065892	-0.055339	0.03064	-0.127536	-0.092595	0.116821	-0.146842*	-0.213823**
$\delta_i^{AI}(-1)$	0.125143	0.144552	0.168101	0.151652	0.2522	0.146624	0.084416	0.10605
$\delta_i^{AI}(0)$	-0.051107	-0.281218	-0.477452	0.006096	-0.041131	-0.13446	0.097069	-0.039878
$\delta_i^{AI}(1)$	0.16668	0.193747	0.32719	0.268209	0.939032	0.363595	0.087392	0.130202
	0.008589	-0.461227	0.146493	0.084285	0.509762	0.139486	-0.151387	-1.175568
	0.176831	0.454426	0.434856	0.31025	0.963688	0.414348	0.096658	0.968482
	-0.356545**	0.099408	0.016802	-0.5338*	-0.087505	0.229132	-0.111222	1.042105
	0.151537	0.465219	0.335377	0.281519	0.586701	0.339563	0.103136	1.081353
$V_i^{GAE}$	-0.064639	-0.285508**	-0.17438	0.069056	-0.289822	0.034655	-0.197081	-0.06897
$\delta_i^{GAE}(-1)$	0.157488	0.142235	0.127724	0.176017	0.259651	0.132473	0.128574	0.096356
$\delta_i^{GAE}(0)$	0.26915	0.614971**	0.921559***	-0.014422	0.273716	0.340491	0.04861	0.364304**
$\delta_i^{GAE}(1)$	0.338581	0.267523	0.317219	0.414695	0.860495	0.305283	0.198336	0.174741
	0.192192	-0.158061	-0.343416	0.325813	0.919352	-0.086592	0.355709**	-0.3326
	0.243023	0.273385	0.254056	0.373825	0.708401	0.221616	0.157037	0.215381
	-0.030719	0.398485*	-0.034166	-0.136126	-1.11895***	-0.050957	-0.140024**	0.157302
	0.149299	0.213293	0.238127	0.248574	0.400793	0.179347	0.07139	0.228684
$V_i^{INF}$	-0.290474**	-0.191411	-0.474528***	-0.331167*	-0.13364	-0.309778**	-0.169178*	-0.224931
$\delta_i^{INF}(-1)$	0.133514	0.130637	0.123225	0.175841	0.167359	0.125494	0.099763	0.145615
	-0.175781	0.27424	0.428046*	-0.707151**	0.912299*	-0.256674	-0.009737	-0.37644

*Impacto de noticias macroeconómicas en el mercado accionario mexicano*

	$\tau_{\epsilon}^{IPC}$	$\tau_{\epsilon}^{COMER}$	$\tau_{\epsilon}^{CONS}$	$\tau_{\epsilon}^{CIT}$	$\tau_{\epsilon}^{EXTRA}$	$\tau_{\epsilon}^{SERV}$	$\tau_{\epsilon}^{TRANSF}$	$\tau_{\epsilon}^{VARIOS}$
$\delta_i^{INF}(0)$	0.179217	0.234726	0.236766	0.295611	0.484898	0.220655	0.106607	0.295419
	-0.088388	-0.638496*	-0.649029**	0.455654	-0.350269	-0.455606	-0.107994	0.306902
$\delta_i^{INF}(1)$	0.241178	0.329336	0.306625	0.360273	0.250053	0.340955	0.137191	0.305376
	-0.026235	0.324873	0.032063	-0.305513	-1.539439***	0.501225	0.066326	-0.033791
	0.24461	0.338999	0.321125	0.294493	0.368189	0.385142	0.135836	0.152485
$\gamma_i^{KN}$	-0.104337	-0.099549	-0.141081	-0.089151	-0.081577	0.056473	0.131755	-0.007144
	0.118358	0.143943	0.141603	0.138557	0.181641	0.123202	0.087713	0.106326
$\delta_i^{KN}(-1)$	0.5389**	0.502893	0.425603	0.785715**	1.324413**	0.076061	0.338339**	0.24706
	0.261631	0.30677	0.288235	0.344236	0.636143	0.228896	0.141846	0.196878
$\delta_i^{KN}(0)$	0.025051	0.483108*	-0.043553	-0.554941	0.008697	0.137627	-0.082419	0.116813
	0.191098	0.253429	0.297258	0.401076	0.450773	0.18987	0.117641	0.1286
$\delta_i^{KN}(1)$	-0.094664	-0.24897*	-0.223266	0.392141	-1.376797***	-0.440235***	0.021631	-0.341416**
	0.170568	0.150861	0.293954	0.430112	0.344759	0.152752	0.109496	0.167042

**TABLA A.3. MODELO EGARCH PARA LOS EXCESOS DE RENDIMIENTO BURSÁTIL Y SECTORIALES**

Se reporta el estimador QML y desviaciones estándar robustas de Bollerslev y Wooldridge (1992) para el siguiente modelo EGARCH (1,1), ajustado por efectos por la publicación de noticias macroeconómicas, para el exceso de rendimiento del IPC y de los siete sectores,

$$r_t^i = \mu_i^m + \theta_{1i}^m r_{t-1}^i + \theta_{2i}^m r_{t-2}^i + \gamma_i^m(0) D_i^m(0) + \varepsilon_t^i, \quad \varepsilon_t^i | I_{t-1} \sim N(0, h_t^i)$$

$$\log(h_t^i) = \omega_i^m + \alpha_i^m \left| \frac{\varepsilon_{t-1}^i}{\sqrt{h_{t-1}^i}} \right| + \tau_i^m \frac{\varepsilon_{t-1}^i}{\sqrt{h_{t-1}^i}} + \beta_i^m \log(h_{t-1}^i) + \sum_{k=-1}^{+1} \delta_i^m(k) D_i^m(k)$$

	$r_t^{IPC}$	$r_t^{COMER}$	$r_t^{CONS}$	$r_t^{CYY}$	$r_t^{EXTRA}$	$r_t^{SERV}$	$r_t^{TRANSF}$	$r_t^{VARIOE}$
$\gamma_i^{DES}$	-0.046147	0.001361	0.142703	0.100191	-0.183929	-0.145097	-0.19896**	0.182095
$\tau_i^{DES}$	0.137871	0.137543	0.161658	0.182346	0.229977	0.13254	0.095168	0.113112
$\delta_i^{DES}(-1)$	-0.13891***	-0.046256***	-0.108894***	-0.104495***	-0.033933	-0.107039**	-0.117236***	-0.050814*
$\delta_i^{DES}(0)$	0.032949	0.017289	0.031316	0.025731	0.029755	0.04586	0.034612	0.029763
$\delta_i^{DES}(1)$	-0.124242	0.28534	0.005272	-0.164602	-0.343148	-0.422032*	-0.063389	0.044485
$\delta_i^{AI}(-1)$	0.188023	0.211592	0.21567	0.206832	0.228217	0.228846	0.175342	0.194154
$\delta_i^{AI}(0)$	0.387141	0.213915	0.199414	0.338907	-0.012668	0.211275	0.116486	-0.001004
$\delta_i^{AI}(1)$	0.238479	0.226117	0.237275	0.251259	0.267959	0.229129	0.238431	0.219121
$\delta_i^{DES}(1)$	-0.148554	-0.286661	-0.126899	0.002395	0.168699	-0.10878	-0.107556	-0.238388
	0.203416	0.175899	0.193791	0.202961	0.212168	0.208133	0.209781	0.238463
$\gamma_i^{AI}$	0.001487	-0.074649	0.007765	-0.073682	-0.039699	0.089215	-0.108461	-0.234395**
$\tau_i^{AI}$	0.113708	0.143998	0.174552	0.141222	0.243986	0.148474	0.087468	0.108986
$\delta_i^{AI}(-1)$	-0.143267***	-0.047245***	-0.110708***	-0.111004***	-0.02953	-0.103007**	-0.117764	-0.04973*
$\delta_i^{AI}(0)$	0.033018	0.016784	0.031146	0.025969	0.028785	0.044234	0.033	0.027641
$\delta_i^{AI}(1)$	-0.021051	-0.097664	-0.19757	0.057779	0.043096	-0.213967	0.006479	-0.199636
$\delta_i^{AI}(2)$	0.180262	0.192011	0.216077	0.194087	0.256352	0.263069	0.184252	0.213229
$\delta_i^{AI}(3)$	0.067427	-0.248855	0.03043	0.04255	0.064886	0.269189	-0.32672	-0.615427
$\delta_i^{AI}(4)$	0.259272	0.285317	0.276558	0.283207	0.288351	0.318971	0.292884	0.529132
$\delta_i^{AI}(5)$	-0.339623	-0.04992	-0.025057	-0.302626	0.088651	0.068041	0.007524	0.380304
$\delta_i^{AI}(6)$	0.22839	0.255216	0.228844	0.247002	0.239486	0.278214	0.291397	0.497874

**TABLA A.4. IMPACTOS DE LA INFLACIÓN EN LOS EXCESOS DE RENDIMIENTO BURSÁTIL Y SECTORIALES**

Se reporta el estimador QML y desviaciones estándar robustas de Bollerslev y Wooldridge (1992) para el modelo EGARCH (1,1) de la sección VI para el exceso de rendimiento del IPC y de los siete sectores, ajustado por efectos por la publicación de noticias de la inflación en dos submuestras, 19/05/03-29/06/07 y 2/07/07-30/09/08.

	SUBMUESTRA: 19/05/03 - 29/06/07							
	$r_E^{IPC}$	$r_E^{COMER}$	$r_E^{CONS}$	$r_E^{CYT}$	$r_E^{EXTRA}$	$r_E^{SERV}$	$r_E^{TRANSF}$	$r_E^{VARIOS}$
$\gamma_t^{INF}$	-0.154528	-0.08384	-0.517603***	-0.131184	-0.159523	-0.256313*	-0.136721	-0.153588
	0.14218	0.13881	0.129175	0.19604	0.199192	0.137459	0.099313	0.152617
$\delta_t^{INF}(-1)$	-0.336148*	0.201512	0.238752	-0.54985***	0.188356	-0.066593	-0.138849	-0.474788*
	0.175514	0.281438	0.2386	0.18548	0.251234	0.293874	0.193633	0.268701
$\delta_t^{INF}(0)$	0.018963	-0.441652	-0.431797	0.222409	0.032922	-0.521109	-0.271789	0.327494
	0.225125	0.32532	0.271187	0.232274	0.281417	0.377868	0.23682	0.30187
$\delta_t^{INF}(1)$	-0.03264	0.225731	0.021506	-0.060679	-0.476442**	0.457562	0.279092	0.026338
	0.220922	0.238656	0.203733	0.222337	0.223149	0.282227	0.213499	0.188566

	SUBMUESTRA: 02/07/07 - 30/09/08							
	$r_E^{IPC}$	$r_E^{COMER}$	$r_E^{CONS}$	$r_E^{CYT}$	$r_E^{EXTRA}$	$r_E^{SERV}$	$r_E^{TRANSF}$	$r_E^{VARIOS}$
$\gamma_t^{INF}$	-0.689549***	-0.649177**	-0.47872**	-1.13292***	-0.466053	-0.41266	-0.263635	-0.082895
	0.199341	0.297912	0.238329	0.298481	0.452242	0.308753	0.237923	0.362956
$\delta_t^{INF}(-1)$	1.169941***	0.382575	0.823297**	0.402619	0.559867*	-1.146709***	0.129191	-1.004804***
	0.377655	0.467381	0.324811	0.309974	0.32399	0.307167	0.37116	0.250782
$\delta_t^{INF}(0)$	-1.540434***	-0.61939***	-0.78471**	-0.419106	-0.485063	-0.126212	0.117967	-0.086015
	0.426897	0.213614	0.380462	0.341385	0.351125	0.351128	0.366353	0.355744
$\delta_t^{INF}(1)$	0.450085	-0.056129	-0.146175	-0.519687*	-0.331201	0.115331	-0.307803	0.255116
	0.303164	0.304016	0.299374	0.294741	0.286345	0.366501	0.258333	0.315998

## Bibliografía

---

- Acosta, Jaime A. "El mercado de valores y sus fundamentos en la actividad económica". Tesis, Centro de Investigación y Docencia Económicas (2003).
- Andersen, T., T. Bollerslev, F. Diebold y C. Vega. "Real Price Discovery in Stock, Bond, and Foreign Exchange Markets". *Journal of International Economics*, 73 (2007), pp. 251-277.
- Anderson, R., K. S. Eom, S. B. Hahn y J. Park. "Stock Return Autocorrelation is Not Spurious". Working Paper (2005). University of California, Berkeley.
- Aslam, Muhammad. "Adaptative Procedures for Estimation of Linear Regression Models with Known and Unknown Heteroscedastic Errors". Tesis doctoral, Bahauddin Zakariya University (2005).
- Basci, S., y N. B. Ceylan. "Modelling Stock Returns and Volatility with Forward Looking Inflation: A Case for Turkey". Mimeo (2005).
- Bekaert, G. y C. R. Harvey. "Emerging Market Volatility". *Journal of Financial Economics*. 43 (1997), pp. 29-77.
- Bollerslev, T. y J. Wooldridge. "Quasi-Maximum Likelihood Estimation and Inference in Dynamic Models with Time-Varying Covariances". *Econometric Reviews*, 11 (1992), pp. 143-172.
- Bollerslev, Tim. "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity". *Journal of Econometrics*, 31 (1986), pp. 307-327.
- Brenner M., P. Pasquariello y M. Subrahmanyam. "Financial Markets and the Macro Economy". Manuscript (2006).
- Brenner M., P. Pasquariello y M. Subrahmanyam. "On the Volatility and Comovement of U.S. Financial Markets Around Macroeconomic News Announcements". *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, (2009), por publicarse.
- Campbell, J. y J. Cochrane. "By Force of Habit: A Consumption-Based Explanation of Aggregate Stock Market Behavior". *The Journal of Political Economy*, 107 (1999), pp. 205-251.
- Chen, N., R. Roll y S. Ross. "Economic Forces and the Stock Market". *Journal of Business*, 59 (1986), pp. 383-403.
- Diebold, Francis X. y Kamil Yilmaz. "Macroeconomic Volatility and Stock Market Volatility, World Wide". Working Paper No. 14269, NBER (2008).
- Döpke, J., D. Hartmann y C. Pierdzioch. "Forecasting Stock Market Volatility with Macroeconomic Variables in Real Time". Discussion Paper (2008), Deutsche Bundesbank.
- Enders, Walter. *Applied Econometric Time Series*, John Wiley & Sons, Inc. (1995).
- Engle, R. "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of The Variance of United Kingdom Inflation". *Econometrica*, 50 (1982), pp. 987-1008.
- \_\_\_\_\_. "Nobel Lecture: Risk and Volatility". New York University (2003).
- Engle, R. y J. Rangel. "The Spline-GARCH Model for Low Frequency Volatility and its Global Macroeconomic Causes". *The Review of Financial Studies*, 21 (2008), pp. 1187-1222.

- Engle, R., E. Ghysels y B. Sohn. "On The Economic Sources of Stock Market Volatility". Manuscript (2008).
- Fama, Eugene F. "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work". *The Journal of Finance*, Vol. 25 (mayo 1970), No. 2, pp. 383-417.
- Feliz, Raúl A. "¿Responde la Bolsa Mexicana a los fundamentos?". *Estudios Económicos, El Colegio de México*, 2 (1990), pp. 335-355.
- Fisher, S. y R. Merton. "Macroeconomics and Finance: The Role of the Stock Market". Working Paper No. 1291, NBER (1984).
- Grinols, E. y S. Turnovsky. "Risk, the Financial Market, and Macroeconomic Equilibrium". *Journal of Economic Dynamics and Control*, 17 (1993), pp. 1-36.
- Heath, Jonathan. "La confianza en los datos". *Reforma*, 26 de agosto de 2003. Disponible en:  
[http://jonathanheath.net/index2.php?option=com\\_content&do\\_pdf=1&id=690](http://jonathanheath.net/index2.php?option=com_content&do_pdf=1&id=690)
- Hernández, N. y R. Robins. "The Relationships Between Mexican Stock Market Returns and Real, Monetary And Economic Variables". Manuscript (2000).
- Huang, Xin. "Macroeconomic News Announcements, Financial Market Volatility and Jumps". Manuscript (2007).
- Jones, C., O. Lamont y R. Lumsdaine. "Macroeconomic News and Bond Market Volatility". *Journal of Financial Economics*, 47 (1998), pp. 315-337.
- Krueger, A. "Do Markets Respond More to More Reliable Labor Market Data? A Test of Market Rationality". Working Paper No. 5769, NBER (1996).
- Merton, Robert. "An Intertemporal Capital Asset Pricing Model". *Econometrica*, 41 (1973), pp. 867-887.
- Nelson, Daniel. "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach". *Econometrica*, 59 (1991), pp. 347-370.
- Notimex. "Cierra Bolsa Mexicana 0.82% al alza". *El Universal*, 3 de noviembre de 2008. Disponible en: <http://www.el-universal.com.mx/notas/552283.html>
- Officer, R. "The Variability of the Market Factor of the New York Stock Exchange". *Journal of Business*, 46 (1973), pp. 434-453.
- Rudebusch, Glenn D. y Tao Wu. "A Macro-Finance Model of the Term Structure, Monetary Policy, and the Economy". Working Paper (2003).
- Schwert, G.W. "Why Does Stock Market Volatility Change Over Time?". *Journal of Finance*, 44 (1989), pp. 1115-1153.
- Söderlind, P. *Lecture Notes in Financial Econometrics*. University of St. Gallen (2008).
- Sonmez, F. "Does Inflation Have an Impact on Conditional Stock Market Volatility? Evidence from Turkey and Canada". *International Research Journal of Finance and Economics*, 11 (2007), pp. 123-133.
- Taboada, E. y M. Sámano. "Análisis de cointegración entre el sistema financiero y la economía real de México". *Análisis Económico, UAM-Azacapotzalco*, 18 (2003), pp. 141-166.
- Tsay, R. *Analysis of Financial Time Series*. Wiley Series in Probability and Statistics, 2005.



## Novedades

---

### DIVISIÓN DE ADMINISTRACIÓN PÚBLICA

- Laura Sour, *Correspondencia entre las políticas públicas del PND y el gasto ejercido de la CHPF en México*, DTAP-213
- José Ramón Gil, Judith Mariscal y Fernando Ramírez, *Gobierno electrónico en México*, DTAP-214
- Judith Mariscal, José Ramón Gil y Armando Aldama, *Políticas de acceso a tecnologías de la información: El caso de e-México*, DTAP-215
- Laura Sour y Miguel Ángel Gutiérrez, *Extrinsic Incentives and Tax Compliance*, DTAP-216
- Laura Sour y Fredy Girón, *The Flypaper Effect in Mexican Local Governments, 1990-2006*, DTAP-217
- Judith Mariscal y Fernando Ramírez, *Retos para el desarrollo del sector de las telecomunicaciones en México*, DTAP-218
- Alejandra Ríos y Juan E. Pardinas, *Hacia la reforma constitucional: Las entidades de fiscalización superior en México*, DTAP-219
- Laura Sour, *Regional Differences in Infrastructure Investment at the State Level in Mexico, 1998-2005*, DTAP-220
- José Felipe Martínez *et al.*, *Exploring the Links between Immigration and Educational Quality and Opportunity in Mexico*, DTAP-221
- Judith Mariscal, *Oportunidades móviles: Pobreza y acceso telefónico en Latinoamérica y el Caribe. El caso de México*, DTAP-222

### DIVISIÓN DE ECONOMÍA

- Rodolfo Cermeño y Huver Rivera, *La demanda por importaciones y exportaciones: evidencia de cointegración para México, 1991-2005*, DTE-449
- Juan Manuel Torres, Octavio S. Magaña y Francisco Moreno, *Determinantes del cambio de uso/cobertura arbolada en México*, DTE-450
- Juan M. Torres, David B. Bray y Octavio S. Magaña, *The Role of Scale in Mexican Community Forest Management*, DTE-451
- Richard H. Adams, Jr. and Alfredo Cuecuecha, *Remittances, Consumption and Investment in Ghana*, DTE-452
- Alejandro Villagómez y Juan Ignacio Hernández, *Impacto de la reforma al sistema de pensiones en México sobre el ahorro*, DTE-453
- Alejandro Villagómez y Juan Ignacio Hernández, *Monetary Policy Rules in a Small Open Economy: An Application to Mexico*, DTE-454
- Alfredo Cuecuecha, *The Effect of Remittances and Migration on Human Capital: Evidence from Mexico*, DTE-455
- Arturo Antón, *Efectos del ciclo económico en EE. UU. sobre la producción y el empleo en México*, DTE-456
- María José Roa *et al.*, *Preferencias sociales, cooperación y desarrollo financiero: un experimento de campo*, DTE-457
- María José Roa *et al.*, *Desarrollo financiero y capital social: un estudio empírico de la caja popular Mixtlán*, DTE-458

## DIVISIÓN DE ESTUDIOS INTERNACIONALES

- Alejandro Anaya, *Free Trade, "Spillover" and Human Rights Foreign Policies in North America*, DTEI-176
- Alejandro Anaya, *Security and Human Rights in Mexico: Do Pressure from Above and Argumentation Have Anything to Do With It?*, DTEI-177
- Jorge Chabat, *The International Role of Latin America After September 11: Tying the Giant*, DTEI-178
- Jorge Chabat, *The Bush Revolution in Foreign Policy and Mexico: The Limits to Unilateralism*, DTEI-179
- Jorge Chabat, *Franchises for Crime: "Maras" and North American Security*, DTEI-180
- Jorge Schiavon, *Migración México-Estados Unidos: Intereses, simulaciones y realidades*, DTEI-181
- Ferrán Martínez y Robert Duval, *Hostility Towards Immigration in Spain*, DTEI-182
- Guadalupe González et al., *Mexico, The Americas and the World 2008. Foreign Policy: Public and Leader Opinion*, DTEI-183
- Guadalupe González et al., *México, Las Américas y el Mundo 2008. Política exterior: opinión pública y líderes*, DTEI-184
- Guadalupe González et al., *Las Américas y el Mundo 2008. Política exterior y opinión pública en Colombia, Chile, México y Perú*, DTEI-185

## DIVISIÓN DE ESTUDIOS JURÍDICOS

- Ana Laura Magaloni, *Arbitrariedad e ineficiencia de la procuración de justicia: dos caras de la misma moneda*, DTEJ-26
- Ana María Ibarra, *Los artificios de la Dogmática Jurídica*, DTEJ-27
- Ana Elena Fierro y Adriana García, *Responsabilidad patrimonial del Estado. Interpretación de la SCJN del artículo 113 constitucional*, DTEJ-28
- Adriana García y Dirk Zavala, *El análisis económico del derecho como herramienta para el diseño normativo...*, DTEJ-29
- Carlos Elizondo y Luis Manuel Pérez de Acha, *¿Un nuevo derecho o el debilitamiento del Estado? Garantía de audiencia previa en la expropiación*, DTEJ-30
- Ana Elena Fierro y Adriana García, *Guía de las decisiones del PJF en materia de competencia económica: Cómo generar una cultura de la competencia*, DTEJ-31
- Carlos Elizondo y Ana Laura Magaloni, *La depuración de las corporaciones policiacas y el juicio de amparo*, DTEJ-32
- Marcelo Bergman y Hernán Flom, *Policia y comunidad: una comparación...*, DTEJ-33
- Gustavo Fondevila, *"Madrinas": Informantes y parapolicías. La colaboración ilegal con el trabajo policial en México*, DTEJ-34
- Gustavo Fondevila, *Costumbres sociales y moral judicial*, DTEJ-35
- María Mercedes Albornoz, *Choice of Law in International Contracts in Latin American Legal Systems*, DTEJ-36

## DIVISIÓN DE ESTUDIOS POLÍTICOS

- Julio Ríos Figueroa, *Judicial Institutions and Corruption Control*, DTEP-204
- Allyson Benton, *The Effect of Electoral Rules on Indigenous Voting Behavior in Mexico's State of Oaxaca*, DTEP-205
- Andreas Schedler y Cas Mudde, *The Quantitative Skeleton of Comparative Politics*, DTEP-206
- Joy Langston y Francisco Javier Aparicio, *The Past as Future: Prior Political Experience and Career Choices in Mexico, 1997-2006*, DTEP-207
- Francisco Javier Aparicio y Sandra Jessica Ley, *Electoral Institutions and Democratic Consolidation in the Mexican States, 1990-2004*, DTEP-208
- Joy Langston, *Las reformas electorales de 2007*, DTEP-209
- Carlos Elizondo, *La industria del amparo fiscal*, DTEP-210
- María de la Luz Inclán, *Threats and Partial Concessions in the Exhaustion of the Zapatista Wave of Protest, 1994-2003*, DTEP-211
- Andreas Schedler, *Inconsistencias contaminantes. Gobernación electoral y conflicto postelectoral en las elecciones presidenciales de 2006*, DTEP-212
- Andreas Schedler, *Academic Market Failure. Data Availability and Quality in Comparative Politics*, DTEP-213

## DIVISIÓN DE HISTORIA

- Rafael Rojas, *José María Heredia y la tradición republicana*, DTH-48
- Rafael Rojas, *Traductores de la libertad: el americanismo de los primeros republicanos*, DTH-49
- Mónica Judith Sánchez, *History vs. the Eternal Present or Liberal Individualism and the Morality of Compassion and Trust*, DTH-50
- Luis Medina, *Salida: los años de Zedillo*, DTH-51
- Michael Sauter, *The Edict on Religion of 1788 and the Statistics of Public Discussion in Prussia*, DTH-52
- Michael Sauter, *Conscience and the Rhetoric of Freedom: Fichte's Reaction to the Edict on Religion*, DTH-53
- Jean Meyer, *El celibato sacerdotal en la Iglesia Católica*, DTH-54
- Jean Meyer, *El celibato sacerdotal católico en los siglos XIX y XX*, DTH-55
- Mauricio Tenorio, *Around 1919 and in Mexico City*, DTH-56
- Michael Sauter, *Between Outer Space and Human Space: Knowing Space as the Origin of Anthropology*, DTH-57

## Ventas

El CIDE es una institución de educación superior especializada particularmente en las disciplinas de Economía, Administración Pública, Estudios Internacionales, Estudios Políticos, Historia y Estudios Jurídicos. El Centro publica, como producto del ejercicio intelectual de sus investigadores, libros, documentos de trabajo, y cuatro revistas especializadas: *Gestión y Política Pública*, *Política y Gobierno*, *Economía Mexicana Nueva Época* e *Istor*.

Para adquirir cualquiera de estas publicaciones, le ofrecemos las siguientes opciones:

VENTAS DIRECTAS:	VENTAS EN LÍNEA:
Tel. Directo: 5081-4003 Tel: 5727-9800 Ext. 6094 y 6091 Fax: 5727 9800 Ext. 6314  Av. Constituyentes 1046, 1er piso, Col. Lomas Altas, Del. Álvaro Obregón, 11950, México, D.F.	Librería virtual: <a href="http://www.e-cide.com">www.e-cide.com</a>  Dudas y comentarios: <a href="mailto:publicaciones@cide.edu">publicaciones@cide.edu</a>

### ¡¡Colecciones completas!!

Adquiere los CDs de las colecciones completas de los documentos de trabajo de todas las divisiones académicas del CIDE: Economía, Administración Pública, Estudios Internacionales, Estudios Políticos, Historia y Estudios Jurídicos.



### ¡Nuevo! ¡¡Arma tu CD!!



Visita nuestra Librería Virtual [www.e-cide.com](http://www.e-cide.com) y selecciona entre 10 y 20 documentos de trabajo. A partir de tu lista te enviaremos un CD con los documentos que elegiste.