



UNIVERSIDAD NACIONAL AUTÓNOMA DE MÉXICO
PROGRAMA DE MAESTRÍA Y DOCTORADO EN INGENIERÍA
SISTEMAS – OPTIMACIÓN FINANCIERA

**ANOMALÍAS EN EL MERCADO ACCIONARIO MEXICANO: LA PRESENCIA DEL
LLAMADO EFECTO ENERO**

TESIS
QUE PARA OPTAR POR EL GRADO DE:
MAESTRO EN INGENIERÍA

PRESENTA:
GRACIELA ROJO CHÁVEZ

TUTOR PRINCIPAL
M. EN I. JORGE LUIS SILVA HARO,
POSGRADO DE INGENIERÍA

MÉXICO, D. F., MAYO DE 2013.



Universidad Nacional
Autónoma de México

Dirección General de Bibliotecas de la UNAM

Biblioteca Central



UNAM – Dirección General de Bibliotecas
Tesis Digitales
Restricciones de uso

DERECHOS RESERVADOS ©
PROHIBIDA SU REPRODUCCIÓN TOTAL O PARCIAL

Todo el material contenido en esta tesis esta protegido por la Ley Federal del Derecho de Autor (LFDA) de los Estados Unidos Mexicanos (México).

El uso de imágenes, fragmentos de videos, y demás material que sea objeto de protección de los derechos de autor, será exclusivamente para fines educativos e informativos y deberá citar la fuente donde la obtuvo mencionando el autor o autores. Cualquier uso distinto como el lucro, reproducción, edición o modificación, será perseguido y sancionado por el respectivo titular de los Derechos de Autor.

JURADO ASIGNADO:

Presidente: (Dr. Javier Suárez Rocha)

Secretario: (Dr. Jesús Hugo Meza Puesto)

Vocal: (M. en I. Jorge Luis Silva Haro)

1^{er.} Suplente: (Dr. Benito Sánchez Lara)

2^{do.} Suplente: (M. en A. Jorge Eliécer Sánchez Cerón)

Lugar o lugares donde se realizó la tesis: Ciudad Universitaria, Mayo de 2013.

TUTOR DE TESIS:

M. en I. Jorge Luis Silva Haro

FIRMA

Con todo mi amor y admiración para mi esposo...

Agradecimientos

A ti mamá que siempre has estado a mí lado fortaleciendo cada uno de mis pasos. Gracias por confiar en mí y por amarme tanto.

Hermanos, gracias por ser parte de mi historia.

Boyito, sin tu apoyo no hubiera sido posible concluir este ciclo. Gracias amor por estar siempre a mí lado ayudándome a superar los obstáculos y retos de la vida.

Agradezco también al sínodo compuesto para esta tesis. Gracias a todos por sus sugerencias y aportaciones.

Gracias a mi tutor por su paciencia y amistad.

Y sobre todo, a mi Universidad, la Universidad Nacional Autónoma de México.

Índice General

INTRODUCCIÓN

Capítulo I. Marco teórico. Teoría de la Eficiencia del Mercado y el Efecto Enero.... 6

I.1. Literatura financiera y el proceso de globalización en los mercados financieros: anomalías estacionales en los mercados de valores emergentes	7
I.2. Hipótesis de los Mercados Eficientes	10
I.3. Aspectos relevantes sobre la literatura respecto al efecto enero	16

Capítulo II. Metodología Econométrica: Instrumentos Estadísticos 23

II.1 Modelos de Rentabilidad	26
II.2 Modelos de Volatilidad.....	28
II.3 Modelos de la Familia ARCH	29
II.4 Modelos GARCH	28
II.5 Modelos IGARCH	42
II.6 Modelos ARCH-M	44
II.7 Modelos EGARCH	47
II.8 Modelos TARCH	49

Capítulo III. Análisis Empírico y Resultados..... 53

III.1 Análisis del comportamiento del IPC en la última década.....	54
III.2 Análisis del comportamiento de la rentabilidad diaria	58
III.3 Conclusiones sobre la presencia de anomalías en el mercado de Valores mexicano	68
III.3.1 Aplicando modelos ARCH y GARCH.....	69
III.3.2 Aplicando el Modelo IGARCH	72

III.3.3 Aplicando Modelos ARCH Asimétricos.....	73
III.3.4 Aplicando modelos EGARCH o GARCH Exponencial.....	75
Capítulo IV. Conclusiones finales y recomendaciones	77
Bibliografía	85

INTRODUCCIÓN

La presencia de estacionalidad en los mercados financieros, que plasma anomalías como el “efecto enero” o el “efecto Lunes”, entre otros, ha permitido numerosas investigaciones sobre diferentes mercados y diferentes países, convirtiéndolo en un tema clásico de la literatura financiera. En realidad el análisis de estos mercados se ha centrado en los mercados de acciones más que en los mercados de bonos, pero esto no implica que no se hayan dado los casos. Aunque para el caso de México la literatura es escasa¹.

El efecto enero consiste en una tendencia a rendimientos más elevados en el mes de enero, especialmente en las acciones de las empresas pequeñas, dando lugar a un movimiento alcista generalizado. Es decir, por tal efecto presumiblemente se producen mayores rentabilidades anormales positivas en ese mes que en el resto del año. Este hecho ha sido ampliamente documentado en los mercados de capitales en diferentes países y se atribuye a diversas razones, entre las que destacan: un premio por tamaño a las empresas más pequeñas, la venta de acciones en diciembre para realizar pérdidas fiscales; o el maquillaje de los inversionistas institucionales que venden al final del año determinadas acciones con objeto de aparentar menor riesgo como lo sugieren Hai y Qingzhong². Otra de las explicaciones sobre la presencia del efecto enero gira alrededor de que a partir de enero las empresas comienzan a difundir noticias de beneficios del ejercicio económico que terminó. Los resultados sugieren la existencia de una relación entre el anuncio anual del resultado del ejercicio anterior y el efecto enero, por lo que la existencia de ciclos en las rentabilidades, en dicho mes, podrían ser atribuidas a los anuncios de variables fundamentales de la empresa, como son las ganancias del ejercicio anterior, rentabilidad y cambios en la situación financiera.

¹ Cabello Alejandra y Edgar Ortiz (2003). “Day of the week and month of the year anomalies in the Mexican stock market”. *Revista Mexicana de Economía y Finanzas* 2(3), 217-241.

² Hai, L. y M. Qingzhong (2003). “Do Earnings Explain the January Effect”. Working Paper. University of Southern California. Social Science Research Network.

Independientemente de cuál sea la causa de dicho efecto, dicha regularidad empírica ha producido interés en el ámbito académico puesto que su existencia, al igual que la de los otros patrones como el efecto fin de semana o día de la semana, a los patrones observados durante el día de operaciones o en el día Lunes³, no serían congruentes con *la hipótesis de los mercados eficientes*, que establece que un mercado eficiente eliminaría tales patrones al ser detectados por los inversionistas. Razón por la que a dichos efectos se les ha categorizado como anomalías de mercado.

En efecto, si algunos inversionistas poseen información en el mercado para llevar a cabo operaciones con mayor ventaja que otros, los inversionistas aprovecharían dichas ventajas para capitalizarla. Recordemos que los inversionistas pocas veces pueden predecir las alzas y bajas del mercado o de sus inversiones, debido a que uno de los factores que afecta el precio de mercado de las acciones está relacionado con la toma de decisiones basadas en rumores o basado en las decisiones de los demás inversionistas⁴.

Es de obvias razones por lo que este tema también es de interés a los inversionistas nacionales y extranjeros, puesto que les permitiría diseñar estrategias de inversión⁵ para aprovechar los beneficios derivados de la presencia de dichos efectos. Se destaca que los llamados mercados emergentes se han convertido en objetivo de los inversionistas internacionales de portafolio, motivados por los efectos de la

³ El "efecto Lunes" atiende a rendimientos negativos y anormales para la actividad el día lunes, que en algunas ocasiones han sido explicadas por la publicación de noticias malas en el mercado, en algunas ocasiones esperando hasta lunes para publicar la nota, cuando el mercado se encuentra abierto, lo cual también habla de mercados ineficientes.

⁴ Los inversionistas afectan el precio de las acciones con sus decisiones de compra venta. Por ejemplo, cuando un gran número de inversionistas creen que el país se está enfilando hacia una recesión, toman decisiones que afectan el desempeño del mercado. Usualmente, si una compañía gana mucho dinero, el valor de las acciones crecerá, ya que los inversionistas estarán dispuestos a pagar más por una empresa que está haciendo las cosas bien.

⁵ Algunos de los factores que afecta a los precios de las acciones de manera regular se pueden resumir en las siguientes: Las decisiones de los inversionistas, las condiciones del negocio, las decisiones gubernamentales, los indicadores económicos y los eventos internacionales.

globalización y la liberalización de los mercados, en donde estos países han visto una alternativa de complemento al ahorro interno.

Derivado de lo descrito anteriormente, este trabajo de investigación tiene el siguiente objetivo general: **Encontrar evidencia empírica de la presencia de anomalías, en particular de la presencia del llamado efecto enero, en el mercado accionario mexicano.**

Objetivos particulares:

- a) Aceptar o rechazar para el mercado accionario mexicano la Hipótesis de Mercados Eficientes (HME);
- b) Identificar algún comportamiento específico para el caso mexicano, a partir de la modelación econométrica de técnicas estadísticas que se aplican al comportamiento de los mercados financieros, y
- c) A partir de los resultados, proveer de información del comportamiento del mercado de acciones en México a los inversionistas tanto nacionales como extranjeros.

La hipótesis que se pretende probar será: *Si los mercados son eficientes, no tendrían que presentarse anomalías, en este caso en el mercado accionario mexicano, dado que los precios tendrían que responder inmediatamente a los cambios en el entorno.*

El documento se estructura de la siguiente manera: en la primera sección se presentará un esbozo de la literatura financiera y las anomalías estacionales en los mercados de valores emergentes y de la hipótesis de los mercados eficientes, además se presenta un recuento de la literatura que se ha escrito sobre el tema; en la sección dos se presenta la descripción de los modelos econométricos que se utilizarán en la sección tres, en la que se presentan las estimaciones y/o resultados acordes a los objetivos del trabajo. Finalmente se presentan conclusiones finales y recomendaciones.

Capítulo I. Marco teórico. Teoría de la Eficiencia del Mercado y el Efecto Enero

INTRODUCCIÓN

Uno de los conceptos clave en las finanzas corporativas es la teoría de los *mercados eficientes*, que surgió como respuesta a la cuestión de cómo pueden crear valor los analistas, los gestores de fondos y los tesoreros.

Se denomina *mercado eficiente* a aquel en el que sus precios reflejan toda la información relevante disponible y el ajuste a la nueva información es instantáneo. La *Teoría del Mercado Eficiente* afirma que los precios que rigen en los mercados descuentan automáticamente toda nueva información que llega al mercado y que pueda repercutir en los mismos. Por lo tanto, un mercado eficiente ha de ser ineludiblemente un mercado competitivo, puesto que la competencia entre los diferentes inversores propiciará que toda la información que pueda afectar al valor intrínseco de un valor se refleje de forma inmediata en su precio. Y es precisamente en los últimos años cuando podemos observar que los principios de dicha teoría se cumplen, debido principalmente a la creciente internacionalización o mundialización del capital financiero, industrial y comercial, así como a las nuevas relaciones políticas internacionales y a una mayor regulación en los sistemas financieros en todo el mundo.

Es evidente que cuanto mayor fuerza tenga la HME, más se reducirán las oportunidades de especulación con éxito, es decir, la competencia entre los inversores bien informados hace que el precio de los títulos refleje su valor intrínseco⁶.

⁶ El valor intrínseco de una acción es aquel obtenido al dividir el activo neto (patrimonio líquido) de la sociedad por el número de sus acciones pagadas o en circulación.

La eficiencia de los mercados de capitales ha sido uno de los temas más discutidos por muchos años. Por un lado, encontramos a un grupo que testimonia que el movimiento de información a través del mercado es instantáneo y los precios de los activos tienen que ser justos en cualquier momento. Inversores de este tipo tratan de no incurrir en gastos innecesarios y por lo tanto aplican estrategias pasivas de inversión. En cambio, hay quienes no creen en la eficiencia del mercado, sosteniendo que con un buen manejo de fondos de activos es posible captar en períodos consecutivos un rendimiento mayor que el del mercado. Asimismo, los seguidores de este último grupo señalan la existencia de diversas *anomalías* en el mercado que demuestran que los mismos no son totalmente eficientes. Es esta discusión sin fin sobre la eficiencia del mercado y la existencia de estas *anomalías* la motivación de este trabajo de investigación. Especialmente en éste primer capítulo se presenta un esbozo a cerca de la teoría de los mercados eficientes y un recuento de la literatura sobre el efecto enero.

I.1. Literatura financiera y el proceso de globalización en las economías emergentes: anomalías estacionales en los mercados de valores emergentes.

Durante el final de los años 80 y el comienzo de los 90 la mayoría de los países latinoamericanos se enrutaron en los procesos de modernización y globalización de sus economías. De acuerdo con Edwards⁷, estos programas tuvieron tres componentes comunes:

1. Programas de estabilización orientados a reducir la inflación y generar una cuenta corriente sostenible.
2. Apertura a la competencia internacional mediante reducción de las barreras al comercio y liberalización de la cuenta de capitales.

⁷ Edwards, Sebastian. 2000. *Capital Flow and emerging economics*. Theory, Evidence and Controversies. Chicago: The University of Chicago Press.

3. Privatización y desregulación buscando reducir la participación del Estado en la actividad económica.

Particularmente, el proceso de globalización financiera puede dividirse en tres etapas (aunque no necesariamente excluyentes) que corresponden a niveles cada vez mayores de profundización, ampliación e innovación de los servicios financieros a nivel internacional con una correspondiente mayor interacción financiera internacional:

1. Globalización de los servicios bancarios;
2. Crecimiento e internacionalización de los intermediarios no bancarios y paraísos financieros fiscales primordialmente durante la década de los sesenta y setenta;
3. Bursatilización de los servicios financieros.

Dando lugar a la prestación de diversos servicios financieros integrales hechos a la medida de los clientes. Por otro lado, han propiciado el apareamiento de nuevos actores en las finanzas internacionales. A nivel de inversionistas debe resaltarse a los inversionistas institucionales en valores. Aunque los inversionistas institucionales siempre han tenido una importante participación en los mercados de dinero y capital, su importancia se ha incrementado en las dos últimas décadas, porque un alto número de recursos es actualmente canalizado para la inversión a través de los mismos debido al crecimiento y formalización de los sistemas de ahorro común y de jubilación.

Al respecto, cabe aclarar que la globalización financiera comprende dos aspectos importantes: *la internacionalización y la integración de los mercados*. Esencialmente, la internacionalización significa un mayor enlace con los mercados financieros de otros países. En la situación actual por internacionalización financiera debe entenderse una mayor participación en los principales mercados financieros internacionales. Sin embargo, en algunos casos la internacionalización se limita, básicamente a beneficio de algunos países (unidireccional), aunque actúe e inflencie la actividad económica bidireccional. Este es primordialmente el caso de los mercados de capitales

emergentes. Éstos se han internacionalizado principalmente incrementando sus exportaciones y captando importantes recursos externos para sus empresas y gobiernos en los mercados financieros nacionales e internacionales. No obstante dichos mercados presentan grandes ineficiencias y segmentaciones respecto a los mercados mundiales.

Como consecuencia, los mercados e instituciones financieras son más interdependientes de tal manera que el riesgo sistémico es común y los precios en cuanto a tasas de interés y los rendimientos de valores de niveles similares de riesgo tienden a igualarse y ser fijados con eficiencia. Esto es, desaparecen las segmentaciones, los mercados se comportan como uno solo, la información financiera es ampliamente disponible y los precios se ajustan con celeridad a cualquier información nueva. La integración, sin embargo, es un proceso lento y rezagado frente a la internacionalización debido a las profundas asimetrías y segmentaciones que existen entre los países. De hecho, la internacionalización es el paso obligado para aprovechar las desigualdades entre diferentes economías y alcanzar posiciones competitivas debido a reducciones en costos de mano de obra, costos de capital, costos de los insumos, y particularmente en finanzas la diversificación de portafolios, en especial para beneficiarse de los rendimientos más altos que prevalecen en los mercados emergentes.

Sin duda, la apertura a la competencia internacional y la liberalización financiera han generado un cuerpo grande en la literatura del comportamiento de las finanzas que se ha ocupado de esta cuestión para el caso de los países desarrollados. Sin embargo, aunque existe un creciente interés por las inversiones internacionales, incluyendo la construcción de portafolios de activos en los mercados emergentes, poco se ha dicho del comportamiento en dichos mercados. Las características de estos mercados necesitan todavía ser examinadas para mejorar las estrategias mundiales de la selección de títulos. Por otra parte, cabe señalar que las inversiones internacionales de

portafolio, han generado un cambio vigorizante de la financiación extranjera de la deuda tradicional que caracteriza a las economías durante la mayor parte del siglo XX.

De hecho, en menos de dos décadas, como resultado de la liberalización financiera y la desregulación financiera de portafolios los flujos hacia los mercados de capitales emergentes han aumentado considerablemente y se han convertido en una importante alternativa para la financiación empresarial y el crecimiento económico.

La liberalización y el aumento de inversiones extranjeras en los mercados locales emergentes han llevado entre otros beneficios a un mayor comercio y liquidez, y a una mayor financiación a través de acciones corporativas y emisión de bonos, tanto en los mercados locales como en los internacionales. Para ofrecer una mayor credibilidad y atraer a inversores de todo el mundo, los mercados emergentes y las empresas también entregan información con más frecuencia y de manera competente. *Así, los mercados se han vuelto más eficientes.* En el caso de México, los estudios confirman que su mercado de valores era ineficiente, tanto en todas las formas de eficiencia: fuerte, débiles y semi fuerte y más recientemente, la evidencia empírica muestra que los mercados son predecibles en un grado moderado, pero la previsibilidad disminuye con el tiempo. Del mismo modo, de un mercado orientado hacia el interior, las inversiones extranjeras de portafolio han incrementado significativamente en los últimos años, lo que habla de una mayor interrelación entre unos países y otros. De esta manera, las inversiones que los pequeños inversionistas pueden realizar en diferentes mercados del mundo son cada vez más amplias. Así pues, los mercados internacionales están al alcance de más personas, lo que se traduce en flujos de capital que en gran medida los países necesitan para funcionar.

I.2. Hipótesis de los Mercados Eficientes

La teoría financiera moderna surge con la tesis doctoral de Louis Bachelier en 1900, llamada “Teoría de la Especulación” sobre el modelo del comportamiento aleatorio de

los precios de las acciones de la bolsa de París. En ella se utilizó el concepto de movimiento Browniano para describir el comportamiento de los precios en los mercados y se obtuvo la primera formulación teórica de las caminatas aleatorias. Los supuestos básicos de dicha tesis incluían que los cambios en los precios eran independientes y que éstos podían ser bien representados por una distribución Gaussiana. Sin embargo, la tesis de Bachelier tuvo que esperar varios años para ser reconocida como pilar de la teoría financiera moderna.

Fue Paul Samuelson, en 1956, quien a través de su trabajo sobre la valuación de warrants⁸ da a conocer la investigación de Bachelier. Alrededor de 1960, Samuelson, en una visita a la Sorbonne, lee la tesis de Bachelier y este acontecimiento influye de manera fundamental en su trabajo posterior sobre los precios de opciones.

En 1956, Paul Samuelson publica su artículo “Rational Theory of Warrants Prices”, en donde se introduce el concepto de movimiento geométrico Browniano. Cuando Samuelson resuelve el problema de Bachelier, eliminando la probabilidad de que un activo tenga precios negativos, se crean nuevos inconvenientes con la aparición de parámetros desconocidos.

Finalmente Fama en 1965 formaliza todas las discusiones sobre la caminata aleatoria y otorga su versión de la hipótesis de mercados eficientes, que hasta hoy sigue estudiándose con fuerza en prácticamente todas las universidades del mundo.

Un mercado eficiente es aquel en donde el precio refleja toda la información relevante hoy, por tanto ninguna predicción acerca del comportamiento futuro se puede realizar dado que la información nueva que pueda producirse ya se encuentra incorporada en el precio del activo financiero. En síntesis la HME, establece que las alzas y caídas en los

⁸ Un warrant es un contrato de opción que emite una empresa y que otorga el derecho de comprar sus acciones a un precio preestablecido y dentro de un plazo determinado. Cuando el warrant se acompaña de la emisión de un bono, el contrato otorga el derecho de convertir el bono en acciones. Los warrants tienen vencimientos que oscilan, usualmente, entre 2 y 12 años.

precios accionarios son completamente aleatorias y dependen únicamente de la información nueva; dado que la información se incorpora imprevisiblemente al mercado, y asumiendo que no hay fugas de información, se puede concluir que bajo la HME el comportamiento de los activos financieros es completamente impredecible.

Según lo que se entienda por información disponible, la eficiencia puede ser definida de tres maneras distintas: débil, semi fuerte y fuerte:

Eficiencia débil: los precios de los activos financieros reflejan toda la información derivada de sus precios pasados y, por lo tanto, no es posible predecir los precios futuros a partir de esta información.

Virtualmente, la eficiencia de forma débil es el tipo más débil de eficiencia que se podría esperar que mostrara un mercado financiero porque la información histórica de precios es el tipo de información más fácil de adquirir acerca de una acción. Si fuera posible obtener utilidades extraordinarias encontrando simplemente algunos patrones en los movimientos de los precios de las acciones, todo el mundo lo haría y las utilidades desaparecerían en la rebatida, tal como se muestra en la Figura 1⁹.

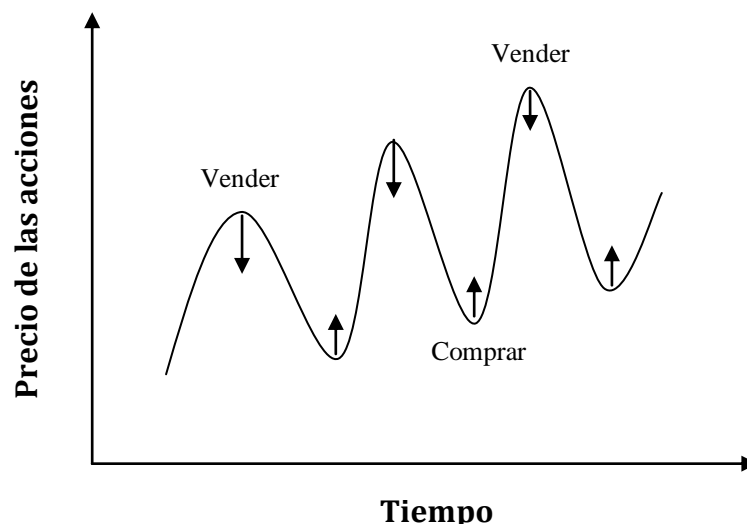


Figura 1. Comportamiento del inversionista que tiende a eliminar los patrones cíclicos.

⁹ Si el precio de una acción sigue un patrón cíclico, éste será rápidamente eliminado en un mercado eficiente. Emergerá un patrón aleatorio a medida que los inversionistas compren en las depresiones y vendan en los picos de un ciclo.

Eficiencia semi fuerte: los precios de los activos financieros reflejan toda la información públicamente disponible (precios pasados, balances, proyecciones de ganancias, calidad de la administración, etc.) y, por lo tanto, no es posible predecir los precios futuros en base a información pública. Esta definición abarca a la de eficiencia débil.

Eficiencia fuerte: los precios de los activos reflejan toda la información relevante para la empresa, inclusive la información a la cual sólo los insiders¹⁰ tienen acceso y, por lo tanto, no es posible predecir los precios futuros. Esta es la definición más restrictiva y abarca a las dos anteriores. Ver Figura 2. Eficiencia de los mercados.

Desde los trabajos de Bachelier en 1900, Kendall en 1953 y Fama en 1965 muchos otros se han realizado para agregar evidencia a favor de la HME. No obstante, otros han encontrado fallas o anomalías a dicha postura. Es así como se puede encontrar evidencia de no normalidad, no linealidad, dependencias de largo plazo y la existencia de un comportamiento caótico en series de activos financieros¹¹.

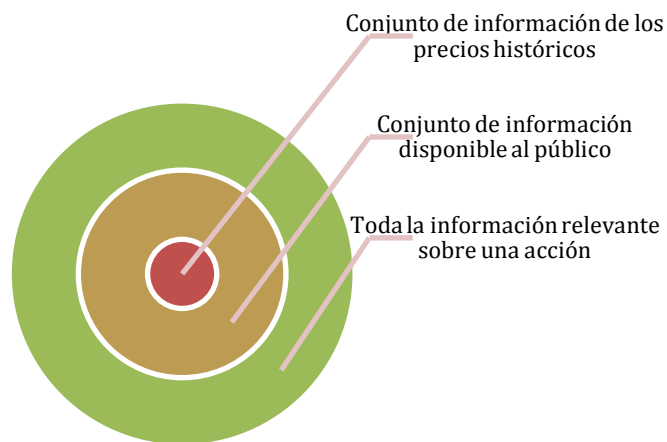


Figura 2. Tipos de eficiencia en los mercados

¹⁰ Un insider se considera que es un oficial corporativo, miembro de un consejo de directivos, o un accionista sustancial.

¹¹ Mandelbront B. (1963). "The variation of certain speculative prices". Journal of Business, 36, 394-419. Lo A. y MacKinley A. C. (1988). "Stock market prices do not follow random walk: Evidence from a simple specification test". Review of Financial Studies, I, 41-66.

Espinosa, Parisi y Parisi. (2006). "Evidencia de comportamiento caótico en índices bursátiles americanos". El Trimestre Económico.

Una descripción de los mercados de capitales eficientes

La hipótesis de mercados eficientes, tiene implicaciones para los inversionistas y las empresas:

- Puesto que la información se refleja de inmediato en los precios, los inversionistas solo debe esperar obtener una tasa de rentabilidad normal. Conocer una información cuando se hace pública no resulta provechoso para el inversionista. El precio se ajusta antes que el inversionista tenga tiempo de negociar.
- Las empresas deben esperar recibir el valor justo de los títulos que venden. *Justo* significa que el precio que reciben por los títulos que emiten es el valor actual. Por lo tanto, en los mercados de capitales eficientes no pueden existir oportunidades de financiación valiosas que resulten de haber engañado a los inversionistas.

Algunas personas pasan mucho tiempo tratando de identificar acciones cuyo rendimiento sea mayor que el promedio. Para una acción determinada, pueden no solo conocer el precio de la acción y los dividendos en el pasado, sino también a cuánto ascendieron los beneficios de la compañía, a cuánto se eleva su deuda, los impuestos que paga, los negocios que maneja, la participación de sus productos en el mercado, la calidad de su comportamiento en cada uno de los negocios, las inversiones nuevas que ha planificado, su sensibilidad a la economía y demás conceptos relacionados con la misma. La consecuencia lógica de que toda esta información se puede obtener, estudiar, vender y usar en un esfuerzo por crear un beneficio de la negociación en el mercado de valores es lo que hace que un mercado sea eficiente. Un mercado es eficiente con respecto a la información si no existe ninguna manera en que se puedan obtener beneficios poco comunes o excesivos mediante el uso de dicha información. Cuando un mercado es eficiente con respecto a la información, se dice que los precios incorporan la información. De esta manera, sin conocer nada especial acerca de una acción, un inversionista en un mercado eficiente espera obtener una rentabilidad

requerida de equilibrio de una inversión, y una compañía espera pagar un costo de capital de equilibrio.

En la Figura 3 se presentan varios ajustes posibles a los precios de las acciones. La línea sólida representa la ruta que toman las acciones en un mercado eficiente. En este caso el precio se ajustará inmediatamente a la nueva información sin ningún cambio adicional. La línea punteada muestra una reacción lenta. En este caso, el mercado emplea treinta días para observar la información en forma total. Finalmente, la línea quebrada ilustra una sobrerreacción y una corrección al verdadero precio. La línea quebrada y la línea punteada muestran las rutas que el precio de la acción podría tomar en un mercado ineficiente. Si el precio de la acción tomara varios días para ajustarse, la obtención de utilidades por transacciones estaría disponible para los inversionistas que programaran convenientemente sus compras y sus ventas.

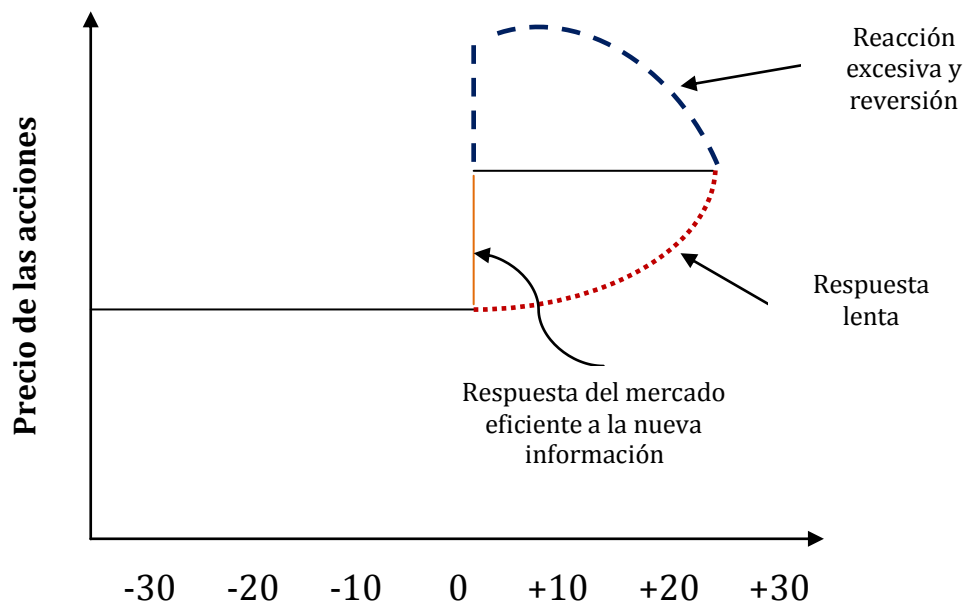


Figura 3. Reacción de los precios de las acciones a la nueva información en los mercados

I.3. Aspectos relevantes sobre la literatura respecto al efecto enero

Fue en el mercado estadounidense donde primero se obtuvieron evidencias empíricas sobre la existencia de rendimientos más altos durante enero. En el estudio de Rozeff y Kinney¹² se reporta que de 1904 a 1974 el rendimiento promedio del mercado bursátil de Nueva York era notoriamente más alto en enero, ocho veces, que el promedio para cualquier otro mes del año. Posteriormente Keim¹³ encontró que en enero eran más altos los promedios de los rendimientos diarios del New York Stock Exchange y American Stock Exchange. Al estudiar el Índice Standard & Poors 500, Fama¹⁴ también encontró evidencia de la presencia del efecto enero. Los resultados de Keim¹⁵ sugieren que al menos una parte del efecto enero observado en los mercados de valores estadounidenses podría explicarse como consecuencia de tendencias sistemáticas inducidas por la forma de cálculo de los rendimientos.

Otra explicación posible para los altos rendimientos observados durante enero sería la llamada hipótesis de venta por motivos fiscales: en diciembre se venden activos que han tenido caídas en el mercado (reportando pérdidas al fisco) y se compran a inicios de enero (produciéndose un mercado alcista para el título). Los estudios de Reinganum y Branch¹⁶ siguieron tal posibilidad, pues en ambos casos se encontró que las acciones que declinaban pronunciadamente en diciembre producían rendimientos extraordinarios en enero del año siguiente.

Otros estudios sugieren que la estrategias de los inversionistas siguiendo criterios fiscales no explicaban necesariamente la presencia de rendimientos extraordinarios en

¹² Rozeff, M. S. y W. R. Kinney Jr. (1976). "Capital Market seasonality: The case of stock returns". *Journal of Financial Economics*, 3, 379-402.

¹³ Keim, D. B. (1983). "Size-related anomalies and stock return seasonality: Further empirical evidence". *Journal of Financial Economics*, 12 (1), 13-32.

¹⁴ Fama, E. F. (1991). "Efficient capital markets: II". *Journal of Finance*, 46 (5), 1575-1617.

¹⁵ Keim, D. B. (1989). "Trading patterns, bid-ask spreads, and estimated security returns: The case of common stocks at calendar turning points". *Journal of Financial Economics*, 25 (1), 75-97.

¹⁶ Reinganum, M. R. (1983). "The anomalous stock market behavior of small firms in January: Empirical test for tax-loss selling effects". *Journal of Financial Economics*, 12 (1), 89-104.

Branch, B. (1977). "A tax-loss trading rule". *Journal of Business*, 50, 198-207.

enero. Por ejemplo, Jones, Pearce y Wilson¹⁷ estudiaron los rendimientos de 1821 a 1917, periodo en cual no existía aún en Estados Unidos el impuesto a los ingresos, encontrando también evidencia del efecto enero en los rendimientos.

Aunque no se ha resuelto la controversia respecto a su causa, se siguen reportando evidencias de la presencia de tal efecto en el mercado bursátil estadounidense, como lo son los estudios de Haug y Hirschey¹⁸ que encuentran la presencia del efecto enero para periodos más recientes y confirman lo que se ha establecido en investigaciones previas. Sin embargo, de acuerdo con los estudios de Moosa¹⁹ que analiza el Índice Promedio Industrial de Dow Jones durante el periodo 1970-2005, ha disminuido la importancia de tal efecto y los resultados de Moosa muestran la presencia de rendimientos extraordinarios en el mes de julio.

Pero sin duda los trabajos se han ampliado para otros países tratando de encontrar la presencia del efecto enero en mercados diferentes de los de Estados Unidos. Gultekin y Gultekin²⁰ extendieron el análisis a otros dieciséis mercados accionarios del mundo además de Estados Unidos, observando también que en comparación con los otros meses del año en enero se observan los rendimientos más altos en la mayoría de los mercados. En los estudios de Kato y Shallheim²¹ se reportaron resultados similares para la bolsa de Tokio.

Cabe destacar que los estudios sobre la presencia de efecto enero en los mercados emergentes es más reciente. Balaban²² estudia el mercado accionario de Turquía

¹⁷ Jones, Ch. P., D. K. Pearce y J. W. Wilson. (1987). "Can Tax-Loss Selling Explain the January Effect? A Note". *Journal of Finance*, 42 (2), 453-461.

¹⁸ Haug, M. y M. Hirschey. (2006). "The January Effect". *Financial Analyst Journal*, 62 (5), 78-88.

¹⁹ Moosa, I. A. (2007). "The Vanishing January effect". *International Research Journal of Finance and Economics*, 7, 92-103.

²⁰ Gultekin, M. N. y N. B. Gultekin (1983). "Stock market seasonality: international evidence". *Journal of Financial Economics*, 12 (4), 469-481.

²¹ Kato, K. y J. S. Shallheim. (1985). "Seasonal and size anomalies un the Japanese stock market". *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 20 (2), 243-260.

²² Balaban, E. (1995). "January Effect, yes! What about Mark Twain effect?". Discussion paper 9509, The Central Bank of the Republic of Turkey, Research Department.

encontrando evidencia de rendimientos más elevados para el mes de enero durante el periodo 1988-2003. Zang y Li²³ estudiaron tres índices del mercado accionario de China dando cuenta de la presencia del efecto enero en distintos periodos. Asteriou y Kavetsos²⁴ buscaron evidencia de la presencia de dicho efecto en los mercados accionarios de la República Checa, Eslovaquia, Eslovenia, Hungría, Lituania, Polonia, Rumania y Rusia durante el periodo 1991-2003. De acuerdo con los resultados, existe evidencia estadísticamente significativa tanto del efecto enero como de efectos estacionales en esos mercados.

Cabello y Ortiz²⁵ reportan evidencia de un rendimiento positivo en enero durante el periodo 1986-2001 cuando analizan el comportamiento del mercado accionario mexicano, midiendo los rendimientos tanto en pesos como en dólares de Estados Unidos. Sin embargo, al subdividir la muestra en subperiodos encuentran que dicho efecto se desvanece tanto en los rendimientos medidos en pesos como en los rendimientos en dólares. Cabello y Ortiz²⁶ extienden el estudio para los mercados de valores de Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México, Perú y Venezuela, identificando el efecto enero en los mercados de Argentina, Chile y México. De manera un tanto sorprendente para el caso de Perú encuentran que precisamente en el mes de enero el mercado accionario ofrece los peores rendimientos del año.

López y Rodríguez²⁷ ampliaron un poco más el estudio, 1987-2009, para las principales bolsas de valores en Latinoamérica y encontraron evidencia mixta sobre la presencia del efecto enero en estos mercados. Cuando la prueba se realizó sobre los rendimientos valuados en moneda local la mayoría de los mercados presentaron

²³ Zhang, B. y X. Li. (2006). "Do Calendar Effects Still Exist in the Chinese Stock Markets?". *Journal of Chinese Economic and Business Studies*, 4(2), 151-163.

²⁴ Asteriou, D. y Geoge K. (2006). "Testing for the Existence of the January Effect in Transition Economies". *Applied Financial Economics Letters*, 2 (6), 375-382.

²⁵ Cabello Alejandra y Edgar Ortiz (2003). "Day of the week and month of the year anomalies in the Mexican stock market". *Revista Mexicana de Economía y Finanzas* 2(3), 217-241.

²⁶ Cabello Alejandra y Edgar Ortiz (2004). "Day of the week and month of the year effects at the Latin American Emerging markets". *International Finance Review* 5, 273-304.

²⁷ López Herrera Francisco y Rodríguez Benavides Domingo (2009). "Efecto enero en las principales bolsas latinoamericanas de valores". *Revista de Contaduría y Administración*, 230, 25-46.

evidencia de dicho efecto, pues las estimaciones sugieren su presencia en los mercados de Argentina, Brasil, Colombia, Chile y México; mientras que cuando la prueba se realiza sobre los rendimientos valuados en dólares solo Argentina y Chile ofrecen evidencia de tal efecto. Las estimaciones efectuadas no dan cuenta de la existencia de efecto enero para el mercado en Perú, ni cuando se valúan los rendimientos en moneda local ni cuando se valúan en dólares.

Si bien, el estudio de fenómenos estacionales ha generado una amplia literatura en las bolsas de acciones, en los mercados de bonos éstos son más escasos y se restringen, esencialmente, a contrastar la existencia del «efecto día de la semana», del «efecto enero» y, en menor medida, del «efecto cambio de año».

En el mercado norteamericano de renta fija, que es donde se concentra el grueso de los estudios, Al-Kazali²⁸, por ejemplo, observó la existencia de un efecto enero en los bonos corporativos con calificación de «no inversión», es decir, aquellos bonos con peor calificación crediticia.

No obstante, tal como indican Chang y Pinegar²⁹, las evidencias de efecto enero disminuyen a medida que la calidad crediticia de los bonos es mayor. En este sentido, Maxwell³⁰ apunta que este hecho tiene una clara conexión con el efecto tamaño de los mercados de acciones, donde el efecto enero es más acusado en aquellas compañías con menor capitalización bursátil. La razón es que, normalmente, las emisiones de renta fija de las empresas más pequeñas presentan peores *ratings*.

En el caso de instrumentos de deuda corporativa con calificación de «inversión », la literatura ofrece resultados en todos los sentidos, dependiendo del periodo estudiado y

²⁸ AL-Khazali, O. M. (2001). "Does the January Effect exist in Hight-Yield Bond Market?" Review of Financial Economics, 10, 71-80.

²⁹ Chang E., Pinegar, M. y Ravichandran, R. (1993). "International evidence on the robustness of the day on the week effect". Journal of Financial and Quantitative Analysis, 28, 497-513.

³⁰ Maxwell, W.F. (1998): "The January effect in the corporate bond market: a systematic examination". Financial Management, 27 (2), 18-30.

de la cartera de bonos o del índice analizado. Así, Smirlock³¹ y Chen y Chan³² no observan la existencia de efecto enero, mientras que Wilson y Jones³³ si lo detectan. También encuentran evidencias de efecto enero Scheneeweis y Woolridge³⁴ y Jordan y Jordan³⁵, aunque éstas son relativamente débiles.

En los instrumentos de deuda pública no suele detectarse «efecto enero»; y en el caso de detectarse, los resultados que ofrece la literatura son contradictorios. Así, Scheneeweis y Woolridge³⁶, y Chang y Pinegar³⁷ no encuentran indicios de estacionalidad mensual. No obstante, Smith³⁸ observa la existencia de efecto enero en los mercados de deuda pública de Estados Unidos, Reino Unido, Alemania, Francia y Canadá. En cambio, Smirlock³⁹ y Clayton⁴⁰, encuentran un «efecto enero» en los bonos de deuda soberana estadounidense de signo contrario (es decir, enero es un mes con inferior rentabilidad que el resto).

Una amplia panorámica sobre diferentes tipos de fenómenos estacionales puede consultarse en Lakonishok y Smidt⁴¹. No obstante, también existe una literatura relativamente amplia sobre estacionalidad en los mercados de bonos y obligaciones

³¹ Smirlock, M. (1985). "Seasonality and bond market returns". *Journal of Portfolio Management*, 11 (3), 42-44.

³² Chen, C. R. y Chan, A. (1997). "From TBills to stocks: seasonal anomalies revisited". *Journal of Business, Finance and Accounting*, 24 (5), 573-592.

³³ Wilson, J. W. y Jones, C. P. (1990). "In there a January effect in corporate bond and paper returns?". *Financial Review*, 25 (1), 55-79.

³⁴ Scheneeweis, T. y Woolridge, J. R. (1979). "Capital market seasonality: the case of bond returns". *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 14 (4), 939-958.

³⁵ Jordan, S. D. y Jordan, B. D. (1991). "Seasonality in daily bond returns". *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 26 (2), 269-285.

³⁶ Scheneeweis, T. y Woolridge, J. R. (1979). "Capital market seasonality: the case of bond returns". *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 14 (4), 939-958.

³⁷ Chang, E. C. y Pinegar, J. M. (1986). "Return seasonality and tax-loss selling in the market for long-term government and bonds", *Journal of Financial Economics*, 17, 391-415.

³⁸ Smith, K. L. (2002). "Government bond market seasonality, diversification and cointegration: international evidence". *Journal of Financial Research*, 25 (1), 203-221.

³⁹ Smirlock, M. (1985). "Seasonality and bond market returns". *Journal of Portfolio Management*, 11 (3), 42-44.

⁴⁰ Clayton, R., Delozier, J. y Ehrhardt, M. C. (1989). "A note on January returns in the U.S. government bond market: The term effect". *Journal of Financial Services Research*, 2, 307-318.

⁴¹ Lakonishok, J. y Smidt, S. (1988). "Are seasonal anomalies real? A ninety-tear perspective". *Review of Financial Economics*, 1 (4), 403- 425.

norteamericanos, aunque los fenómenos investigados se circunscriben, esencialmente, al efecto «día de la semana», con especial referencia al «efecto lunes»; y al «efecto enero». En este sentido, son Flannery y Protopadakis⁴² los primeros en documentar la existencia del «efecto lunes» y el «efecto enero», respectivamente, en los mercados de renta fija estadounidenses.

En el mercado español de Bonos y Obligaciones del Estado, Heras y Nave⁴³ observan un efecto viernes caracterizado por rendimientos anormalmente elevados, mientras que y también observan ciertos indicios de existencia de efecto enero que, no obstante, desaparecen a mediados de los 90.

Conclusiones

Se ha podido constatar que no en todos los casos de estudio sobre los que se existe evidencia empírica, tanto para el mercado de acciones como para el mercado de renta fija, se han observado indicios de la existencia de “efecto enero”. Por el contrario, en algunos países el mes de enero resulta ser el que ofrece los peores rendimientos durante el año, como es el caso de Perú al aplicar las pruebas para el mercado de valores.

En otros casos, se observó la presencia de efectos estacionales en otros meses del año, como por ejemplo el mes de Julio al analizar el Índice Promedio Industrial de Dow Jones en Estados Unidos durante el periodo 1970-2000.

También hay indicios de que la presencia del efecto enero desaparece al ampliar el periodo de estudio, como es el caso del mercado español de bonos y obligaciones del

⁴² Flannery, M. J. y Protopadakis. (1988). “From T-Bills to Common Stocks: Investigating the Generality of Intra-Week Return Seasonality”. *Journal of Finance*, 43 (2), 431-450.

⁴³ Heras, A. y Nave, J. M. (2004). “Análisis no paramétrico de la estacionalidad en los rendimientos de la Deuda Pública Española”. *Revista de Economía Financiera*, 2, 65-79.

Estado, en donde se observan ciertos indicios de existencia de efecto enero que, no obstante, desaparecen a mediados de los 90.

Para el caso de México, se ha encontrado evidencia de efecto enero durante el periodo 1986-2001, cuando se analiza el comportamiento del mercado accionario, midiendo los rendimientos tanto en pesos como en dólares de Estados Unidos. Sin embargo, al subdividir la muestra en subperiodos se encuentra que dicho efecto se desvanece tanto en los rendimientos medidos en pesos como en los rendimientos en dólares. También se ha comprobado la existencia de efectos estacionales y del efecto enero para el periodo 1987-2009, pero solo en rendimientos valuados en pesos, descartando la presencia de dichos efectos cuando la prueba se realiza sobre los rendimientos valuados en dólares. Bajo dichos resultados no queda claro aún si el mercado de acciones en México se comporta como un mercado eficiente, por lo que en este trabajo de investigación se pretende abundar en el tema ampliando el periodo de estudio.

Capítulo II. Metodología Econométrica: Instrumentos Estadísticos

INTRODUCCIÓN

La euforia inicial de la HME se ha desvanecido y las opiniones conflictivas sobre el comportamiento del mercado han favorecido un nuevo debate. Se detectan anomalías del mercado y surgen teorías alternativas que explican este comportamiento.

Aunque existe una evidencia considerable sobre la existencia de los mercados eficientes, se ha de tener en cuenta que no existen definiciones universalmente aceptadas de términos cruciales como rendimientos anormales, valor económico e incluso la hipótesis nula de la eficiencia del mercado. A esta lista de advertencia se podrían añadir las limitaciones de los procedimientos econométricos sobre los que se basan los test empíricos.

La HME pasó a ser controvertida especialmente después de detectar ciertas anomalías en los mercados de capital al aplicar instrumentos estadísticos para su análisis y metodología econométrica. Algunas anomalías se identifican del modo siguiente:

- a) *El Efecto Enero*: evidencia de rendimientos medios más altos en Enero que en otros meses del año. En el análisis se emplean especificaciones econométricas uniecuacionales con variables Dummy para los rendimientos de las acciones, utilizando modelos ARCH (modelos autoregresivos de heterocedasticidad condicional) y ampliando la especificación de las pruebas con un modelo GARCH (modelos generalizados de heterocedasticidad condicional).
- b) *El Efecto Fin de Semana (Efecto Lunes)*: hay una tendencia a que los rendimientos sean negativos los lunes, mientras que son positivos los restantes

días de la semana. Se contrastan dos hipótesis con el objetivo de determinar la existencia de alguna correlación entre el día de la semana y los retornos de los activos financieros. La primera hipótesis llamada “Trading Time Hypothesis” que predice que a lo largo del tiempo el retorno correlativo para cada uno de los cinco días de la semana sería el mismo; la segunda hipótesis es “Calendar Time Hypothesis”, la cual plantea que los retornos accionarios se reajustan en forma continua, prescindiendo de que el mercado esté abierto o no, a diferencia de la primera hipótesis. Dichas hipótesis se han apoyado del análisis de regresión múltiple.

Hay actualmente una discrepancia importante entre dos posiciones: la noción de que estos movimientos erráticos son solo debidos al azar por lo que son modificaciones no predecibles; mientras que en la noción de previsibilidad se abren ventanas durante las cuales las desviaciones son significativas y es posible obtener resultados a partir de un cuidadoso análisis del riesgo, el cual se puede ayudar de modelos econométricos.

Sin duda el método para demostrar anomalías en los mercados financieros no es único, y parece que los modelos empíricos, con un abundante apoyo en datos reales son los más adecuados. Se puede intuir que algunos mercados son más predecibles que otros si podemos cuantificar la volatilidad futura y logramos introducir en un modelo teórico de valoración dichas características, de esta manera cualquier valor será más fiable que si simplemente hubiéramos ignorado el comportamiento de la volatilidad en los precios y sus rendimientos. Aún no existen teorías precisas sobre los movimientos de los precios de las acciones. Existen si, modelos interpretativos que ayudan a comprender ciertos episodios, pero el problema es la precisión que se requiere y que no lo proporciona la teoría económica. Estas carencias nos llevan a tener que resolver el problema en el terreno de los métodos estadísticos.

El análisis de los riesgos se convierte así en la identificación y estimación de las distribuciones de probabilidad que se supone siguen los precios en el caso de los riesgos de mercado, y de otras variables en el caso de los riesgos de crédito y liquidez.

Muchos estudios empíricos que se han realizado en torno a los retornos de los títulos, han mostrado evidencia de presencia de una volatilidad no constante en el tiempo. Al estudiar la relación dinámica entre las volatilidades de los rendimientos de los títulos hay que tener en cuenta la volatilidad y covarianza asimétrica. El comportamiento asimétrico de la volatilidad hace referencia a la evidencia empírica según la cual un shock negativo sobre los rendimientos (caída inesperada del precio) conlleva a un aumento de la volatilidad mayor que un shock positivo sobre los rendimientos (aumento inesperado del precio) de la misma magnitud.

Estudios realizados indican que la volatilidad puede ser capturada por modelos de varianza condicionada como los modelos de la familia ARCH, quienes son capaces de poder predecir la varianza futura de un activo.

En el presente capítulo se trata de aplicar y analizar modelos de volatilidad condicional variable, los llamados modelos ARCH, GARCH, IGARCH, EGARCH, ARCH-M, TARCH, los cuales presentan comportamientos simétricos para los primeros modelos y asimétrico para los siguientes, ante innovaciones positivas o negativas en el retorno de los índices bursátiles. Estos modelos son ideales para capturar fenómenos donde la varianza condicional es cambiante, por lo que nos ayudarán a encontrar en este caso, la presencia de efectos estacionales en la serie del Índice de Precios y Cotizaciones (IPC) y en particular la presencia de efecto enero y en línea, que nos ayuden aceptar o desechar la HME.

II.1 Modelos de Rentabilidad⁴⁴

Las variaciones en el precio de cierre del índice son la causa de **rentabilidad** que este genera. A partir de los precios diarios (cierre de los índices) calculamos la rentabilidad diaria y modelizamos como una variable aleatoria a la volatilidad de las rentabilidades. Para medir el riesgo de mercado se podría intentar investigar el comportamiento de todas esas variables que influyen en la determinación de su rendimiento (algo muy difícil), o se podría aspirar a una aproximación fenomenológica que consiste en considerar a los precios de mercado como la materia prima para la medición del riesgo de mercado, mediante el análisis estadístico de las series temporales de los precios de las acciones, bonos, o índices de mercado. Esta última, es la opción que elegimos en el presente estudio.

El problema que se plantea ahora es identificar el modelo estadístico que mejor representa el comportamiento de los precios, si es que se identifica la presencia de anomalías en el mercado, como el llamado efecto enero.

Si definimos la rentabilidad precio como el cociente de la diferencia de precios entre el período t y el período $t-1$, y el precio en el período $t-1$ tendremos:

$$Y = (P_t - P_{t-1})/P_{t-1}$$

Usaremos la rentabilidad logarítmica, que para valores pequeños de la rentabilidad precio resulta ser una buena aproximación de la rentabilidad real, y permite la suma de las rentabilidades.

$$Y_t = \text{Ln}(P_t - P_{t-1})$$

Supondremos que el logaritmo del precio verifica la ecuación:

$$\text{Ln}P_t = r_0 + \text{Ln}P_{t-1} + a_t$$

⁴⁴ "Modelos de volatilidad Condicional Variable" en Internet www.Stocksite.com

Donde r_0 es una constante y a_t es una variable aleatoria normal con media cero y variancia σ^2 , y que se distribuye idéntica e independientemente a lo largo del tiempo.

Entonces podemos escribir la Rentabilidad logarítmica como:

$$Y_t = r_0 + a_t$$

Si aplicamos la hipótesis de que las variables aleatorias son independientes, podemos suponer que la rentabilidad de hoy no influye en la rentabilidad de mañana. En este caso los precios se ajustarían inmediatamente ante una nueva información o noticia.

Otra forma de modelar la rentabilidad es:

$$Y_t = r_0 + r_1 Y_{t-1} + a_t$$

Donde, en este caso, la rentabilidad de hoy, sí depende de la rentabilidad obtenida ayer, siendo ésta forma una de las más utilizadas. Digamos que el modelo a estimar es un (Autorregresivo de Orden 1) AR (1). Lo que quiere decir que si alguien ha venido valorando mucho una acción en el mercado, la posible actitud de los inversionistas el día de mañana será seguir vendiendo o comprando según la posición en la que se encuentre.

Una modificación a este modelo consiste en expresar la variable aleatoria a_t mediante el producto de la desviación típica y una variable aleatoria normal estándar (media nula y variancia unidad):

$$a_t = \sigma_t v_t$$

De esta forma el modelo de la rentabilidad logarítmica queda de la siguiente forma:

$$Y_t = r_0 + r_1 Y_{t-1} + \sigma_t v_t$$

Dando paso los modelos de variancia no constante o heterocedástica.

En el caso de los modelos heterocedásticos, el tratamiento de los datos es más sencillo puesto que no se requieren series estacionarias para su aplicación. El proceso a seguir se limita a la especificación y posterior cálculo de la serie de volatilidades

II.2 Modelos de Volatilidad⁴⁵

Todos los modelos a analizar se basan en la idea de que se modela en la media condicional y la varianza condicional simultáneamente. O sea, se plantea un modelo de regresión (media condicional) y también un mecanismo que controla la evolución de los errores (varianza condicional), buscando incorporar las grandes fluctuaciones que tiene la volatilidad.

Recordemos que la diferencia entre condicional y no condicional es que la expectativa condicional se refiere a una expectativa hacia el futuro sujeta a la información acumulada hasta el tiempo t . La no condicional no modifica el conjunto de información.

La experiencia ha demostrado que la capacidad predictiva de series de tiempo financieras varía considerablemente de un periodo a otro, los errores de predicción pueden ser relativamente grandes en algunos momentos y luego volver a ser pequeños. Esta evidencia en los errores de predicción muestra que existe correlación en la varianza de los errores de predicción, un comportamiento sistemático que sería posible modelar.

Al modelar las series de datos se plantea la posibilidad o no de la conveniencia de la eliminación de los casos "atípicos"; pero sin embargo, de una manera casi constante, estos atípicos demostraron que aportaban significatividad a los modelos. Por las

⁴⁵ Novales, Alfonso. "Econometría". Madrid, McGraw- Hill, 2002, cáps.11 y 12.

propias características de la volatilidad, la variación extrema de sus valores aporta capacidad de explicación a los modelos al ser uno de los rasgos distintivos de esta variable.

En el caso de los modelos heterocedásticos, el tratamiento de los datos es más sencillo puesto que no se requieren series estacionarias para su aplicación. El proceso a seguir se limita a la especificación y posterior cálculo de la serie de volatilidades que resultan de la misma para su comparación con otro tipo de volatilidades.

Utilizaremos los modelos de volatilidad condicional variable, los llamados modelos ARCH, GARCH, IGARCH, EGARCH, ARCH-M, TARCH. La volatilidad en este tipo de modelos se define como una función determinista de las innovaciones pasadas al cuadrado y de la varianza condicional retardada. Es determinista en el sentido de que la ecuación de la media tiene un término de perturbación y que su varianza se modeliza condicionalmente según el conjunto de información hasta el periodo $t-1$.

II.3 Modelos de la Familia ARCH^{46, 47}

Justificación del uso de los procesos ARCH

Las características más relevantes de las series de tiempo recogidas con elevada frecuencia en la series financieras, y particularmente en las series de rendimientos indican:

- Ausencia de estructura regular dinámica en la media, lo que aparece reflejado en estadísticos Ljung-Box generalmente no significativos.
- Distribución leptocúrticas o exceso de curtosis.

⁴⁶ López Herrera, Francisco. (2004). "Modelado de Volatilidad y Pronósticos del Índice de Precio y Cotizaciones de la Bolsa Mexicana de Valores". México, Facultad de Contaduría y Administración UNAM, 72.

⁴⁷ García Centeno y Calvo Martín. (2005). "Estimación de Modelos de Volatilidad Estocástica en Series de Rendimientos Bursátiles", XIII Jornadas De Asepuma, 13.

- Suelen ser simétricas aunque también se encuentran coeficiente de asimetría significativamente distintos de cero.
- Agrupamiento de la volatilidad sobre intervalos de tiempo, lo que se ve reflejado en funciones de autocorrelación simple significativas para los cuadrados de las variables.
- Persistencia en volatilidad, los efectos de un shock tardan un tiempo en desaparecer.
- Efecto apalancamiento, existe una respuesta asimétrica de la volatilidad con los niveles de rendimiento.
- Ausencia o escasa correlación en las series de rendimientos.
- Existe correlación en los cuadrados de los rendimientos de la serie y estas decrecen de forma lenta hacia cero.
- Varianza cambiante a lo largo del tiempo, alternando periodos de poca volatilidad seguidos de otros de alta volatilidad.

Las características captadas que presentan los rendimientos de los índices bursátiles, con carácter genérico, quedan recogidas en las familias de los modelos ARCH, que vamos a analizar. Estos modelos adoptan en sus formulaciones la idea de que existen agrupaciones de volatilidad, es decir, que fuertes fluctuaciones inesperadas en los mercados tienden a venir seguidas de periodos de iguales características, mientras que periodos de estabilidad vienen seguidas de mas estabilidad. Los modelos de estas familias toman este comportamiento inercial de la volatilidad a la vez que el comportamiento dinámico. Nos permiten capturar aquellos casos donde la varianza condicional es cambiante.

Frente a estas observaciones empíricas, se hace cuestionable las fórmulas de valoración del tipo Black-Scholes que suponen una volatilidad constante en el tiempo.

Una de las contribuciones importantes de los modelos ARCH es mostrar que las variaciones que se producen en la volatilidad de las series temporales económicas

pueden explicarse mediante una determinada forma de dependencia no lineal, además permite predecir dichos cambios en volatilidad sin necesidad de recurrir a la modelización explícita de cambios estructurales en la varianza.

Pasos previos para un modelo ARCH⁴⁸

El inversionista tiene interés en analizar media y varianza condicional y al emisor le interesa, además, la media y varianza no condicional.

Comencemos recordando el modelo autorregresivo de primer orden, AR(1)

$$Y_t = r_0 + r_1 Y_{t-1} + a_t$$

Donde el termino a_t es un proceso de ruido blanco: sucesión de variables aleatorias, independientes y con media constante, suponemos igual a cero y varianza asimismo constante

$$E(a_t) = 0; \quad Var(a_t) = \sigma^2 a$$

A) La **media no condicional** (la posición de largo plazo) es:

$$E[y_t] = \frac{r_0}{1 - r_1}$$

B) La **media condicional** al tiempo t (la posición de corto plazo) es:

$$E[(y_{t-1} | \Omega_t)] = r_0 + r_1 y_t$$

Donde y_t es parte del conjunto de información.

⁴⁸ Modelos de volatilidad condicional variable, en Internet www.Stocksites.com

C) La **varianza no condicional** es constante y está dada por:

$$Var[y_t] = \frac{\sigma^2}{1 - r_1^2}$$

D) La **varianza condicional** es:

$$Var[y_t - E[(y_{t-1}|\Omega_t)]] = \sigma^2$$

Es importante tener en cuenta que la media y varianza condicionales ofrecen información relevante que no se debe desechar. La varianza condicional es más pequeña por lo que el riesgo inversor es menor:

$$\frac{\sigma^2}{1 - r_1^2} > \sigma^2$$

Aunque la presencia de tendencias estocásticas se produce generalmente junto con estructuras más complejas que la de un camino aleatorio, la implicación acerca de una varianza creciente con el tiempo se mantiene cuando se añaden a ésta componentes autoregresivos o de medias móviles para y_t .

Si se puede proponer un modelo similar a un ARMA⁴⁹ para que modele la evolución de la volatilidad $\sigma^2(t)$ estaremos en posibilidad de pronosticar media y varianza condicionales. Estos modelos son los ARCH que fueron ideados por Robert Engle⁵⁰ en 1982 y tienen la característica de que el término del error está dado por:

$$a_t = \sigma_{(t)} \cdot v_t$$

$$\sigma^2(t) = \alpha_0 + \alpha_1 a^2(t-1)$$

Donde $v_t \approx \text{IID } N(0,1) = \text{NRND}$, y además a_t y v_t son independientes, $\alpha_0 > 0$ y $0 < \alpha_1 < 1$.

⁴⁹ Modelos autorregresivos de media móvil.

⁵⁰ Engle, Robert F. (1982). "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of U.K. Inflation". *Econometría*, 50, 21.

Modelo ARCH

Sea $a_t(\theta)$ un proceso estocástico definido en tiempo discreto, cuya esperanza y varianza condicionales dependen de un vector de parámetros θ de dimensión m .

Denotamos por E_{t-1} la esperanza matemática condicional en Ω_{t-1} generada por las realizaciones pasadas de las variables observables en el instante $t - 1$ o anteriores, que define el conjunto de información disponible en $t - 1$.

Decimos que $a_t(\theta)$ sigue un proceso ARCH si su esperanza condicional es igual a cero:

$$E_{t-1} a_t(\theta) = 0, \quad t = 1, 2, 3, \dots$$

Y su varianza condicional,

$$\sigma_{(t)}^2(\theta) = \text{Var}_{t-1} [a_t(\theta)] = E_{t-1}[a_t^2] = g(a_{t-1}, a_{t-2}, \dots)$$

Debe apreciarse que a pesar del subíndice temporal, $\sigma_{(t)}^2$ es una función de variables pertenecientes al instante $t - 1$ o anteriores.

Alternativamente podríamos definir al proceso ARCH mediante:

$$y_t = a_t \cdot \sigma_t$$

a_t es una secuencia de variables aleatorias que se distribuyen idéntica e independientemente con media cero y varianza la unitaria.

$a_t \approx N(0,1)$, independiente en el tiempo, y $\sigma_{(t)}^2(\theta) \cong g(a_{t-1}, a_{t-2}, \dots)$

Procesos con Residuos ARCH

Aunque nos centremos en las propiedades del proceso $\{a_t(\theta)\}$, en general tendremos un proceso $\{y_t(\theta)\}$, objeto de estudio cuya esperanza condicional será una función de θ .

$$E_{t-1}y_t = \mu_{t-1}(\theta)$$

En general entendemos que y_t representa el rendimiento ofrecido por un activo financiero cuyo valor actual descomponemos mediante una identidad, en dos componentes: 1) el componente anticipado $\mu_{t-1}(\theta)$, que pudimos haber previsto en base a información pasada, y 2) la innovación en el proceso de rentabilidad. Es esta última la que supone que tiene una estructura de tipo ARCH.

Si definimos $\{a_t(\theta)\}$, al residuo de dicha relación, o error de predicción un periodo hacia delante,

$$y_t = \mu_{t-1}(\theta) + a_t(\theta) \Rightarrow a_t(\theta) = y_t - \mu_{t-1}(\theta)$$

que satisface,

$$E_{t-1}[a_t(\theta)] = 0$$

y suponemos que tiene un proceso ARCH. Para el proceso y_t tendremos:

$$E_{t-1}y_t = \mu_{t-1}(\theta)$$

$$Var_{t-1}y_t = E_{t-1}[y_t - E_{t-1}y_t]^2 = E_{t-1}[a_t(\theta)]^2 = Var_{t-1}[a_t(\theta)] = \sigma_t^2$$

Por lo que su varianza condicional coincide con la de $a_t(\theta)$, es decir que la varianza de la rentabilidad esperada es igual a la varianza de la innovación en el proceso de rentabilidad o error de predicción.

Mientras que su varianza incondicional es:

$$\text{Var}y_t = E[\sigma_t^2]$$

En consecuencia, mientras que los momentos incondicionales son constantes en el tiempo, aunque pueden no existir, los momento condicionales cambian a lo largo del tiempo. Un modelo ARCH consta de: 1) una ecuación representando el modo en que la varianza condicional del proceso varía en el tiempo, 2) una ecuación mostrando el modo en que su varianza condicional cambia en el tiempo y, 3) una hipótesis acerca de la distribución que sigue la innovación de la ecuación que describe el proceso seguido por su esperanza matemática.

Modelo ARCH (1)

La estructura básica del modelo es:

$$y_t = a_t \cdot \sigma_t \quad (1)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1}^2 \quad \alpha_0 > 0, \quad 0 < \alpha_1 < 1 \quad (2)$$

Sustituyendo (2) en (1), tenemos:

$$y_t = \left(\sqrt{\alpha_0 + \alpha_1 \cdot y_{t-1}^2} \right) E_{t-1}(y_t) = 0 \quad (3)$$

su esperanza y varianza condicional son:

$$E_{t-1} \left(\sqrt{\alpha_0 + \alpha_1 \cdot y_{t-1}^2} \right) E_{t-1}(y_t) = 0$$

$$\text{Var}_{t-1}(y_t) = E_{t-1}y_t^2 = (\alpha_0 + \alpha_1 \cdot y_{t-1}^2)E_{t-1}(a_t^2) = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot y_{t-1}^2$$

Por lo que la varianza condicional de los rendimientos varía en función de la realización del proceso y_t . Generalizando para q retardos la varianza condicional estaría dada por:

$$\sigma_{y_t}^2 = \alpha_0 + \sum_{i=0}^q \alpha_1 y_{t-1}^2$$

Dada la expresión (3) podemos definir a y_t de la siguiente manera:

$$y_t = \phi y_{t-1} + a_t, \quad |\phi| < 1$$

$$E_{t-1} a_t = 0$$

$$Var_{t-1}(a_t) = \sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2$$

En resumen, se concluye que:

- 1.- $E[a_t] = 0$
- 2.- $E[a_t a_s] = 0$
- 3.- La varianza no condicional de $\{a_t\}$ es constante: $E[a_t^2] = \alpha_0 / (1 - \alpha_1)$
- 4.- La media condicional es cero $E[a_t | \Omega_{t-1}] = 0$
- 5.- La varianza condicional está dada por: $E[a_t^2 | \Omega_{t-1}] = \alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2$

Esta ultima relación nos dice que los errores están bajo los dictados de un proceso AR(1) condicional, de allí su nombre ARCH. Note que la condición $\alpha_0 > 0$ corresponde a la mínima varianza condicional a ser observada, en tanto que la condición $0 < \alpha_1 < 1$ es necesaria para que sea un proceso estable, la expresión $\alpha_1 < 0$ no es posible dado que la varianza nunca es negativa y si se hace la prueba de hipótesis $\alpha_1 = 0$ de aceptarse significa que no hay efecto ARCH y el proceso es de varianza condicional constante.

Lo importante es que la serie $\{a_t\}$ es no correlacionada, es decir no existen relaciones lineales entre sus valores en distintos instantes en el tiempo. Sin embargo los errores no son independientes ya que están relacionados por sus segundos momentos por una ecuación en diferencias. Es decir, su cuadrado, y_t^2 si está autocorrelacionado.

A medida que el valor de α_1 se acerque más a uno, tendremos el análogo a una caminata al azar en la varianza y a medida que α_1 se acerque a cero, el efecto ARCH tendrá poca persistencia.

Podemos extender esta clase de modelos y llegaremos a expresiones de la forma:

$$a_t = v_t \sqrt{\alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2 + \alpha_2 a_{t-2}^2}$$

O más generalmente,

$$a_t = v_t \sqrt{\alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2 + \alpha_2 a_{t-2}^2 + \dots + \alpha_q a_{t-q}^2}$$

Siendo $\alpha_0 > 0, \alpha_1 \geq 0, \alpha_2 \geq 0, \dots, \alpha_q \geq 0$

La primera ecuación se llama un ARCH(2) y la segunda una ARCH(q), con estos se incorpora al análisis los fenómenos de volatilidad variable, como son los episodios de alto nerviosismo o incertidumbre en el mercado.

Su varianza condicional estará dada por:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2 + \alpha_2 a_{t-2}^2 + \dots + \alpha_q a_{t-q}^2$$

Al ser la varianza condicional del periodo t una función creciente de la magnitud de las últimas innovaciones, se produce un *clustering* o agrupamiento temporal de volatilidades.

Estos tienen media cero y una varianza no condicional dada por:

$$Var[a_t^2] = \frac{\alpha_0}{1 - \alpha_1 + \alpha_2 + \dots + \alpha_q}$$

El orden q de la representación ARCH, es un indicador de la persistencia de los shocks en varianza. En muchas aplicaciones empíricas el orden del modelo ARCH que es preciso utilizar para recoger la dependencia temporal en la varianza es elevado, por lo que es necesario considerar una representación más simple de este tipo de estructuras.

II.4 Modelos GARCH

Modelos generalizados ARCH⁵¹

La especificación ARCH precisa un elevado número de retardos. Para evitar que el alto número de coeficientes en términos autoregresivos, produzca una importante pérdida de precisión en su estimación, se ha propuesto una parametrización alternativa, restringida, dependiente de un número reducido de parámetros. Se podría pensar que la formulación correcta para la generación de los errores debe incluir a la varianza retrasada. La fórmula del modelo GARCH de Bollerslev⁵² está expresada por:

$$a_t = \sigma(t) v_t$$

Los modelos generalizados de heterocedasticidad condicional, tienen la misma cualidad de reproducir periodos de volatilidad con periodos tranquilos, sin embargo, son modelos que requieren menos parámetros por lo que los hace preferidos. Tienen las mismas bases en su construcción por lo que no repetiremos estos puntos, sin embargo no se debe olvidar que el proceso $\{a_t\}$ tiene media cero y varianza condicional.

$$E[a_t^2 | \Omega_t] = \sigma_t^2$$

⁵¹ Johnson, Christian y Soriano, Fabián. (2004). "Volatilidad del Mercado Accionario y la Crisis Asiática: Evidencia Internacional de Asimetrías". Chile, Universidad Nacional de Chile, 57.

⁵² Bollerslev, Tim. (1986). "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity". *Journal of Econometrics*, 31, 20.

Modelos GARCH (1,1)

Este es un modelo de suavizado exponencial de la varianza, análogo a los que consideramos para la volatilidad condicional.

Un GARCH (1,1) está definido como:

$$y_t = a_t \cdot \sigma_t$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha y_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2$$

Siendo $\alpha > 0$, $\omega > 0$ y $\beta \geq 0$; $\alpha + \beta < 1$

De acuerdo al modelo GARCH se tiene que la varianza del proceso depende de los errores y la volatilidad observados en el pasado. La varianza condicional es igual a:

$$Var_{t-1}(y_t) = \sigma_t^2$$

mientras que la varianza incondicional está dada por:

$$Var(y_t) = \frac{\omega}{1 - \alpha - \beta}$$

lo cual ocurre siempre y cuando $\alpha + \beta < 1$

Los retardos medios y medianos de σ_t^2 son:

$$\text{Retardo medio: } \frac{1}{1 - \beta}$$

$$\text{Retardo mediano: } -\frac{\ln 2}{\ln \beta}$$

Modelos GARCH (p,q)

Podemos extender al modelo GARCH para p ,q:

$$y_t = a_t \cdot \sigma_t$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha_1 y_{t-1}^2 + \dots + \alpha_p y_{t-p}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \dots + \beta_q \sigma_{t-q}^2$$

Es necesario establecer un conjunto de condiciones para garantizar que la varianza condicional estimada sea positiva en todos los periodos:

$$\alpha_0 > 0, \quad \alpha_j \geq 0, \quad \beta_j \geq 1$$

$$\alpha_1 + \dots + \alpha_p + \beta_1 + \dots + \beta_q < 1$$

En la ecuación que hace referencia a la varianza del periodo, las variables del lado derecho de la ecuación, son una media o constante (ω), seguida por noticias sobre la volatilidad de periodos previos, medida como rezagos de los residuos al cuadrado de la ecuación de la media y por último la predicción de la varianza para los últimos periodos. Es decir una modelización ARMA para la varianza.

Procesos con residuos GARCH

Un GARCH(1,1) está definido como:

$$a_t = v_t \sqrt{\sigma_t^2}$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2$$

Donde $a_t \approx \text{IID}(0,1)$

v_t es un proceso de ruido blanco, con varianza uno, además a_t y v_t son independientes,

$$\alpha_0 > 0, 0 < \alpha_1 < 1, 0 < \beta_1 < 1, \alpha_1 + \beta_1 < 1.$$

Los procesos GARCH permiten modelar la persistencia en el tiempo de los shocks en la varianza condicional. Una elevada persistencia, al no cumplirse $\alpha_1 + \beta_1 < 1$, ocasiona

que los efectos del shock “tardan en olvidarse”, en tanto que la baja persistencia solo tiene efecto de corta duración.

Con esta motivación, es sencillo mirar que expresión le corresponde a un GARCH (p,q).

$$a_t = v_t \sqrt{\sigma_t^2}$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2 + \dots + \alpha_p a_{t-p}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \dots + \beta_q \sigma_{t-q}^2$$

Las restricciones para los parámetros son ahora:

$$\begin{aligned} \alpha_0 > 0, \quad \alpha_j \geq 0, \quad \beta_j \geq 0 \\ \alpha_1 + \dots + \alpha_p + \beta_1 + \dots + \beta_q < 1 \end{aligned}$$

Por lo que la varianza no condicional está dada por:

$$Var[a_t] = \frac{\alpha_0}{(1 - (\alpha_1 + \dots + \alpha_p + \beta_1 + \dots + \beta_q))}$$

Vale la pena notar que si se define el proceso:

$$W_t = a_t^2 - \sigma_t^2$$

El proceso GARCH (p, q) puede reparametrizarse como:

$$a_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m (\alpha_i + \beta_i) a_{t-i}^2 + W_t - \sum_{i=1}^q \beta_i W_{t-i}$$

$m = \max(p,q)$ donde w_t es un proceso de innovaciones con media cero, no correlacionada aunque heterocedásticas. Es importante esta representación pues es la que justifica la siguiente afirmación: **un GARCH es un ARMA en la generación de la varianza condicional**. Por lo que el uso de la autocorrelación y la autocorrelación

parcial continua siendo igual, se buscan los picos y, para estos modelos los valores usuales con series financieras son $p, q = 0, 1, 2$.

Los pronósticos de la varianza para adelantar s -períodos se calculan por la conocida formula, $\mathbf{m} = \max(\mathbf{p}, \mathbf{q})$, $\mathbf{n} = \min(\mathbf{m}, \mathbf{s}-1)$:

$$\sigma_{t+s}^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m (\alpha_i a_{t+s-i}^2 + \beta_i \sigma_{t+s-i}^2) + \sum_{i=s}^m (\alpha_i a_{t+s-i}^2 \beta_i \sigma_{t+s-i}^2)$$

Es bueno hacer el caso para un GARCH(1,1)

$$a_t = v_t \sqrt{\sigma_t^2}$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2$$

Este se reparametriza como ARMA del siguiente modo:

$$a_t^2 = \alpha_0 + (\alpha_1 + \beta_1) a_{t-1}^2 + w_t - \beta w_{t-1}$$

Vea que se llega al límite de romper con la condición de estacionariedad imponiendo

$$\alpha_0 > 0, \quad \alpha_1 \geq 0, \quad \beta_1 \geq 0$$

$$\alpha_1 + \beta_1 = 1$$

II.5 Modelos IGARCH

En algunos estudios se da un valor de $\alpha_1 + \beta_1$ muy cercano a la unidad, lo que conduce al modelo GARCH Integrado, conocido como "Integrated GARCH" (IGARCH) desarrollado por Ingle y Bollerslev (1986) y Nelson (1990). En estos casos los shocks

en la volatilidad del retorno de los activos se muestran persistentes para un largo periodo en el futuro.

En el modelo IGARCH el polinomio autorregresivo en la ecuación de la varianza tiene una raíz exactamente igual a 1. Por lo que la línea de evolución volátil es probabilística.

En el caso particular de $p = 1$ y $q = 1$, el modelo IGARCH (1,1) puede escribirse:

$$y_t = a_t \cdot \sigma_t$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \sigma_{t-1}^2 + \alpha(y_{t-1}^2 - \sigma_{t-1}^2), \quad t = 1, 2, \dots$$

Lo que hace que un shock en la varianza condicional sea persistente, no desapareciendo nunca su efecto, a diferencia de lo que ocurre en el modelo GARCH (1,1). Además la varianza no muestra reversión a la media, por lo que transcurren periodos largos antes que la varianza vuelva a tomar su valor promedio.

El proceso puede escribirse también,

$$y_t^2 = \omega + \sigma_{t-1}^2 + \alpha(y_{t-1}^2 - \sigma_{t-1}^2) + (y_t^2 - \sigma_t^2), \quad t = 1, 2, \dots$$

en este modelo al reparametrizarlo como antes llegamos a un interesante resultado:

$$a_t^2 = \alpha_0 + a_{t-1}^2 + w_t - \beta w_{t-1}$$

El modelo IGARCH(1,1) es una serie que posee una raíz unitaria en la varianza condicional,

Los procesos IGARCH (p,q) pueden ser expresados de la forma:

$$a_t = v_t \sqrt{\sigma_t^2}$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2 + \dots + \alpha_p a_{t-p}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \dots + \beta_q \sigma_{t-q}^2$$

Las restricciones para los parámetros son ahora:

$$\alpha_0 > 0, \quad \alpha_j \geq 0, \quad \beta_j \geq 0$$

$$\alpha_1 + \dots + \alpha_p + \beta_1 + \dots + \beta_q = 1$$

El modelo IGARCH ha recibido particular atención en diversos estudios, pues a pesar de que representa un proceso persistente, no estacionario en covarianza, es un proceso estrictamente estacionario en el sentido de que la varianza condicional tiende en el largo plazo a un valor constante.

II.6 Modelos ARCH-M

Esta clase de modelo incorpora una interesante característica al introducirse medias no nulas. Considera la hipótesis que el valor de los retornos de un activo podría verse influenciada por la volatilidad de los retornos. De manera que la varianza condicional aparece como un regresor en el modelo para permitir que la media condicional dependa de la varianza condicional.

La ecuación de los retornos debería incluir rezagos de los retornos como variables explicativas; sin embargo si se considera la hipótesis que la volatilidad de los retornos podría afectar el nivel de los mismos, es necesario incorporar rezagos de la volatilidad de los retornos como variables explicativas.

En 1987 Engle, Lilien y Robins idearon esta clase de modelos para permitir que la media condicional dependa de la varianza condicional. Estos modelos se usan en el mercado de capitales en los llamados modelos CAPM donde el objetivo es comparar dos variables, el rendimiento del título y el rendimiento del mercado, ambos, respecto de la tasa libre de riesgo.

El rendimiento que pueda tener un título dependerá de las condiciones que presente la economía, estas condiciones se reflejan en el índice general del mercado bursátil.

La relación entre estos dos excesos de rendimiento (del título y del mercado) está dada por una constante llamada beta y es la que expresa el exceso de rendimiento de un título sobre el rendimiento que ofrece el mercado. Beta mide el riesgo de un título en relación al riesgo del mercado. Es una prima de riesgo, por lo que un incremento en la varianza de la rentabilidad conduce a un aumento en la rentabilidad esperada.

La relación básica dice que si $\beta < 1$ a esta beta se le llama "defensiva", porque aminora las variaciones, es un escudo frente a las grandes caídas en el rendimiento del mercado. Por otra parte si $\beta > 1$, se le llama una beta "agresiva" ya que magnifica las experiencias del mercado, cuando el mercado va a la alza los rendimientos de los títulos suben más, pero también cuando el mercado se desploma los rendimientos se hundirán.

El modelo ARCH-M incorpora directamente el efecto ARCH en las variables explicativas, aunque algunas veces resulta no significativo si el rendimiento de mercado compite como otro regresor en el modelo.

Supondremos que los agentes tienen aversión al riesgo, o sea son renuentes a aceptar mayores riesgos si no hallan que el rendimiento del activo compensa el riesgo asumido. El modelo esta construido de modo que la desviación estándar (y así la varianza) es una medida del riesgo. El rendimiento esperado es una función creciente del nivel que presenta la varianza condicional.

El modelo (G) ARCH-M(p,q) simple está dado por:

$$y_t = \delta_1 + \delta_2 \sigma_t^2 + a_t$$

$$a_t = v_t * \sqrt{\sigma_t^2}$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q a_{t-q}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \dots + \beta_p \sigma_{t-p}^2$$

Estos modelos son ideales para evaluar el rendimiento de las acciones ya que la volatilidad debida al nerviosismo, repercute en los rendimientos del instrumento.

El test ARCH-LM consiste en mirar si hay efecto ARCH, para lo cual se conservan los residuos, denotados por u_t y se corre la regresión auxiliar:

$$\hat{u}_t = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{u}_{t-1} + \alpha_2 \hat{u}_{t-2} + \alpha_3 \hat{u}_{t-3} + \dots + \alpha_p \hat{u}_{t-p} + \varepsilon_t$$

Si efectuamos la prueba-F de significación conjunta de la regresión, la hipótesis nula será igual que siempre $H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \dots = \alpha_p = 0$, se rechaza la hipótesis nula si el estadístico F sale grande.

Si hay un modelo ARCH-M, éste se manifiesta en una importante correlación cruzada entre la variable (el rendimiento) y la desviación estándar condicional.

La razón por la cual estos modelos han resultado importantes se comprende cuando observamos que:

- Se puede usar la varianza ($\gamma=2$) o la desviación estándar ($\gamma=1$) como un regresor.
- Los errores pueden ser un proceso MA.
- Pueden ir otras variables como regresores.
- Pueden los retrasos de la variable y utilizarse como regresores.

$$y_t = \delta_1 + \sum_{i=1}^m m_i y_{t-i} + \sum_{i=0}^m \gamma_i x_{t-i} + \delta_2 \sigma_t^\lambda + u_t$$

$$u_t = a_t - \theta_1 a_{t-1} - \dots - \theta_r a_{t-r}$$

$$a_t = v_t * \sqrt{\sigma_t^2}$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i a_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2$$

II.7 Modelos EGARCH

Los modelos hasta ahora vistos recogen adecuadamente las propiedades de distribución de colas gruesas y el agrupamiento de volatilidades, pero son **simétricos**. En ellos, la varianza condicional depende de la magnitud de las innovaciones retardadas, pero no de su signo.

En 1993 Engle y Ng definieron la curva de impactos asimétricos, en la cual hacen notar que en el mercado de capitales no repercuten igual las buenas noticias que las malas noticias, los movimientos a la baja en el mercado vienen con mayores volatilidades que los movimientos al alza. Cuando el rendimiento cae por abajo de lo esperado nos lleva a un escenario donde las noticias son malas, esto viene asociado a la observación de que la volatilidad se incrementa y por otra parte cuando las noticias son buenas la volatilidad disminuye.

Para recoger los efectos apalancamientos observados por Engle y Ng se idearon modelos asimétricos que permitían capturar el efecto más fuerte que tienen los rendimientos negativos en la volatilidad.

Dentro de la familia de modelos con varianza condicional variable hay dos modelos que se utilizan para modelar esta característica asimétrica observada en series financieras: EGARCH y TARARCH.

En 1990 Pagan y Schwert y luego Nelson⁵³ introdujeron el Modelo EGARCH o exponencial GARCH, el cual permite que la volatilidad condicional sea una función asimétrica del pasado de los datos, su forma funcional puede ser escrita como:

$$a_t = v_t * \sqrt{\sigma_t^2}$$

53 Nelson, Daniel. (1991). "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach". *Econometría*, 59, 347-370.

$$\log(\sigma_t^2) = \alpha_0 + \alpha_1 \left(\frac{a_{t-1}}{\sigma_{t-1}^2} \right) + \beta_1 \log(\sigma_{t-1}^2) + \theta \left[\left| \frac{a_t}{\sigma_t^2} \right| - \sqrt{2/\pi} \right]$$

El modelo EGARCH permite que las noticias buenas o malas (shocks), afecten a la volatilidad de diferentes maneras. Hay que notar que el lado izquierdo de la ecuación es el logaritmo de la varianza condicional. Esto implica que el efecto leverage es exponencial más que cuadrático.

La persistencia en la volatilidad viene indicada por el parámetro β , mientras que α_1 mide la magnitud del efecto apalancamiento. La hipótesis del efecto apalancamiento se testa con la significatividad de α_1 , si este coeficiente es distinto de cero significa que el impacto es asimétrico.

En este modelo se espera que $\alpha_1 < 0$, lo que implicaría que innovaciones negativas tuviesen un mayor impacto sobre la volatilidad que innovaciones positivas de igual tamaño.

Este modelo tiene la propiedad de ser un proceso que aparentemente, se ve estacionario en covarianza, sin embargo, arroja pocas observaciones pero extremadamente largas, o sea su varianza sorpresivamente da saltos muy largos. Por lo que la varianza viene definida exponencialmente, de allí su nombre.

El modelo estándar GARCH detallado anteriormente tiene una curva de impacto de noticias de forma simétrica y centrada. Esto implica que tanto shocks positivos como negativos van a responder de la misma manera sobre la volatilidad del activo. Además que un shock de gran magnitud debería de crear una mayor volatilidad que una tasa proporcional al cuadrado del tamaño del impacto. Pero como el modelo GARCH se encuentra definido de forma simétrica entonces ante un shock negativo el modelo va sub-predecir la cantidad de volatilidad y sobre-predecir ante un evento positivo.

Otras limitaciones del modelo GARCH son las desigualdades que tienen que cumplir los parámetros, estas restricciones eliminan el comportamiento al azar-oscilatorio que pueda presentar la varianza condicional. En cambio en un modelo EGARCH no hay restricciones en los parámetros.

El caso general es:

$$a_t = v_t * \sqrt{\sigma_t^2}$$

$$\log(\sigma_t^2) = \alpha_0 + g\left(\frac{a_{t-1}}{\sigma_{t-1}^2}\right) + \sum_{j=1}^p \alpha_j g\left(\frac{a_{t-j-1}}{\sigma_{t-j-1}^2}\right) + \sum_{i=1}^q \beta_i \log(\sigma_{t-i}^2)$$

Nelson recomienda tomar la función g como:

$$g(x) = \alpha_1 * x + \alpha_2 * (|x| - E|x|)$$

Porque al ser una combinación lineal entre x y desviaciones sobre su valor absoluto, garantiza una respuesta asimétrica por parte de la varianza condicional ante los movimientos de x. Se considera que los episodios de crack en los mercados asociados con elevada volatilidad, sus estimaciones de α_1 y α_2 son prácticamente la unidad indicando una enorme persistencia que tiene cada shock sobre la varianza condicional.

II.8 Modelos TARARCH

Los modelos que son capaces de reproducir efectos asimétricos son los llamados modelos TARARCH, (Threshold Heteroskedastic Autoregressive Models) son modelos que dependen de un umbral (threshold) por medio del cual definen su reacción. Este modelo fue introducido por primera vez por Glosten, Jagannathan y Runkle⁵⁴ quienes consideraron una especificación para la varianza condicional distinta a las planteadas anteriormente.

⁵⁴ Glosten, L., Jagannathan, R. y Runkle, D. (1993). "On the Relation Between the Expected Value and the Volatility of the Normal Excess Return on Stocks". *Journal of Finance*, 48, 1779-1801.

$$a_t = v_t * \sqrt{\sigma_t^2}$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + (\alpha_1 + \delta d_{t-1})a_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2$$

$$\alpha_0 > 0, \beta_1, \alpha_1 > 0 \quad \alpha_1 + \beta_1 + \frac{\delta}{2} < 1$$

$$d_{t-1} = 1 \text{ si } a_{t-1} < 0 \text{ y } d_{t-1} = 0 \text{ si } a_{t-1} > 0$$

En este modelo las malas noticias son interpretadas como valores negativos de los residuos de la regresión y las buenas como valores de residuos positivos. Note con cuidado que si la innovación es negativa el umbral está prendido por lo que el efecto sobre la varianza condicional es mayor, por una contribución. Mientras que si la innovación es positiva el umbral está apagado y no hay contribución a la varianza condicional.

Este modelo incluye un caso particular al modelo GARCH (1,1) cuando $\delta = 0$. En cambio, cuando $\delta \neq 0$ el modelo explica posibles asimetrías en la varianza de y_t . Por lo que δ mide el peso que tienen las malas noticias, si es cero no hay efecto asimétrico, este punto es vital para decidir si un modelo pertenece a esta familia puesto que se hace la estimación y se procede a realizar la prueba de hipótesis $\delta = 0$ utilizando el estadístico t-student común y corriente.

En resumen, el efecto que hay sobre la varianza condicional es que las buenas noticias tienen un impacto de magnitud α mientras que eventos negativos tendrán un impacto que pesa $\alpha + \delta$. Si $\delta > 0$, se puede decir que el efecto “leverage” existe, es decir si es diferente a cero el impacto de noticias será asimétrico.

Conclusiones

La implementación de la econometría en el análisis de los mercados financieros ha ido creciendo en las últimas décadas. Para estudiar la evolución dinámica del

comportamiento de las series financieras la literatura econométrica se han propuesto básicamente dos tipos de modelos: los modelos de heterocedasticidad condicional autorregresiva (modelos ARCH) y los modelos Generalizados ARCH (modelos GARCH), pero muy poco se ha desarrollado con los modelos EGARCH, IGARCH y TARARCH, los cuales son ideales para capturar fenómenos donde la varianza condicional es cambiante. Estos son muy usados en el área de finanzas, ya que un inversionista busca anticipar el rendimiento y riesgo del instrumento sobre un periodo, además analiza el riesgo que acepta a cambio de un rendimiento; por otra parte el emisor del título desea saber la posición que tiene éste instrumento a lo largo de toda la vida del papel, ya que el emisor es quien tiene que ser consciente de la posición que guarda el instrumento que coloca en el mercado.

El inversionista mira la curva de carteras eficientes en el corto plazo, al momento que se modifica esta curva él entra al mercado (compra/vende) y obtiene la cartera que cumple con su plan de inversión. El emisor no puede manipular como el mercado sitúa al instrumento que ofrece por lo que la curva de carteras eficientes de largo plazo le da la línea de referencia para revisar el instrumento enviado al mercado.

La noción es que la curva de las carteras eficientes del corto plazo se mueve alrededor de la curva de largo plazo. En realidad cada cartera tiene una posición (de largo plazo) y los movimientos cotidianos del mercado originan perturbaciones dando lugar a los ajustes de corto plazo. El banco central, por ejemplo, al realizar una subasta de los títulos libres de riesgo modifica la posición de esta curva, generando expectativas de títulos que tendrán que bajar su precio (y se manifiestan por ventas) y otros habrán de subir, los cuales todo mundo los quiere comprar de inmediato.

Es por esta razón, principalmente, que el inversionista tiene interés en analizar media y varianza condicional y el emisor es quien considera, además, la media y varianza no condicional.

Todos los modelos que se acaban de describir a lo largo de este capítulo, se basan en la idea de que se modela en la media condicional y la varianza condicional simultáneamente. Para decir la misma idea en forma simple, en este capítulo se ha propuesto un modelo de regresión (media condicional) pero además un mecanismo que controla la evolución de los errores (varianza condicional), en donde se busca incorporar el hecho de que la volatilidad tiene altas y bajas (esta se mide por la desviación estándar condicional).

La diferencia entre condicional y no condicional es que la expectativa condicional se refiere a una expectativa hacia el futuro pero sujeta a la información acumulada hasta el tiempo t (precios históricos). La expectativa no condicional no modifica el conjunto de información. Por lo tanto, los modelos antes descritos nos serán de utilidad para valuar el comportamiento del IPC en México e identificar algún comportamiento específico en particular, de manera que podamos aceptar o rechazar la HME.

Capítulo III. Análisis Empírico y Resultados

INTRODUCCIÓN

En esta sección se aplican las técnicas estadístico-econométricas anteriormente descritas al análisis de la rentabilidad mensual obtenida en el mercado bursátil mexicano, para identificar la presencia de efecto enero.

El periodo de estudio comprende datos mensuales del Índice de Precios y Cotizaciones de la Bolsa Mexicana de Valores (BMV). El periodo de análisis de este estudio se escogió de forma amplia y va del 31 de enero de 1992 al primer trimestre de 2013. De esta forma se tienen 255 observaciones de los rendimientos.

Abriremos el análisis de esta sección analizando las características y la evolución del índice bursátil durante los últimos años, posteriormente se verificará si es factible la aplicación de los modelos ARCH sobre la muestra tomada para la modelización de la varianza en series de tiempo.

Del sitio llamado Economática, de la página electrónica de la Bolsa Mexicana de Valores y de Yahoo finanzas se obtuvieron los valores de precios de cierre mensuales del IPC para el periodo de estudio. Eliminando los días en los que se observa que no hubo negociaciones en el mercado bursátil mexicano.

Para este análisis se utiliza el programa Excel para algunos cálculos y gráficos y el Programa Eviews 7 para las regresiones, gráficos, histogramas, análisis de correlación y estacionariedad, así como, para la verificación de consistencia a través de distintos test.

III.1 Análisis del comportamiento del IPC

En diciembre de 1990 el múltiplo de precio a utilidad de las acciones mexicanas (conocido como P/U) se ubicó en un nivel relativamente bajo como reflejo de la cautela que prevalecía en los mercados después de la inestabilidad de la década de los años ochenta, tanto en México como en el universo de países emergentes.

Sin embargo, las reformas liberalizadoras y los eventos como la renegociación de la deuda externa de diversos países atrajeron capital internacional hacia estos mercados.

En México, los extranjeros invirtieron 21 mil millones de dólares en acciones mexicanas entre 1989 y 1993 y lo mismo sucedió entre 1996 y 19997. Sin duda, este fue el motor de los extraordinarios rendimientos ofrecidos en ese periodo, tanto en México como en los demás mercados emergentes.

En la gráfica 1., podemos observar un periodo de relativa tranquilidad en donde la BMV no registró periodos de especulación financiera reflejada en bajos niveles del índice IPC y presencia de periodos de baja en los valores de la bolsa, dicho periodo se observa hasta el segundo trimestre de 2006, y se caracteriza por una relativa tranquilidad en los mercados que resultó rentable para los inversionistas, ya que en este lapso las acciones que integran el IPC acumularon un alza ajustada por inflación de 106.5 por ciento. Esto significa un retorno real anualizado de 16.8 por ciento. Sin embargo, es importante resaltar el periodo que abarca del 2000 al 2005, en el cual se reflejó una elevada bursatilidad que creció 36 por ciento en promedio anual.

En contraste, encontramos otro periodo que va desde finales de 1996 a finales de 1997 caracterizado por una subida de los precios de las acciones. Periodo marcado por una

depreciación de alrededor de 55 por ciento del peso y una tasa de inflación de 48.5 por ciento⁵⁵.

El respaldo del crecimiento de la BMV es el volumen promedio operado, que ascendió a 85 millones de acciones diarias⁵⁶ durante los primeros cinco años de gestión de Carlos Salinas de Gortari. Sin embargo, el IPC tuvo un comportamiento muy irregular durante el último año de este gobierno, en donde los inversionistas de la bolsa se mostraron sensibles a los shocks políticos internos. El primer shock ocurrió el 1 de enero, cuando tuvo lugar el levantamiento indígena en Chiapas. En diciembre de 1994 la bolsa se desplomó y en enero de 1995 el rendimiento anual fue negativo. Sin embargo, los especuladores nacionales retiraron sus ganancias antes del 20 de diciembre.

No obstante, las entradas masivas de capital fueron uno de los factores que contribuyeron mediante la sobrevaluación del tipo de cambio real a los desequilibrios que detonaron la crisis de diciembre de 1994. La profunda recesión de 1995, junto con las diversas crisis en diversos mercados emergentes, contribuyeron a que el desempeño de las acciones mexicanas fuera negativo en la mayor parte del sexenio de Ernesto Zedillo, pese al boom bursátil en Estados Unidos.

Esto se reflejó en un P/U que cayó de 18.9 veces al cierre de 1994, a 16.2 veces a fines de 1998, un periodo en el que sólo entraron 5.6 mil millones de dólares de capital extranjero en la bolsa nacional.

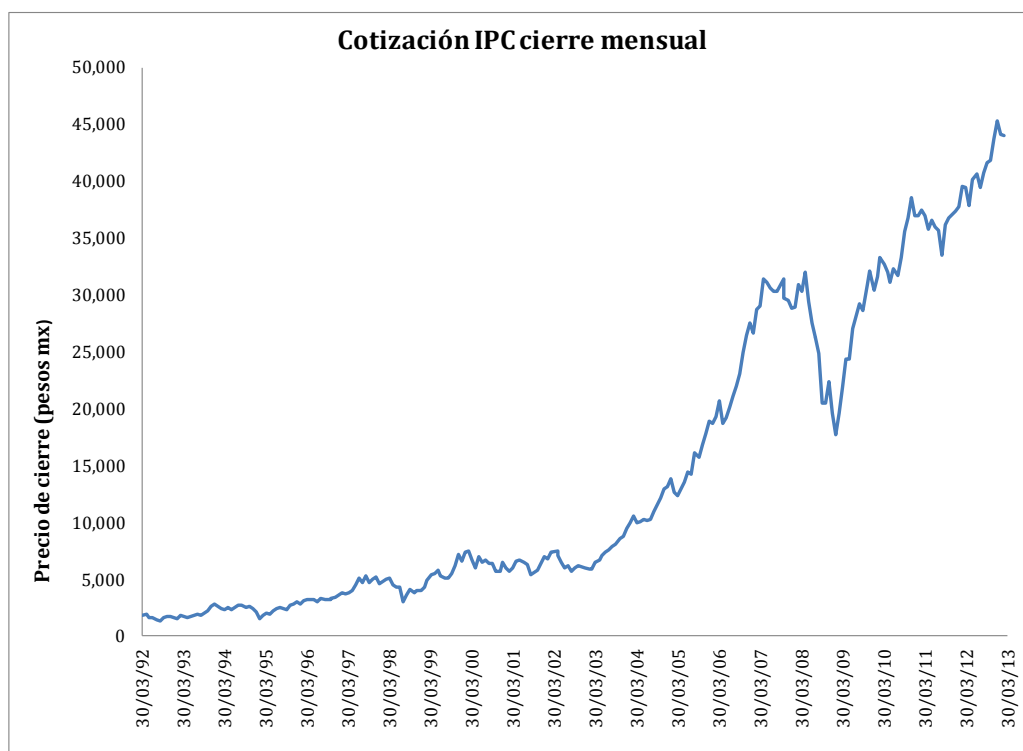
Sólo la recuperación de los mercados mundiales en 2003, que fue particularmente fuerte en el ámbito de los mercados emergentes logró revertir esta tendencia, por lo cual las acciones mexicanas presentan ganancias, aunque no espectaculares hasta 2007, fecha en la que se empieza a sentir los indicios de la crisis hipotecaria

⁵⁵ Datos tomados del Banco de México.

⁵⁶ Dato tomado de la Bolsa Mexicana de Valores.

estadounidense, como podemos observar en la gráfica más abajo, siendo hasta finales de 2009 cuando se empieza a notar una recuperación en la tendencia.

Cabe destacar que las instituciones financieras no bancarias encabezaron el mercado de bursatilización en México entre 2005 y 2007. En 2008, los bancos fueron los principales emisores, mientras que en 2009 y 2010, las instituciones relacionadas con el gobierno (especialmente el Fondo de la Vivienda del Instituto de Seguridad y Servicios Sociales de los Trabajadores del Estado –Fovissste– y el Instituto del Fondo Nacional de la Vivienda para los Trabajadores –Infonavit) y otras empresas corporativas, tomaron la batuta. Para 2011 y 2012, se esperan ver nuevos emisores de instrumentos respaldados con activos que se unan a los originadores con mayor experiencia y tiempo en el mercado. Aunque no se prevé un aumento importante en el monto total emitido para este año, se puede considerar que podría haber un mayor número de transacciones.



Gráfica 1. Comportamiento del IPC de enero de 1992 al primer trimestre de 2013. Fuente: Elaboración propia con datos obtenidos de Economática.

Análisis de la serie IPC como un proceso AR

Efectuando un primer análisis del IPC mediante su correlograma muestral se observa claramente un lento decaimiento en la función de autocorrelación simple y solamente el primer valor de la función de autocorrelación parcial significativamente distinto de cero, indicando que el proceso autorregresivo de primer orden AR(1) es el principal candidato entre los modelos alternativos (ver tabla 1).

Sample: 1992M01 2013M03
Included observations: 255

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.985	0.985	250.51	0.000
		2 0.970	-0.023	494.37	0.000
		3 0.954	-0.044	731.12	0.000
		4 0.938	-0.005	960.86	0.000
		5 0.922	0.004	1183.8	0.000
		6 0.907	-0.004	1400.1	0.000
		7 0.892	0.027	1610.4	0.000
		8 0.878	0.001	1814.8	0.000
		9 0.862	-0.045	2012.9	0.000
		10 0.848	0.015	2205.1	0.000
		11 0.835	0.064	2392.4	0.000
		12 0.821	-0.058	2574.2	0.000
		13 0.806	-0.038	2750.2	0.000
		14 0.793	0.057	2921.3	0.000
		15 0.780	-0.008	3087.4	0.000
		16 0.767	-0.028	3248.6	0.000
		17 0.753	-0.004	3404.7	0.000
		18 0.741	0.031	3556.4	0.000
		19 0.729	0.036	3704.1	0.000
		20 0.717	-0.062	3847.4	0.000
		21 0.704	0.001	3986.3	0.000
		22 0.692	-0.009	4120.8	0.000
		23 0.680	0.032	4251.6	0.000
		24 0.668	-0.027	4378.2	0.000
		25 0.656	-0.017	4500.7	0.000
		26 0.644	-0.006	4619.2	0.000
		27 0.632	0.007	4733.9	0.000
		28 0.618	-0.047	4844.3	0.000
		29 0.606	0.023	4950.7	0.000
		30 0.594	0.009	5053.6	0.000
		31 0.584	0.031	5153.2	0.000
		32 0.574	0.015	5249.9	0.000
		33 0.562	-0.050	5343.3	0.000
		34 0.552	0.003	5433.5	0.000
		35 0.540	-0.035	5520.4	0.000

Tabla 1. Correlograma de la variable IPC como un Proceso AR(1). Fuente: Elaboración propia con datos obtenidos de Economática.

Para corroborar lo que se está afirmando correremos la regresión de la variable IPC en función de un rezago, tal como se observa en la gráfica 2. Ahí podemos ver como efectivamente la serie del índice de precios y cotizaciones cumple con un proceso AR(1) cuyo coeficiente es 1.0063 [0.00]⁵⁷.

⁵⁷ Corresponde al valor p value, cuya probabilidad deberá ser menor a 0.05 para aceptar la presencia de AR(1).

Sample (adjusted): 1992M02 2013M03
 Included observations: 254 after adjustments
 Convergence achieved after 9 iterations

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-12643.96	20865.00	-0.605989	0.5451
AR(1)	1.006266	0.004411	228.1481	0.0000
R-squared	0.995182	Mean dependent var		14197.54
Adjusted R-squared	0.995163	S.D. dependent var		13066.20
S.E. of regression	908.7494	Akaike info criterion		16.46986
Sum squared resid	2.08E+08	Schwarz criterion		16.49771
Log likelihood	-2089.672	Hannan-Quinn criter.		16.48106
F-statistic	52051.54	Durbin-Watson stat		1.895739
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	1.01			

Estimated AR process is nonstationary

Gráfica 2. Regresión de la variable IPC como un Proceso AR(1). Fuente: Elaboración propia con datos obtenidos de Economática.

En conclusión la muestra de valores al cierre del IPC muestra evidencia de no estacionariedad⁵⁸. Esto nos lleva a analizar una serie derivada de la serie IPC la cual sería la rentabilidad diaria, medida como la diferencia de los logaritmos naturales de dos cierres del índice contiguos, en este caso se tomaron datos mensuales para poder llevar a cabo el análisis de la presencia o no del llamado efecto enero.

III.2 Análisis del comportamiento de la rentabilidad diaria

Para el cálculo de la rentabilidad mensual, se tomaron los precios de cierre mensuales del IPC para las fechas en las que hubo mercado. Los rendimientos se definen como la variación porcentual del logaritmo natural del precio de cierre del índice para dos días consecutivos de mercado. Así, el rendimiento para el mes t , (y_t) se calcula de la siguiente forma:

$$R_t = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) \quad (eq. 1)$$

⁵⁸ Un proceso estocástico es estacionario cuando su media y variancia son constante en el tiempo y el valor de la covarianza entre dos períodos depende solamente de la distancia entre esos dos períodos y no del tiempo.

donde P_t es el valor al cierre mensual del IPC y \ln es el logaritmo natural.

Debido a que la prueba para el efecto enero se basa principalmente en el uso de las variables *Dummy* estacionales, se crearon 12 variables *Dummy* estacionales (una para cada mes) que toman los siguientes valores:

$$D_{it} = \begin{cases} 1 & \text{Si el rendimiento en el tiempo } t \text{ corresponde al mes } i \\ 0 & \text{para todos los demás meses (los otros 11 meses)} \end{cases}$$

Primero probaremos la existencia de efectos estacionales en la serie de los rendimientos a través de la siguiente especificación:

$$R_t = a_1 D_{1t} + a_2 D_{2t} + a_3 D_{3t} + \dots + a_{11} D_{11t} + a_{12} D_{12t} + u_t \quad (\text{eq. 2})$$

donde R_t es el rendimiento del mercado accionario en el tiempo t , a_i es el rendimiento medio del mes i -ésimo, D_{it} son las variables *Dummy* estacionales como se definió anteriormente, y u_t es el término de error, idéntica e independientemente distribuido, *iid*. La hipótesis nula a ser probada es que los coeficientes a_i son iguales. Si dichos coeficientes son iguales entonces no existen efectos estacionales y viceversa.

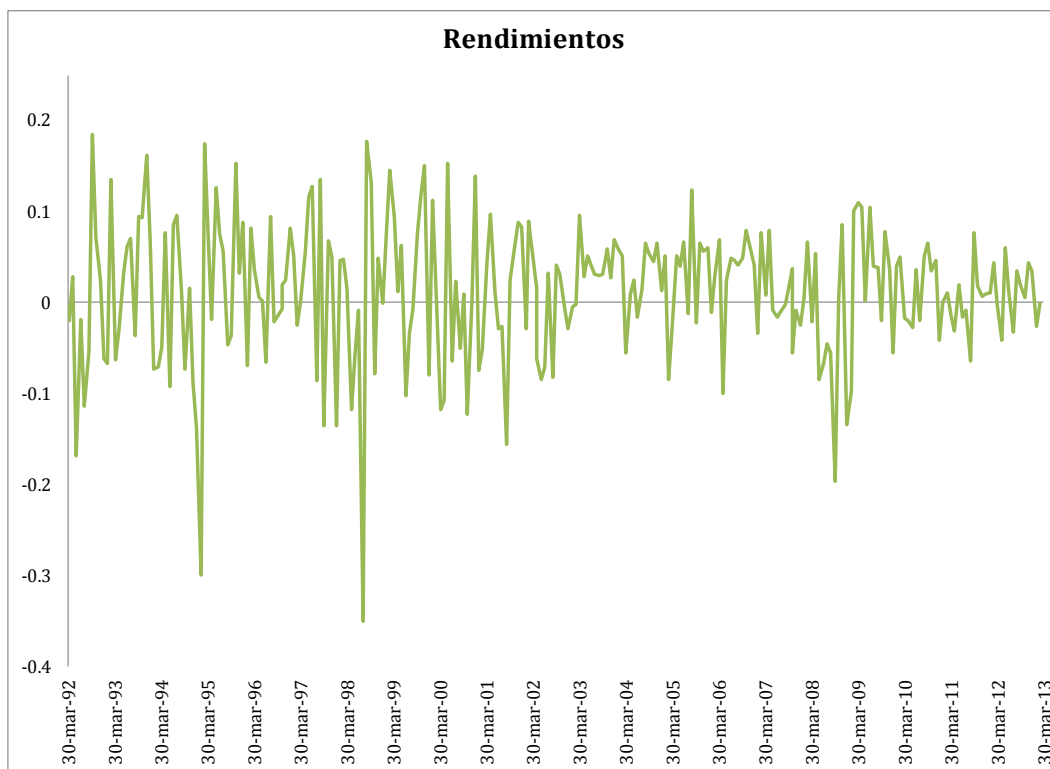
De esta forma para probar la presencia del efecto enero, el modelo de regresión se modifica de la siguiente manera:

$$R_t = c + a_2 D_{2t} + a_3 D_{3t} + \dots + a_{11} D_{11t} + a_{12} D_{12t} + u_t \quad (\text{eq. 3})$$

Bajo esta especificación, el intercepto c representa el rendimiento medio en el mes de enero, y en este caso los coeficientes a_i , representa la diferencia entre el rendimiento del mes de enero y el mes i .

La hipótesis nula a ser probada, bajo esta especificación, es que el resto de las variables Dummy son iguales a cero. Adicionalmente valores negativos de los coeficientes Dummy deberán ser considerados como una prueba de la presencia del efecto enero. De esta manera, la estimación de los coeficientes en la anterior ecuación revela qué meses tienen rendimientos menores a los obtenidos en enero.

La representación gráfica de los rendimientos mensuales del IPC se plasman en la gráfica 3.

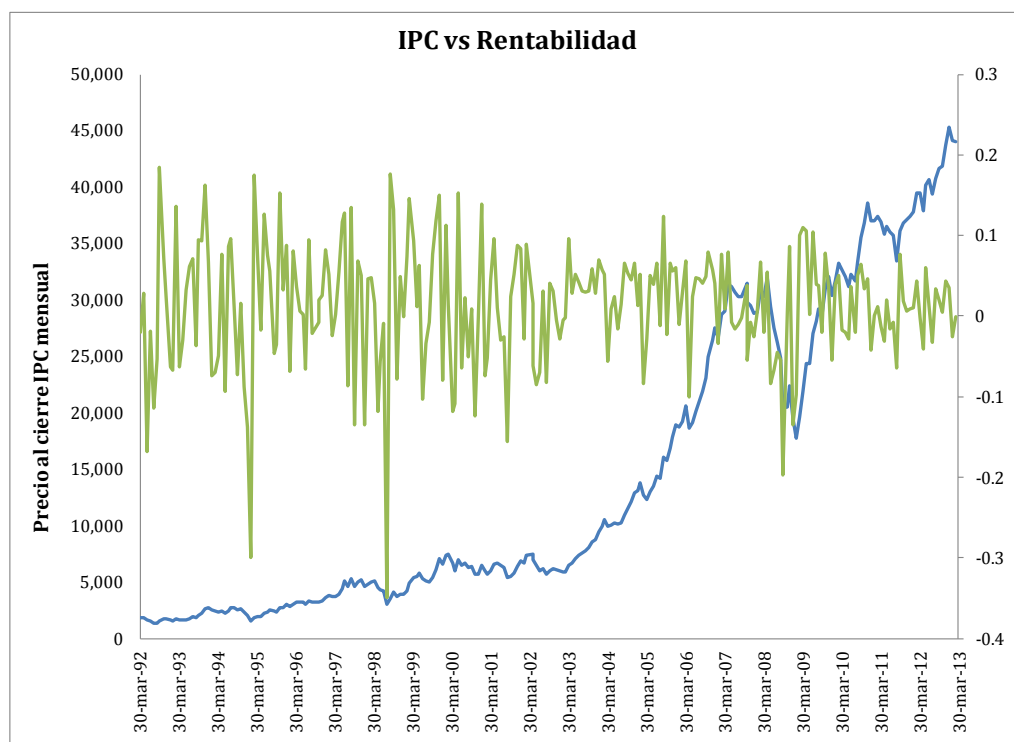


Gráfica 3. Evolución de la rentabilidad mensual del IPC entre enero de 1992 y primer trimestre de 2013. Fuente: Elaboración propia con datos obtenidos de Economática y de la BMV.

Del análisis gráfico de la rentabilidad mensual surge claramente la existencia de fuerte volatilidad que oscila entre + 0.20 y - 0.40, con periodos en los que las caídas fueron muy pronunciadas como es el caso de las dos caídas, una en 1995, periodo durante el cual el rendimiento de las acciones cotizadas en la bolsa se vieron afectadas por la crisis económica en México y fuerte especulación financiera; y otra para octubre de

2008 periodo el cual se estaban resintiendo los efectos de la crisis hipotecaria “crisis subprime” en Estados Unidos.

Si superponemos la serie de rendimientos con la de los precios al cierre mensuales del IPC, podemos observar que generalmente los periodos en donde se presenta mayor volatilidad coinciden con los periodos descendentes en los valores al cierre del IPC (ver Gráfica 3.a.)



Gráfica 3.a. Evolución de la rentabilidad mensual y el precio al cierre mensual del IPC entre enero de 1992 y primer trimestre de 2013. Fuente: Elaboración propia con datos obtenidos de Economía y de la BMV.

Análisis empírico

Podemos proceder ahora a aplicar los modelos descritos en el capítulo II para observar o no la presencia de anomalías (efectos estacionales) en el mercado accionario mexicano y particularmente la presencia del efecto enero.

Con el fin de probar si los rendimientos en México presentan efectos estacionales se estimó la ecuación (eq. 2). Los resultados de la estimación se presentan en el Cuadro 1, en donde se observa la presencia de algún efecto estacional en el mes de marzo (observar que la probabilidad, que corresponde a la última columna de lado derecho, el D3 es **0.0113** < 0.05) y también para los meses de noviembre y diciembre (probabilidades de **0.0279** y **0.0084** < 0.05), pero no se puede ver la presencia de efectos estacionales para el mes de enero, por lo que aplicaremos ahora la ecuación (eq. 3) de manera que podamos corroborar si se sigue presentando el mismo comportamiento hasta ahora encontrado.

Dependent Variable: RT Method: Least Squares Date: 04/20/13 Time: 11:50 Sample: 1992M01 2013M03 Included observations: 255				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D1	0.005218	0.015894	0.328302	0.7430
D2	-0.008988	0.015894	-0.565480	0.5723
D3	0.040591	0.015894	2.553804	0.0113
D4	0.008599	0.016269	0.528547	0.5976
D5	0.003484	0.016269	0.214156	0.8306
D6	0.009663	0.016269	0.593947	0.5531
D7	0.008924	0.016269	0.548517	0.5838
D8	-0.011034	0.016269	-0.678271	0.4982
D9	0.006470	0.016269	0.397709	0.6912
D10	0.019269	0.016269	1.184435	0.2374
D11	0.035992	0.016269	2.212370	0.0279
D12	0.043260	0.016269	2.659144	0.0084
R-squared	0.053102	Mean dependent var		0.013440
Adjusted R-squared	0.010239	S.D. dependent var		0.074936
S.E. of regression	0.074552	Akaike info criterion		-2.308732
Sum squared resid	1.350584	Schwarz criterion		-2.142084
Log likelihood	306.3633	Hannan-Quinn criter.		-2.241699
Durbin-Watson stat	1.961786			

Cuadro 1. Resultados de la prueba de efectos estacionales (eq. 2). Fuente: Elaboración propia con datos obtenidos de Economía y de la BMV.

Dependent Variable: RT				
Method: Least Squares				
Date: 04/20/13 Time: 11:38				
Sample: 1992M01 2013M03				
Included observations: 255				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.005218	0.015894	0.328302	0.7430
D2	-0.014206	0.022478	-0.631999	0.5280
D3	0.035373	0.022478	1.573668	0.1169
D4	0.003380	0.022744	0.148631	0.8820
D5	-0.001734	0.022744	-0.076247	0.9393
D6	0.004444	0.022744	0.195410	0.8452
D7	0.003705	0.022744	0.162915	0.8707
D8	-0.016253	0.022744	-0.714584	0.4756
D9	0.001252	0.022744	0.055045	0.9561
D10	0.014051	0.022744	0.617775	0.5373
D11	0.030774	0.022744	1.353039	0.1773
D12	0.038042	0.022744	1.672608	0.0957
R-squared	0.053102	Mean dependent var	0.013440	
Adjusted R-squared	0.010239	S.D. dependent var	0.074936	
S.E. of regression	0.074552	Akaike info criterion	-2.308732	
Sum squared resid	1.350584	Schwarz criterion	-2.142084	
Log likelihood	306.3633	Hannan-Quinn criter.	-2.241699	
F-statistic	1.238863	Durbin-Watson stat	1.961786	
Prob(F-statistic)	0.261758			

Cuadro 2. Resultados de la prueba del efecto enero (eq. 3). Fuente: Elaboración propia con datos obtenidos de Economática y de la BMV.

Algo similar ocurre cuando se aplica la prueba para el efecto enero (probabilidad o P value de **0.7430** > 0.05 y a 0.10), en donde no se aprecia la presencia de dicho efecto, en cambio sí se observa la presencia de algún efecto estacional en diciembre p Value de **[0.0957]** al 10%, descartando la presencia de efectos estacionales para el mes de marzo (D3) tanto al 5% como al 10%. Lo que nos lleva a aplicar pruebas estadísticas más robustas para probar la presencia de efectos ARCH en la serie.

Pero antes de eso apliquemos algunas pruebas a la serie de rentabilidad, viendo primero su histograma y sus estadísticas principales, tal como se muestra en la gráfica 4. En dicha gráfica se muestran los siguientes estadísticos descriptivos: media, desviación estándar, skewness (medida de asimetría), kurtosis, (analiza el grado de concentración que presentan los valores alrededor de la zona central de la distribución) y el estadístico Jarque-Bera con su respectiva probabilidad de que este exceda al valor observado bajo la hipótesis nula. Un pequeño valor permitiría rechazar

la hipótesis nula de que la serie estocástica analizada proviene de una distribución de densidad del tipo normal.

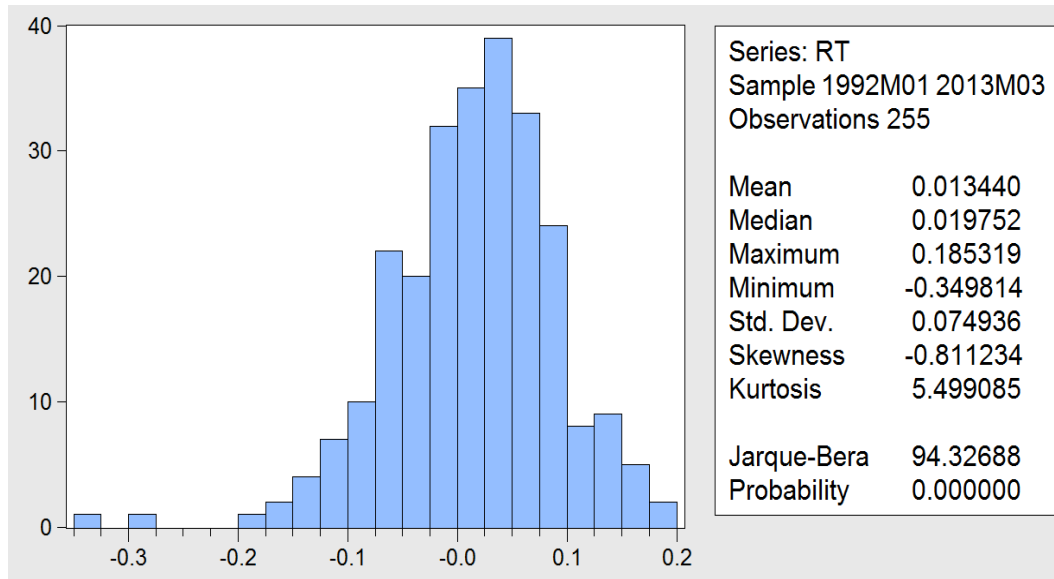


Gráfico 4. Histograma y estadísticos principales de la rentabilidad del IPC (RT). Fuente: Elaboración propia con datos obtenidos de Economática y de la BMV.

El valor del rendimiento medio es apenas superior a cero, es decir, que el rendimiento en el mercado accionario mexicano se mueve en torno a cero (ver que la concentración de las barras se da alrededor de 0.0), por lo que en promedio no hay ni pérdidas ni ganancias en el mercado.

Con una simple observación en la gráfica se puede afirmar a priori que la densidad se carga a la izquierda de valores negativos (-0.3), en tanto que en los extremos (colas) de distribución, particularmente a la izquierda, se concentra una densidad de probabilidades mayor en relación también a lo normal. Es decir, las probabilidades de rendimientos negativos (pérdidas) en el mercado accionario mexicano son mayores que las pérdidas por una distribución normal.

La ausencia de Normalidad se puede demostrar a través de los siguientes estadísticos: 1º) la Curtosis es de 5.49 muy superior a la que corresponde a una distribución normal

estándar de 3. 2º) el valor de la Asimetría (Skewness) es de -0.81 levemente inferior al correspondiente valor de la distribución normal estándar de 0, indicando una cola izquierda mayor a lo normal. 3º) el estadístico Jarque-Bera alcanza un valor de 94.33, muy alto, lo que nos lleva a rechazar la hipótesis de normalidad.

La principal conclusión es que los retornos en cuestión (rendimientos) muestran un alto valor en la kurtosis, excediendo del valor de 3, lo que sugiere que los retornos poseen leptokurtosis⁵⁹ comparado con una distribución normal, esto significa una mayor altura que la distribución normal con las colas más anchas. Casi el 50% de los datos presentan un valor negativo en el indicador de sesgo lo que implica que la distribución tiene una larga cola hacia la izquierda. En adición, el test de normalidad Jarque-Bera nos indica que debemos rechazar la hipótesis nula de normalidad, es decir se rechaza el supuesto de normalidad en los retornos.

En lo referente a la estacionariedad de la serie, de la visualización de la gráfica 3, podemos afirmar a priori que la serie es estacionaria. Para confirmarlo se aplica una prueba estadística llamada Dickey-Fuller Ampliado (DFA), para determinar la existencia de raíces unitarias, donde la hipótesis nula es que la serie es no estacionaria. Esto lo corroboramos con los resultados presentados en el Cuadro 3, al observar que el valor de la probabilidad no excede el 5% (**0.00**), lo que nos confirma que la serie es estacionaria en niveles.

⁵⁹ Distribución leptocúrtica: presenta un elevado grado de concentración alrededor de los valores centrales de la variable.

Null Hypothesis: RT has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=15)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-15.71449	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.455990	
5% level	-2.872720	
10% level	-2.572802	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(RT)
 Method: Least Squares
 Date: 04/20/13 Time: 11:43
 Sample (adjusted): 1992M02 2013M03
 Included observations: 254 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RT(-1)	-0.985474	0.062711	-15.71449	0.0000
C	0.012801	0.004775	2.681136	0.0078
R-squared	0.494934	Mean dependent var		-0.000499
Adjusted R-squared	0.492930	S.D. dependent var		0.105169
S.E. of regression	0.074890	Akaike info criterion		-2.337757
Sum squared resid	1.413335	Schwarz criterion		-2.309904
Log likelihood	298.8951	Hannan-Quinn criter.		-2.326552
F-statistic	246.9451	Durbin-Watson stat		2.007713
Prob(F-statistic)	0.000000			

Cuadro 3. Resultados de la prueba DFA a la serie de rendimientos. Fuente: Elaboración propia con datos obtenidos de Economática y de la BMV.

Del test realizado se observa claramente que al 1%, 5% y 10% de confianza se rechaza la hipótesis nula, por lo tanto hay evidencia estadística de que la serie RT es estacionaria.

Los modelos Autorregresivos presentan como característica importante la capacidad de ser utilizados como instrumentos de predicción y dado que la serie rentabilidad es estacionaria, podemos utilizar las pruebas t y F para ver la significancia de los coeficientes individuales obtenidos de las regresiones.

La estrategia de estimación de las pruebas (eq. 2 y eq. 3) fue la siguiente: si las ecuaciones estimadas presentan efectos ARCH, las especificaciones de ambas pruebas se modifican para tener presente este tipo de efecto a través de modelos GARCH, TARARCH, IGARCH y EGARCH, y evaluar bajo dichas especificaciones si el efecto enero está presente o no.

Para ello necesitamos estimar las ecuaciones eq. 2 y eq. 3 mediante un modelo ARCH(1) o también llamado modelo GARCH (0,1). Los resultados se presentan en los Cuadros 4 y 5.

Dependent Variable: RT
Method: ML - ARCH
Date: 04/20/13 Time: 11:52
Sample: 1992M01 2013M03
Included observations: 255
Convergence achieved after 36 iterations
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
GARCH = C(13) + C(14)*RESID(-1)^2

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
D1	0.012390	0.012659	0.978766	0.3277
D2	-0.001091	0.018442	-0.059187	0.9528
D3	0.035664	0.018059	1.974855	0.0483
D4	0.005666	0.018846	0.300646	0.7637
D5	0.003797	0.016234	0.233877	0.8151
D6	0.008737	0.014147	0.617554	0.5369
D7	0.015048	0.017509	0.859460	0.3901
D8	-0.008534	0.015554	-0.548688	0.5832
D9	0.005068	0.013906	0.364455	0.7155
D10	0.019794	0.014038	1.410048	0.1585
D11	0.034927	0.016869	2.070502	0.0384
D12	0.043494	0.019709	2.206868	0.0273

Variance Equation				
C	0.004199	0.000429	9.777497	0.0000
RESID(-1)^2	0.211081	0.093389	2.260224	0.0238

R-squared	0.050137	Mean dependent var	0.013440
Adjusted R-squared	-0.001100	S.D. dependent var	0.074936
S.E. of regression	0.074978	Akaike info criterion	-2.332713
Sum squared resid	1.354813	Schwarz criterion	-2.138290
Log likelihood	311.4209	Hannan-Quinn criter.	-2.254508
Durbin-Watson stat	1.962027		

Cuadro 4. Regresión de la variable rentabilidad, ARCH(1) de la eq. 2. Fuente: Elaboración propia con datos obtenidos de Economática y de la BMV.

En el cuadro 4 podemos observar que la serie presenta efectos ARCH (p-value = **0.0238** menor a 0.05). También podemos ver que bajo la especificación del modelo ARCH se aprecian efectos estacionales para los meses de marzo, noviembre y diciembre (P value de **0.0483**, **0.0384** y **0.0273** < 0.05).

En el cuadro 5, también podemos observar que la serie presenta efectos ARCH (p-value de 0.0238 < 0.05). Sin embargo bajo dicha especificación los efectos estacionales que se habían encontrado al aplicar la eq. 2, desaparecen.

Dependent Variable: RT
 Method: ML - ARCH
 Date: 04/20/13 Time: 11:54
 Sample: 1992M01 2013M03
 Included observations: 255
 Convergence achieved after 36 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(13) + C(14)*RESID(-1)^2

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.012390	0.012659	0.978766	0.3277
D2	-0.013482	0.021120	-0.638335	0.5233
D3	0.023274	0.022022	1.056856	0.2906
D4	-0.006724	0.022616	-0.297326	0.7662
D5	-0.008594	0.020487	-0.419458	0.6749
D6	-0.003654	0.018740	-0.194974	0.8454
D7	0.002658	0.021816	0.121821	0.9030
D8	-0.020925	0.019088	-1.096255	0.2730
D9	-0.007322	0.018629	-0.393050	0.6943
D10	0.007404	0.018998	0.389712	0.6967
D11	0.022536	0.020898	1.078407	0.2809
D12	0.031104	0.024030	1.294371	0.1955

Variance Equation				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.004199	0.000429	9.777494	0.0000
RESID(-1)^2	0.211081	0.093389	2.260228	0.0238

R-squared	0.050137	Mean dependent var	0.013440
Adjusted R-squared	-0.001100	S.D. dependent var	0.074936
S.E. of regression	0.074978	Akaike info criterion	-2.332713
Sum squared resid	1.354813	Schwarz criterion	-2.138290
Log likelihood	311.4209	Hannan-Quinn criter.	-2.254508
F-statistic	0.978525	Durbin-Watson stat	1.962027
Prob(F-statistic)	0.473081		

Cuadro 5. Regresión de la variable rentabilidad, ARCH(1) de la eq. 3. Fuente: Elaboración propia con datos obtenidos de Economática y de la BMV.

Ahora sí, estamos en condiciones de afirmar que son aplicables los modelos de la familia ARCH.

III.3 Conclusiones sobre la presencia de anomalías en el mercado de Valores mexicano.

Como se presentó en el apartado anterior, la estimación para el mercado accionario mexicano representa efectos ARCH, por lo que tenemos que proceder a realizar la estimación a través de otros modelos, como el modelo GARCH, IGARCH y EGARCH, que resulten más consistentes para verificar la presencia del llamado efecto enero. De tal manera que estemos seguros de que la información que presentemos es la correcta, dado que estaríamos aplicando pruebas más robustas que se ajustan mejor a las características de las series financieras y de este modo los inversionistas puedan tomar sus decisiones y plantear estrategias en el mercado de acciones mexicano.

Por lo que la especificación de la prueba se tiene que modificar para tomar en cuenta este tipo de efecto bajo un modelo GARCH y evaluar bajo esta nueva especificación, la cual se considera más consistente, si el efecto enero está presente o no.

III.3.1 Aplicando modelos ARCH y GARCH

Estos modelos se componen de dos ecuaciones, una para la media condicional y otra para la varianza condicional, y se resuelven simultáneamente.

Ecuación de la media:

$$y_t = c + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Ecuación de la varianza proceso ARCH(1):

$$\sigma_t^2 = w + \alpha \varepsilon_{t-1}^2$$

Ecuación de la varianza de proceso GARCH(1,1):

$$\sigma_t^2 = w + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_t^2$$

Procedemos a efectuar las pruebas con el modelo GARCH(1,1), utilizando el soporte técnico de Eviews 7.

Dependent Variable: RT
 Method: ML - ARCH
 Date: 04/20/13 Time: 12:03
 Sample: 1992M01 2013M03
 Included observations: 255
 Convergence achieved after 30 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(13) + C(14)*RESID(-1)^2 + C(15)*GARCH(-1)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.013800	0.011338	1.217123	0.2236
D2	-0.018764	0.016071	-1.167563	0.2430
D3	0.012273	0.017056	0.719562	0.4718
D4	-0.006521	0.019034	-0.342603	0.7319
D5	-0.017027	0.015488	-1.099366	0.2716
D6	0.006103	0.016394	0.372276	0.7097
D7	0.000630	0.018260	0.034496	0.9725
D8	-0.017251	0.018732	-0.920949	0.3571
D9	-0.003034	0.014668	-0.206859	0.8361
D10	0.014407	0.018895	0.762496	0.4458
D11	0.014953	0.017546	0.852222	0.3941
D12	0.025527	0.021782	1.171931	0.2412

Variance Equation				
C	8.78E-05	9.14E-05	0.960520	0.3368
RESID(-1)^2	0.182119	0.063763	2.856186	0.0043
GARCH(-1)	0.812227	0.058829	13.80659	0.0000

R-squared	0.042492	Mean dependent var	0.013440
Adjusted R-squared	-0.013362	S.D. dependent var	0.074936
S.E. of regression	0.075435	Akaike info criterion	-2.464063
Sum squared resid	1.365717	Schwarz criterion	-2.255754
Log likelihood	329.1681	Hannan-Quinn criter.	-2.380272
F-statistic	0.760765	Durbin-Watson stat	1.963988
Prob(F-statistic)	0.711024		

Cuadro 6. Regresión de la variable rentabilidad, GARCH(1,1). Fuente: Elaboración propia con datos obtenidos de Economía y de la BMV.

Como se observa en el cuadro 6 anterior, se volvió a estimar el modelo a través del modelo GARCH(1,1), bajo esta especificación no se observa la presencia del efecto enero (p -value de **0.2236** $>$ 0.05 y a 0.10), o de otra manera, no existen rendimientos anormales mayores en este mes con respecto a los demás meses del año. Sin embargo, al aplicar las pruebas a través del modelo GARCH (1,1) de la eq. 2, encontramos nuevamente la presencia de efectos estacionales para los meses de marzo, noviembre y diciembre al 5% de probabilidad y para los meses de junio y octubre al 10% de probabilidad, tal como lo muestra el cuadro 7.

Dependent Variable: RT
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
Date: 05/12/13 Time: 19:14
Sample: 1992M01 2013M03
Included observations: 255
Convergence achieved after 26 iterations
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
GARCH = C(13) + C(14)*RESID(-1)^2 + C(15)*GARCH(-1)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
D1	0.013798	0.011337	1.217060	0.2236
D2	-0.004962	0.012396	-0.400294	0.6889
D3	0.026078	0.012092	2.156541	0.0310
D4	0.007279	0.014930	0.487548	0.6259
D5	-0.003225	0.010014	-0.322064	0.7474
D6	0.019897	0.011411	1.743694	0.0812
D7	0.014430	0.014061	1.026246	0.3048
D8	-0.003448	0.016186	-0.213051	0.8313
D9	0.010769	0.009824	1.096106	0.2730
D10	0.028204	0.015077	1.870680	0.0614
D11	0.028758	0.013086	2.197684	0.0280
D12	0.039319	0.017723	2.218503	0.0265

Variance Equation				
C	8.79E-05	9.14E-05	0.961761	0.3362
RESID(-1)^2	0.182144	0.063768	2.856370	0.0043
GARCH(-1)	0.812167	0.058835	13.80407	0.0000

R-squared	0.042497	Mean dependent var	0.013440
Adjusted R-squared	-0.013357	S.D. dependent var	0.074936
S.E. of regression	0.075435	Akaike info criterion	-2.464063
Sum squared resid	1.365710	Schwarz criterion	-2.255754
Log likelihood	329.1681	Hannan-Quinn criter.	-2.380272
Durbin-Watson stat	1.963986		

Cuadro 7. Regresión de la variable rentabilidad, GARCH(1,1) eq.2. Fuente: Elaboración propia con datos obtenidos de Economática y de la BMV.

En los resultados que hemos obtenido (ver Cuadro 6), la suma de los coeficientes ($\alpha + \beta$) es muy cercano a 1 ($0.18 + 0.81 = \mathbf{0.99}$), indicando que los shocks de volatilidad son muy persistentes. Dicho resultado es comúnmente observado en con mucha frecuencia en datos financieros. Al no cumplirse $\alpha + \beta < 1$, tenemos que los efectos del “shock” tardan en olvidarse.

Además podemos ver (cuadro 5) que el rendimiento ofrecido por el IPC depende de un componente anticipado, que se pudo haber previsto en base a la información pasada (ARCH) y también demuestra que los agentes (traders) se encargan de predecir la varianza con información de los últimos periodos (GARCH).

Debido a que se necesita conocer cuál es el modelo que mejor explica el comportamiento del mercado de acciones en México, se hace necesario efectuar pruebas aún más robustas para no desechar la posibilidad de primer momento, es decir, debemos de tomar en cuenta las características propias de la serie analizada.

III.3.2 Aplicando en Modelo IGARCH

Los resultados del modelo GARCH nos indican un valor de $\alpha + \beta$ muy cercano a la unidad, lo que conduce a probar las especificaciones con un modelo GARCH Integrado, de manera que podamos comprobar si en estos casos los shocks en la volatilidad del retorno de los rendimientos se muestra persistente para un largo periodo en el futuro o por el contrario desaparecen en el corto plazo. Ver Cuadro 8. Donde también podemos ver que bajo la especificación de un modelo IGARCH (1,1), no se puede aceptar la presencia de efecto enero en la serie de los rendimientos del IPC (p-value de $0.1395 > 0.05$ y 0.10).

Dependent Variable: RT
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/12/13 Time: 19:26
 Sample: 1992M01 2013M03
 Included observations: 255
 Convergence achieved after 60 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(13)*RESID(-1)^2 + (1 - C(13))*GARCH(-1)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.015305	0.010357	1.477706	0.1395
D2	-0.023055	0.013626	-1.691986	0.0906
D3	0.006680	0.014484	0.461228	0.6446
D4	-0.006636	0.017475	-0.379741	0.7041
D5	-0.021831	0.013717	-1.591488	0.1115
D6	0.007096	0.014926	0.475405	0.6345
D7	-0.000823	0.016642	-0.049433	0.9606
D8	-0.023197	0.015967	-1.452792	0.1463
D9	-0.006466	0.013060	-0.495094	0.6205
D10	0.010944	0.015709	0.696648	0.4860
D11	0.010143	0.015863	0.639420	0.5225
D12	0.022857	0.020048	1.140082	0.2543

Variance Equation				
RESID(-1)^2	0.144031	0.035362	4.073033	0.0000
GARCH(-1)	0.855969	0.035362	24.20588	0.0000

R-squared	0.038885	Mean dependent var	0.013440
Adjusted R-squared	-0.008773	S.D. dependent var	0.074936
S.E. of regression	0.075264	Akaike info criterion	-2.471133
Sum squared resid	1.370861	Schwarz criterion	-2.290598
Log likelihood	328.0695	Hannan-Quinn criter.	-2.398514
F-statistic	0.815916	Durbin-Watson stat	1.968881
Prob(F-statistic)	0.633955		

Cuadro 8. Regresión de la variable rentabilidad, IGARCH(1,1). Fuente: Elaboración propia con datos obtenidos de Economía y de la BMV.

Bajo la especificación del modelo IGARCH (1,3), se acepta la presencia de rendimientos anormales positivos para el mes de enero al 10% de confianza [p-value = **0.0749 < 0.10**]. Ver cuadro 9. También se puede corroborar la hipótesis de shock persistente en la varianza condicional, es decir, el efecto de cualquier shock en el mercado de acciones en México no desaparece (a diferencia de lo que ocurre en el modelo GARCH [1,1]), por el contrario la varianza no muestra reversión a la media, por lo que pueden transcurrir varios periodos antes de que el efecto de los shocks ocurridos para el conjunto de acciones afectadas vuelva a su valor promedio (a una cotización menos volátil).

Dependent Variable: RT
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 05/12/13 Time: 19:38
 Sample: 1992M01 2013M03
 Included observations: 255
 Convergence achieved after 37 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(13)*RESID(-1)^2 + C(14)*GARCH(-1) + C(15)*GARCH(-2) +
 (1 - C(13) - C(14) - C(15))*GARCH(-3)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.019024	0.010683	1.780790	0.0749
D2	-0.029991	0.013561	-2.211622	0.0270
D3	0.011668	0.015830	0.737081	0.4611
D4	-0.021039	0.017148	-1.226920	0.2199
D5	-0.015627	0.013343	-1.171200	0.2415
D6	0.002137	0.016173	0.132117	0.8949
D7	-0.014223	0.017771	-0.800329	0.4235
D8	-0.034968	0.016671	-2.097546	0.0359
D9	-0.002703	0.013838	-0.195318	0.8451
D10	0.008539	0.016590	0.514735	0.6067
D11	0.006005	0.014951	0.401630	0.6880
D12	0.027081	0.015557	1.740703	0.0817

Variance Equation				
RESID(-1)^2	0.286751	0.045288	6.331759	0.0000
GARCH(-1)	-0.082651	0.058711	-1.407764	0.1592
GARCH(-2)	0.133042	0.051092	2.603980	0.0092
GARCH(-3)	0.662858	0.074223	8.930592	0.0000

R-squared	0.040050	Mean dependent var	0.013440
Adjusted R-squared	-0.015947	S.D. dependent var	0.074936
S.E. of regression	0.075531	Akaike info criterion	-2.495194
Sum squared resid	1.369200	Schwarz criterion	-2.286884
Log likelihood	333.1372	Hannan-Quinn criter.	-2.411403
F-statistic	0.715214	Durbin-Watson stat	1.963362
Prob(F-statistic)	0.758311		

Cuadro 9. Regresión de la variable rentabilidad, IGARCH(1,3). Fuente: Elaboración propia con datos obtenidos de Economática y de la BMV.

III.3.3 Aplicando Modelos ARCH Asimétricos

Una de las principales características de los mercados financieros es que ante malas noticias se producen caídas en las cotizaciones que tienen una volatilidad mayor que

cuando se producen subidas en las cotizaciones por buenas noticias en cuyo caso las variaciones o volatilidad son de menor magnitud (ver Gráfico 3.a).

Para estos casos de volatilidad asimétrica se desarrollaron los modelos TARARCH y EGARCH. Apliquemos nuestras especificaciones para notar o no presencia del llamado efecto enero y probemos si para el caso de los rendimientos del IPC las noticias malas y las buenas afectan de manera diferenciada, tal como lo dicta la teoría.

Los modelos TARARCH o Threshold ARCH plantean la siguiente ecuación para la varianza condicional:

$$\sigma_t^2 = w + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1} + \beta \sigma_{t-1}^2 \quad 60$$

Dependent Variable: RT
 Method: ML - ARCH
 Date: 04/20/13 Time: 12:07
 Sample: 1992M01 2013M03
 Included observations: 255
 Convergence achieved after 29 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(13) + C(14)*RESID(-1)^2 + C(15)*RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0)
 + C(16)*GARCH(-1)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.011536	0.011649	0.990335	0.3220
D2	-0.016047	0.016465	-0.974607	0.3298
D3	0.014298	0.016986	0.841755	0.3999
D4	-0.007095	0.018809	-0.377227	0.7060
D5	-0.014320	0.015555	-0.920583	0.3573
D6	0.004383	0.016277	0.269265	0.7877
D7	0.002125	0.018176	0.116935	0.9069
D8	-0.014885	0.019088	-0.779841	0.4355
D9	-0.001760	0.015154	-0.116132	0.9075
D10	0.014185	0.018836	0.753064	0.4514
D11	0.016811	0.017501	0.960570	0.3368
D12	0.028623	0.021753	1.315854	0.1882

Variance Equation				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000128	0.000105	1.213310	0.2250
RESID(-1)^2	0.139427	0.090876	1.534246	0.1250
RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0)	0.077859	0.080899	0.962423	0.3358
GARCH(-1)	0.803391	0.062180	12.92038	0.0000

R-squared	0.044433	Mean dependent var	0.013440
Adjusted R-squared	-0.015540	S.D. dependent var	0.074936
S.E. of regression	0.075516	Akaike info criterion	-2.459373
Sum squared resid	1.362949	Schwarz criterion	-2.237176
Log likelihood	329.5700	Hannan-Quinn criter.	-2.369996
F-statistic	0.740885	Durbin-Watson stat	1.961909
Prob(F-statistic)	0.741514		

Cuadro 10. Regresión de la variable rentabilidad, TARARCH(1,1). Fuente: Elaboración propia con datos obtenidos de Economática y de la BMV.

⁶⁰ Donde $d_t = 1$ si ε_t es negativo y $d_t = 0$ si ε_t es positivo o cero. Aquí valores negativos del residuo de la regresión son interpretadas como malas noticias para el mercado y los valores positivos representan buenas nuevas.

Ahora las cosas cambian considerablemente, bajo la especificación de la prueba a través un modelo TAR(1,1), el mercado accionario mexicano representado por el rendimiento del índice denominado IPC, no cumple con las condiciones de un modelo asimétrico de tipo TAR. Es decir, en este mercado las buenas y malas noticias **no tienen** un efecto diferenciado en la varianza condicional. Entonces no podemos decir que la presencia del efecto enero en México se derive de la publicación de buenas noticias a finales de año o a la presencia de noticias buenas en enero sobre el ejercicio del año anterior.

III.3.4 Aplicando modelos EGARCH o GARCH Exponencial

Este modelo se define como:

$$\log(\sigma_{t-1}^2) = w + \alpha \text{abs}(\varepsilon_{t-1}/\sigma_{t-1}) + \gamma(\varepsilon_{t-1}/\sigma_{t-1}) + \beta \log(\sigma_{t-1}^2)$$

En este caso, la influencia de los residuos sobre la varianza condicional es de tipo exponencial, ya que podemos escribir:

$$\sigma_t^2 = (\sigma_{t-1}^2)^\beta \exp[w + \alpha \text{abs}(\varepsilon_{t-1}/\sigma_{t-1}) + \gamma(\varepsilon_{t-1}/\sigma_{t-1})]$$

donde el efecto leverage (dado por el valor de γ) es exponencial más que cuadrático y es linealizado mediante la aplicación de logaritmos, garantizándose que la predicción de la varianza condicional sea no negativa.

Dependent Variable: RT
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Generalized error distribution (GED)
 Date: 04/20/13 Time: 12:19
 Sample: 1992M01 2013M03
 Included observations: 255
 Convergence achieved after 23 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 LOG(GARCH) = C(14) + C(15)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) +
 C(16)*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(17)*LOG(GARCH(-1))

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
@SQRT(GARCH)	0.181976	0.193985	0.938096	0.3482
C	0.001102	0.015448	0.071360	0.9431
D2	-0.010804	0.015968	-0.676600	0.4987
D3	0.018023	0.016957	1.062911	0.2878
D4	-0.011492	0.017821	-0.644866	0.5190
D5	-0.018136	0.015341	-1.182165	0.2371
D6	0.003954	0.016199	0.244098	0.8072
D7	0.002774	0.017179	0.161501	0.8717
D8	-0.013456	0.018116	-0.742773	0.4576
D9	0.002477	0.015575	0.159040	0.8736
D10	0.015743	0.017700	0.889483	0.3737
D11	0.020003	0.017433	1.147444	0.2512
D12	0.028323	0.020417	1.387248	0.1654

Variance Equation				
C(14)	-0.521271	0.255634	-2.039134	0.0414
C(15)	0.303756	0.126103	2.408787	0.0160
C(16)	-0.060167	0.060927	-0.987516	0.3234
C(17)	0.950196	0.038779	24.50300	0.0000

GED PARAMETER	1.689602	0.220902	7.648638	0.0000
R-squared	0.044699	Mean dependent var	0.013440	
Adjusted R-squared	-0.023825	S.D. dependent var	0.074936	
S.E. of regression	0.075824	Akaike info criterion	-2.466500	
Sum squared resid	1.362570	Schwarz criterion	-2.216529	
Log likelihood	332.4788	Hannan-Quinn criter.	-2.365951	
F-statistic	0.652308	Durbin-Watson stat	1.931708	
Prob(F-statistic)	0.847213			

C

Cuadro 11. Regresión de la variable rentabilidad, EGARCH(1,1). Fuente: Elaboración propia con datos obtenidos de Economática y de la BMV.

Los rendimientos de las acciones en México no se comportan como una especificación del modelo EGRCH(1,1), tal como sucede con los resultados del modelo TARCH (1,1). Esto queda resaltado en el cuadro de color rojo sobre la estimación del modelo arrojado por el programa Eviews (p-values del modelo mayores a 0.05).

Conclusiones

Bajo la aplicación de las pruebas de los modelos de la familia ARCH, no se puede decir que en el mercado de acciones en México se observe la presencia de efecto enero para el periodo de estudio. Si bien, restringiendo la prueba IGARCH (1, 3) se aceptaba dicho comportamiento, éste no es significativo como para decir que la serie de rendimientos del IPC observe rendimientos anormales positivos más altos en el mes de Enero comparado con otros meses del año.

Capítulo IV. Conclusiones finales y recomendaciones

El comportamiento de los mercados bursátiles y su evolución ha despertado mucho interés en los últimos años entre los agentes económicos. Ello se debe entre otros aspectos a que el mercado de valores cumple una función importante en el sistema financiero, pues capta a través de la colocación de diversos instrumentos representativos de capital o deuda, recursos que son utilizados para el financiamiento de entes económicos como son: Empresas, Gobierno Federal, Estatal y Municipal; así como a entidades financieras. Es decir, constituyen un medio de financiamiento de la actividad productiva de las empresas a partir del ahorro de los inversionistas.

Además de servir como medio para asignar los acervos de capital de una economía, el mercado de capitales juega un papel muy importante al orientar las decisiones de los inversionistas y de las empresas, lo que puede contribuir a que se alcance una asignación de recursos que resulte económicamente óptima.

En conclusión, el papel que juega el mercado de capitales como diseminador de información puede ayudar a que se alcance la congruencia con la *hipótesis de los mercados eficientes*.

Para que el mercado de capitales cumpla con la hipótesis de los mercados eficientes, es necesario que se pueda conocer y hasta anticipar esta información. Sin embargo, como sabemos, los cambios en los precios son aleatorios y no son predecibles en la medida en la que se incorporan las expectativas e información de todos los participantes en el mercado. Dicha variación en el rendimiento del activo se le conoce como *volatilidad*. La volatilidad es una característica fundamental de los mercados financieros modernos, cuya medida y previsión es de vital importancia para los que en ellos operan, de

manera que su ausencia puede llegar a vaciar de contenido la operatividad en dichos mercados.

La volatilidad es una medida de la velocidad del mercado, de qué tan rápido se ajustan los precios de los activos financieros ante determinados hechos. Los mercados que se mueven despacio son mercados de baja volatilidad, los mercados que se mueven deprisa son mercados de alta volatilidad.

Al respecto, en décadas recientes se han visto números periodos de inestabilidad y de crisis financieras, reflejadas por el incremento de volatilidad en las cotizaciones de los principales activos financieros, dejando ver la interrelación que se produce entre los riesgos de crédito, de mercado y de liquidez en situaciones críticas. Sin embargo, la modelización y medición de los riesgos es una tarea complicada, el riesgo es un concepto escurridizo que se niega a ser encerrado en la modelización formal. La dificultad existe tanto detrás de los movimientos de los precios de los activos financieros, como de la solvencia de los agentes económicos (empresas o individuos). El riesgo financiero está relacionado, con factores de índole económica, factores políticos y factores sociales⁶¹.

Aún no existen teorías precisas sobre los movimientos de los precios de las acciones, pero sí existen modelos interpretativos que ayudan a comprender ciertos episodios, sin embargo, el problema es la precisión que se requiere y que no la proporciona la

⁶¹ Al hablar de invertir en acciones, se debe considerar el riesgo de perder una parte significativa del capital invertido a cambio de la posibilidad de obtener utilidades mayores a las que se podrían obtener en otras alternativas de inversión.

Los factores que afectan la oferta y demanda de valores son:

1. La situación financiera de la emisora y su capacidad de producir utilidades. Esto se ve reflejado en los estados financieros que debe proveer al público con cierta cotidianidad obligatoria.
2. El entorno político y social del país.
3. El entorno extranjero, especialmente hoy día que estamos globalizados.
4. Factores Micro y Macroeconómicos.
5. El ánimo o desánimo de los inversionistas y otros factores psicológicos.

teoría económica. Dichas carencias nos llevan a tener que resolver el problema en el terreno de los métodos estadísticos.

Mediante esta investigación se toca un tema muy interesante, que resulta de utilizar modelos específicos para encontrar la presencia del llamado “efecto enero” en el comportamiento del mercado de acciones en México, por medio del rendimiento del índice de precios y cotizaciones, durante el periodo de enero de 1992 a marzo de 2013. Para lo cual se utilizaron las regresiones de los modelos de la familia ARCH para modelar la rentabilidad como la volatilidad de los mercados bursátiles.

Evidentemente, la naturaleza del enfoque ARCH es mucho más general y es aplicable a cualquier investigación empírica que implique la explotación de información a diferentes frecuencias muestrales. Sin embargo, en este caso, los modelos de la familia ARCH nos ayudaron para poder modelar la volatilidad en los rendimientos y poder encontrar algún síntoma acerca del efecto enero en la serie del IPC.

Los resultados que se desprenden de la aplicación del enfoque ARCH al cálculo del rendimiento del IPC son varios y muy interesantes:

- i. El comportamiento de los rendimientos sobre el IPC responde a dos situaciones muy importantes.
 - 1) Bajo la especificación del modelo GARCH, encontramos un impacto de noticias de forma simétrica y centrada sobre los rendimientos del IPC. Lo anterior implica que los inversionistas responderán de la misma manera a noticias/shocks tanto buenos como malos, corriendo el riesgo que ante un shock negativo el modelo vaya a sub-predecir la cantidad de volatilidad y a sobre-predecirla ante un evento positivo, generando distorsiones en las expectativas sobre el mercado. Esto es común en el comportamiento de las bolsas de valores de todo el mundo, el año de 1987 contiene evidentes

muestras de lo que la euforia y el pánico del público inversionista puede provocar y que afectan el desempeño de toda la economía en general.

- 2) De la estimación del modelo IGARCH o GARCH Integrado, se encontró que los shocks en la varianza condicional son persistentes, es decir, su efecto no desaparece a lo largo del tiempo. Además la varianza no muestra reversión a la media, por lo que transcurren varios periodos antes de que la varianza vuelva a tomar su valor promedio. Con ello podemos inferir que cualquier caída en el rendimiento de una acción o del conjunto de acciones para el cual se establece el análisis, durará algunos periodos antes de volver a su precio de equilibrio, con ello el inversionista puede tomar sus decisiones de compra-venta de acciones en el mercado.
 - 3) Se rechazan las especificaciones con el modelo TAR(1,1). Esto quiere decir que en México y para el caso del mercado de acciones específicamente, las noticias no tienen un efecto diferenciado, tal como lo predice el modelo. Derivado de que los agentes en el mercado cuentan con información “perfecta” del comportamiento de las acciones, esto tiende a distorsionar sus decisiones, es decir, si los inversionistas no conocieran “todo” sobre el activo en el que desean invertir, las malas noticias se interpretarían como valores negativos de los residuos de la regresión y las buenas noticias como valores positivos. En un mercado con información completa, los precios de los activos recogen dichos eventos (tanto positivos como negativos) y lo incorporan de inmediato, aminorando las pérdidas producidas por la pura especulación, también llamados factores psicológicos.
- ii. Bajo las pruebas de los modelos de la familia ARCH *no se observa la presencia del llamado efecto enero*, para el periodo de estudio, es decir, no existen rendimientos anormales mayores en este mes con respecto a los demás meses del año en el mercado de acciones en México. Lo que implica que:
 - iii. **Se acepta la hipótesis de mercados eficientes para el caso del mercado de acciones en México, para el periodo 1992-2013, es decir, los inversionistas cuentan con toda la información al momento de tomar sus decisiones de**

inversión, debido a que el precio de las acciones refleja toda la información relevante hoy.

- iv. En un mercado eficiente los movimientos a la baja vendrían acompañados de de mayor volatilidad a diferencia de los movimientos al alza. Esto es, ante cualquier noticia mala sobre el comportamiento del activo, los agentes, dado que son “racionales” reaccionarían de manera más agresiva al momento de tomar sus decisiones de inversión, debido a que ello puede ocasionar fuertes caídas de los rendimientos y en consecuencia grandes pérdidas.
- v. No se pueden predecir precios futuros basados en una serie de precios históricos de las acciones. El problema de predecir precios futuros está muy relacionado con la eficiencia del mercado. Es claro que, si se pudieran predecir los precios futuros de tal manera que se produzcan ganancias a causa de ello, el mercado sería ineficiente. Ello implicaría que existen oportunidades (de arbitraje) para obtener beneficios extraordinarios. Sin embargo, para el caso del mercado accionario mexicano, los inversionistas no podrían realizar arbitraje debido a que toda la nueva información ya está incorporada en el precio actual.
- vi. Es evidente que cuanto mayor fuerza tenga la HME, más se reducirán las oportunidades de especulación con éxito. La competencia entre los inversores bien informados hace que el precio de los títulos refleje su valor intrínseco.
- vii. No se detectan beneficios tratando de obtener los movimientos de los precios futuros de un título, en base a precios pasados.
- viii. Para sociedades cotizadas en el mercado de acciones, se considera improbable obtener acciones infra o supra-valoradas mediante la aplicación de la información pública.
- ix. Con los resultados obtenidos de este estudio podemos afirmar que en México el mercado accionario está alcanzando un grado de madurez suficiente para poder eliminar asimetrías causadas por ejemplo, por comportamientos cíclicos de los precios, debido a que se comporta como un “sistema caótico” que puede hacer predicciones solo en el corto plazo. Lo anterior significa que los agentes no pueden diseñar estrategias de inversión que generen beneficios extraordinarios

considerando solo el comportamiento del precio actual, dado que quedó demostrado a lo largo de esta investigación que dicho precio recoge toda la información relevante del desempeño del activo. Esto es, si se diera a conocer alguna noticia sobre una acción determinada, ningún participante en el mercado podría utilizar dicha información para obtener una ganancia superior en el mercado, porque dicha situación (noticia) ya lo ha capturado inmediatamente el precio de la acción al momento t .

- x. Bajo dichas conclusiones los inversionistas ahora cuentan con más información del comportamiento del mercado de acciones en México y pueden así, tomar decisiones de inversión más acertadas, además de identificar otras condiciones en la economía y de revisar el comportamiento financiero⁶² de las empresas en las que desean invertir, condiciones que no son tema de estudio en el presente trabajo de investigación.
- xi. Con las pruebas propuestas y el análisis empírico realizado, se pone en evidencia el uso de alternativas para la explicación de los fenómenos financieros para el mercado bursátil en México.
- xii. Los estudios basados en la EMH han realizado una contribución invaluable a nuestra comprensión del mercado de títulos.
- xiii. Los resultados sugieren que no hay forma de ganarle al mercado, pues el mercado es perfecto, por lo que los costos y beneficios asociados a un valor están todos incorporados (descontados) en su precio, y sólo la información imprevista puede ocasionar cambios en los precios y beneficios inesperados. Por ello, el único modo de superar el comportamiento del mercado es obtener la información antes de que el resto de los agentes.
- xiv. La teoría del mercado eficiente precisa que los inversores procesen la información continuamente, asumiendo que el mercado no es perfecto, y

⁶² El conocer la información financiera de una empresa resulta muy importante para la toma de decisiones de inversión y financiamiento, ya que muestra los recursos que posee el negocio y nos ayuda a contrastar los resultados de una empresa en un año con respecto al anterior. Las razones financieras deben ser presentadas, ya que son utilizadas para ponderar y evaluar los resultados de las operaciones de las empresas. Sin duda los estados financieros son necesarios, ya que estos ayudan a evaluar, valorar, predecir o confirmar el rendimiento de una inversión y el nivel de riesgo implícito.

tratando de lograr mayores rendimientos y de no aceptar los rendimientos otorgados en primera instancia, este proceso continuo de la información conduce a la eficiencia o a la mejora de la eficiencia.

- xv. La eficiencia del mercado evolucionó a través de la competencia perfecta, que supone información libre y disponible instantáneamente, inversores racionales y exención de costes de transacción e impuestos. En México, el desarrollo del Gobierno Corporativo ha ido ligado a la evolución del mercado de valores debido a la necesidad que hay de establecer reglas claras de responsabilidad administrativa y ética, así como de revelar y transparentar la información de las empresas públicas. En junio de 1999, el Consejo Coordinador Empresarial dio a conocer el Código de Mejores Prácticas Corporativas, y en abril de 2010 emitió la segunda versión revisada de las mismas; este código no es de cumplimiento obligatorio, sino que propone conductas y parámetros para las funciones de los órganos administrativos.
- xvi. Las implicaciones de tal nivel de eficiencia del mercado, según esta hipótesis son claras: nadie puede superar consistentemente el comportamiento del mercado y obtener rendimientos anormales.
- xvii. Vale la pena resaltar que los mercados no se vuelven eficientes automáticamente, es la acción de los inversionistas racionales y maximizadores de beneficios que, al poner en práctica esquemas para vencer el mercado, lo vuelven eficiente. Al respecto, las empresas que cotizan en Bolsa tienen una serie de obligaciones en cuanto a la publicación de información sobre la evolución de su actividad económica, que deben entregar de forma transparente cada tres meses a la Comisión Nacional Bancaria y de Valores.
- xviii. Tiene sentido pensar, entonces en un mercado eficiente como un mecanismo autocorrectivo, donde las ineficiencias surgen a intervalos regulares pero desaparecen casi instantáneamente a medida que los inversores las encuentran y comercian sobre ellas.

RECOMENDACIONES:

- Es preciso que avance el conocimiento del mercado de títulos, mediante estudios multidisciplinares cualitativos y cuantitativos.
- La eficiencia del mercado no se puede probar por sí misma, sino que requiere la especificación de una estructura adicional, tal como: preferencias de los inversionistas, comportamiento y estructura de la información.
- Derivado de este estudio se abre una ventana para continuar con la investigación sobre este tema, sobre la predictibilidad de los rendimientos. Considerando que el rendimiento puede ser mayor en tiempos malos si la gente tiene una aversión mayor al riesgo y puede ser menor cuando existe menor aversión al riesgo, por lo que el riesgo es el componente que decide cuanto se ha de pagar por un título. La predictibilidad de los rendimientos se basa simplemente en poder prefijar rendimientos que desea la gente para mantener títulos. Se propone tratar de desarrollar teorías más consistentes de las reacciones del mercado de acciones, mediante la incorporación de ideologías Keynesianas sobre el comportamiento especulativo de los inversores, por ejemplo.
- Los años recientes han sido testigos de una nueva ola de investigadores que han ofrecido una provocación del pensamiento, argumentos teóricos y pruebas empíricas que soportan evidencia para mostrar que los precios de los títulos podrían desviarse de sus valores de equilibrio, debido a factores psicológicos, modas y negociación con ruido.
- Es preciso estar abierto a la idea de incorporar nuevos paradigmas, añadiendo algún aspecto de toma de decisiones que hasta ahora ha sido olvidado.

Bibliografía

- AL-Khazali, O. M. (2001). "Does the January Effect exist in Hight-Yield Bond Market?" *Review of Financial Economics*, 10, 71-80.
- Asteriou, D. y Geoge K. (2006). "Testing for the Existence of the January Effect in Transition Economies". *Applied Financial Economics Letters*, 2 (6), 375-382.
- Balaban, E. (995). "January Effect, yes! What about Mark Twain effect?". *Discossion paper 9509*, The Central Bank of the Republic of Turkey, Research Deparment.
- Black, F. y Scholes, M. (1973). "The Pricing of Options and Corporate Liabilities". *Journal of Political Economics*, 17. B
- Bollerslev, Tim. (1986). "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity". *Journal of Econometrics*, 31 (3), 307-327.
- Branch, B. (1977). "A tax-loss trading rule". *Journal of Business*, 50, 198-207.
- Cabello Alejandra y Edgar Ortiz (2003). "Day of the week and month of the year anomalies in the Mexican stock market". *Revista Mexicana de Economía y Finanzas* 2(3), 217-241.
- Cabello Alejandra y Edgar Ortiz (2004). "Day of the week and month of the year effects at the Latin American Emerging markets". *International Finance Review* 5, 273-304.
- Chang E., Pinegar, M. y Ravichandran, R. (1993). "International evidence on the robustness of the day on the week effect". *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 28, 497-513.
- Chang, E. C. y Pinegar, J. M. (1986). "Return seasonality and tax-loss selling in the market for long-term government and bonds", *Journal of Financial Economics*, 17, 391-415.
- Chen, C. R. y Chan, A. (1997). "From TBills to stocks: seasonal anomalies revisited". *Journal of Business, Finance and Accounting*, 24 (5), 573-592.
- Clayton, R., Delozier, J. y Ehrhardt, M. C. (1989). "A note on January returns in the U.S. government bond market: The term effect". *Journal of Financial Services Research*, 2, 307-318.

- Edwards, Sebatian. 2000. *Capital Flow and emerging economics*. Theory, Evidence and Controversies. Chicago: The University of Chicago Press.
- Engle, Robert F. (1982). "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of U.K. Inflation". *Econometría*, 50, 2, 91 y 987-1007.
- Espinosa, Parisi y Parisi. (2006). "Evidencia de comportamiento caótico en índices bursátiles americanos". *El Trimestre Económico*.
- Fama, E. F. (1991). "Efficient capital markets: II". *Journal of Finance*, 46 (5), 1575-1617.
- Flannery, M. J. y Protopapadakis. (1988). "From T-Bills to Common Stocks: Investigating the Generality of Intra-Week Return Seasonality". *Journal of Finance*, 43 (2), 431-450.
- Garcia Centeno y Calvo Martin. (2005). "Estimación de Modelos de Volatilidad Estocástica en Series de Rendimientos Bursátiles", XIII Jornadas De Asepuma, 13.
- Glosten, L., Jagannathan, R. y Runkle, D. (1993). "On the Relation Between the Expected Value and the Volatility of the Normal Excess Return on Stocks". *Journal of Finance*, 48, 1779-1801.
- Gultekin, M. N. y N. B. Gultekin (1983). "Stock market seasonality: international evidence". *Journal of Financial Economics*, 12 (4), 469-481.
- Gujarati, Damodar, "Econometría", 2ª Edición. McGraw-Hill, Buenos Aires, 1992.
- Hai, L. y M. Qingzhong (2003). "Do Earnings Explain the January Effect". Working Paper. University of Southern California. Social Science Research Network.
- Haug, M. y M. Hirschey (2006). "The January effect". *Financial Analyst Journal*, 62 (5), 78-88.
- Heras, A. y Nave, J. M. (2004). "Análisis no paramétrico de la estacionalidad en los rendimientos de la Deuda Pública Española". *Revista de Economía Financiera*, 2, 65-79.
- Jones, Ch. P., D. K. Pearce y J. W. Wilsosn. (1987). "Can Tax-Loss Selling Explain the January Effect? A Note". *Journal of Finance*, 42 (2), 453-461.

- Johnson, Christian y Soriano, Fabián. (2003). "Volatilidad del Mercado Accionario y la Crisis Asiática: Evidencia Internacional de Asimetrías". Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas, Universidad de Chile, 57.
- Jordan, S. D. y Jordan, B. D. (1991). "Seasonality in daily bond returns". *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 26 (2), 269-285.
- Kato, K. y J. S. Shallheim. (1985). "Seasonal and size anomalies un the Japanese stock market". *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 20 (2), 243-260.
- Keim, D. B. (1983). "Size-related anomalies and stock return seasonality: Futher empirical evidence". *Journal of Financial Economics*, 12 (1), 13-32.
- Keim, D. B. (1989). "Trading patterns, bid-ask spreads, and estimated security returns: The case of common stocks at calendar turning points". *Journal of Financial Economics*, 25 (1), 75-97.
- Lakonishok, J. y Smidt, S. (1988). "Are seasonal anomalies real? A ninety-tear perspective". *Review of Financial Economics*, 1 (4), 403- 425.
- Lo A. y MacKinley A. C. (1988). "Stock market prices do not follow random walk: Evidence from a simple specification test". *Review of Financial Studies*, I, 41-66.
- López Herrera Francisco y Rodríguez Benavides Domingo (2009). "Efecto enero en las principales bolsas latinoamericanas de valores". *Revista de Contaduría y Administración*, 230, 25-46.
- Lopez Herrera, Francisco. (2004). "Modelado de Volatilidad y Pronósticos del Índice de Precio y Cotizaciones de la Bolsa Mexicana de Valores". Facultad de Contaduría y Administración UNAM, 72.
- Mandelbront B. (1963). "The variation of certain speculative prices". *Journal of Business*, 36, 394-419.
- Maxwell, W.F. (1998): "The January effect in the corporate bond market: a systematic examination". *Financial Management*, 27 (2), 18-30.
- Moosa, I. A. (2007). "The Vanishing January effect". *International Research Journal of Finance and Economics*, 7, 92-103.
- Nelson, Daniel. (1991). "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach". *Econometría*, 59, 347-370.

- Novales, Alfonso. "Econometría". Madrid, McGraw-Hill, 2002, 352.
- Ross Stephen A.; Westerfield, Randolph W. and Jaffe, Jeffrey. Finanzas Corporativas. Ed. Weesley Iberoamericana. México, 1998.
- Reinganum, M. R. (1983). "The anomalous stock market behavior of small firms in January: Empirical test for tax-loss selling effects". Journal of Financial Economics, 12 (1), 89-104.
- Rozeff, M. S. y W. R. Kinney Jr. (1976). "Capital Market seasonality: The case of stock returns". Journal of Financial Economics, 3, 379-402.
- Scheneeweis, T. y Woolridge, J. R. (1979). "Capital market seasonality: the case of bond returns". Journal of Financial and Quantitative Analysis, 14 (4), 939-958.
- Scheneeweis, T. y Woolridge, J. R. (1979). "Capital market seasonality: the case of bond returns". Journal of Financial and Quantitative Analysis, 14 (4), 939-958.
- Schwert, G. W. (1989). "Why does Stock Market Volatility Change Over Time?". Journal of Finance, 44, 38. Cit. por Johnson, Christian y Soriano, Fabián en "Volatilidad del Mercado Accionario".
- Smith, K. L. (2002). "Government bond market seasonality, diversification and cointegration: international evidence". Journal of Financial Research, 25 (1), 203-221.
- Smirlock, M. (1985). "Seasonality and bond market returns". Journal of Portfolio Management, 11 (3), 42-44.
- Wilson, J. W. y Jones, C. P. (1990). "In there a January effect in corporate bond and paper returns?". Financial Review, 25 (1), 55-79
- Zhang, B. y X. Li. (2006). "Do Calendar Effects Still Exist in the Chinese Stock Markets?". Journal of Chinese Economic and Business Studies, 4(2), 151-163.