

UNIVERSIDAD NACIONAL AUTÓNOMA DE MÉXICO

DIVISIÓN DE ESTUDIOS DE POSGRADO

**Unidad Académica de los Ciclos Profesional y de
Posgrado**

**“Cointegración y eficiencia de los mercados:
Un análisis del mercado de acciones
BMV (1993 – 2005)”**

TESIS

QUE PARA OBTENER EL GRADO DE:

MAESTRIA EN CIENCIAS ECONOMICAS

PRESENTA:

MARÍA LUISA PLÁ TOMÁS

DIRECTOR DE TESIS: LUIS MIGUEL GALINDO PALIZA

MÉXICO, D.F., 2006



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.

AGRADECIMIENTOS

Son muchas las personas e instituciones con las que estoy en deuda por haber llegado a la conclusión de este trabajo. Ante todo, agradezco la posibilidad de presentarlo tras diez años de haber concluido los estudios de maestría y me siento muy dichosa de haber contado con mi director de tesis diez años después.

Para la culminación de este trabajo la ayuda de tres personas fue decisiva: Luis Miguel Galindo, director de la tesis; Simón Cruz, analista de información bursátil del Centro de Información la Bolsa Mexicana de Valores, quien me orientó en la captura de la información básica para este trabajo y Horacio Catalán quien me enseñó el uso del paquete estadístico EViews 5.0. Con ellos estoy en deuda.

No puedo dejar de mencionar aquí al CONACYT, que si bien me apoyó para la elaboración de una tesis que no concluí por razones personales en el 2000, la experiencia acumulada por el trabajo realizado durante ese tiempo, me ayudó a la elaboración de esta tesis, así como el asesoramiento que recibí por parte de Horacio Sobarzo.

Gracias doy también a la Unidad Académica de los Ciclos Profesional y de Posgrado y a todo el claustro de profesores que me recibió como alumna, sus enseñanzas también están reflejadas aquí. Así como al Centro de Estudios Económicos de El Colegio de México y a su claustro de profesores, que fue la institución que me recibió inicialmente y a la biblioteca y a todo su personal en donde obtuve la mayoría de los libros que consulté para la elaboración de la tesis.

No puede faltar aquí un agradecimiento muy especial a la Facultad de Economía de la Universidad de la Habana y a su claustro de profesores, donde me formé como economista y en especial a Esther Aguilera quien me apoyó para que continuara los estudios de maestría. Y a la familia, en especial, mi

hermano Orlando Plá, que junto con mis hijos, fueron el motor impulsor para la culminación de este trabajo.

No menciono más nombres pues podría ser la lista más larga que la bibliografía consultada y temo que alguno quede fuera, por eso resumo a TODOS, muchas gracias.

María Luisa Plá Tomás

A mis hijos

.....porque todo lo que se empieza se termina.

INDICE

Introducción	3
Capítulo I. Eficiencia del mercado accionario	8
I.1- Formas de contrastar la hipótesis de eficiencia. Evidencias.	11
I.1.1- Forma débil	12
I.1.2- Forma semi-fuerte	14
Capítulo II. Metodología.	18
II.1- Verificación de la existencia de raíz unitaria en las series de tiempo.	19
II.1.1- Examen visual del correlograma	22
II.1.2- Prueba de Dickey Fuller Aumentada (ADF)	23
II.2- Prueba de Cointegración de Johansen	26
II.2.1- Estimación del VAR	28
II.2.2- Prueba de cointegración de Johansen	32
II.2.3- Exogeneidad débil y causalidad de Granger.	35
Capítulo III. Análisis de los datos	38
III.1- Formación de las series precio y utilidad	38
III.1.1- Determinación de la muestra	38
III.1.2- Cálculo de las series	39
III.1.3- Características de las series	41
III. 2- Análisis de la cointegración de las series.	42
III.2.1- Verificación de la presencia de raíz unitaria en las series.	42
III.2.2- Estimación del VAR	45
III.2.3- Prueba de cointegración de Johansen	48
IV- Conclusiones	50
V- Bibliografía	53
VI- Anexos	56
Anexo 1. El Índice de precios y cotizaciones (IPC) de la BMV	56
Anexo 2. Listado de emisoras que conforman la muestra objeto de estudio	59
Anexo 3. Valores de las series	60
Anexo 4. Resumen de los resultados de la prueba de Dickey- Fuller Aumentada.	65
Anexo 5. Resumen del VAR de ocho rezagos	66
Anexo 6. Prueba de cointegración de Johansen VAR de ocho rezagos, ocho rezagos en niveles.	67
A- Selección de la mejor ecuación de cointegración.	67
B- Estimación de la relación de cointegración	68
C- Verificación de la restricción de exogeneidad débil.	69
Anexo 7. Prueba de cointegración de Johansen VAR de ocho rezagos, dos rezagos en niveles.	70
A- Selección de la mejor ecuación de cointegración.	70
B- Estimación de la relación de cointegración	71
C- Verificación de la restricción de exogeneidad débil.	72

RESUMEN

El auge de los mercados financieros hoy en día ha llevado a muchos teóricos a cuestionar si estos mercados se comportan de forma eficiente o irracional. Si los mercados financieros son eficientes pueden constituir una fuente de financiamiento segura para las empresas, en caso contrario, sembraría la incertidumbre en los empresarios y en la población en general del uso de la vía bursátil como financiamiento y se restringirían las opciones de inversión.

En el presente trabajo verifico la hipótesis de eficiencia de los mercados en la Bolsa Mexicana de Valores (BMV) en la forma semi-fuerte mediante el uso de la cointegración. Conformo dos series de índices: precios y utilidades, usando la misma metodología de Feliz (1990), a partir de una muestra de 22 emisoras de la BMV para el período 1993–2005 con frecuencia trimestral. Empleo la prueba de cointegración de Johansen que trae el paquete econométrico EViews5 y estimo el vector de cointegración que mejor se ajusta a los datos. Acepto la hipótesis de eficiencia en la forma semi-fuerte, no así en la forma débil de eficiencia, ya que detecto memoria en la serie de precios.

En el trabajo incluyo un resumen acerca de la teoría de eficiencia de los mercados accionarios y las diferentes formas de contraste en sus dos vertientes débil y semi-fuerte. Describo con detalle el método utilizado para analizar la cointegración de las series y anexo toda la información empleada, por lo que el lector puede reproducir el análisis con facilidad.

INTRODUCCIÓN

El sector financiero mexicano está formado por dos grandes grupos, la Banca y la Bolsa Mexicana de Valores (BMV). “Antes de la nacionalización bancaria de 1982, el sector financiero estaba dominado por los banqueros. La nacionalización de la banca fue el impulsor de cambio estructural en el sistema financiero de México, de uno dominado por los bancos a uno basado en los mercados de valores” (Minishkin, 2003). Sin embargo muchos empresarios temen obtener financiamiento a través de la BMV por temor a perder su dinero mediante la compra-venta de acciones dado por la apreciación que tienen acerca del mercado bursátil, muchos consideran que es un mercado volátil, ineficiente, sujeto a la especulación; a pesar de que otros piensen que es un mercado eficiente.

La Bolsa Mexicana de Valores, S.A. de C.V. (BMV)¹ es una institución privada, que opera por concesión de la Secretaría de Hacienda y Crédito Público, con apego a la Ley del Mercado de Valores. Es el lugar físico donde se efectúan y registran las operaciones que hacen las casas de bolsa. Los inversionistas compran y venden acciones e instrumentos de deuda a través de intermediarios bursátiles. La BMV no compra ni vende valores, tiene como objeto el facilitar las transacciones con valores y procurar el desarrollo del mercado.

Las empresas que requieren recursos (dinero) para financiar su operación o proyectos de expansión, pueden obtenerlo a través del mercado bursátil, mediante la emisión de valores (acciones², obligaciones³, papel comercial⁴,

¹ Para mayor información revisar la página www.bmv.com.mx

² Acciones: Partes iguales en que se divide el capital social de una empresa. Parte o fracción del capital social de una sociedad o empresa constituida como tal.

³ Obligaciones: Título de crédito que representa la participación individual de los tenedores en un crédito colectivo a cargo de una sociedad anónima.

⁴ Papel Comercial: Pagaré negociable sin garantía específica o aval de una institución de crédito. Estipula deuda a corto plazo.

etc.) que son puestos a disposición de los inversionistas (colocados) e intercambiados (comprados y vendidos) en la BMV, en un mercado transparente de libre competencia y con igualdad de oportunidades para todos sus participantes. De este modo la BMV puede contribuir a canalizar el ahorro hacia la inversión productiva, y fomentar así el crecimiento y el empleo en el país.

El mercado accionario es la parte activa de la bolsa de valores y es el que marca la pauta del comportamiento de la bolsa. Los indicadores que caracterizan el comportamiento de la bolsa de valores se confeccionan a partir de los precios de las acciones. ¿Qué son las acciones?

Las acciones son títulos nominativos que representan una participación en el capital de las sociedades anónimas, las mismas que ofrecen una rentabilidad variable, determinada tanto por las utilidades que reparte la empresa en dividendos en efectivo y/o en acciones liberadas, como por la ganancia (o pérdida) lograda por el alza (o baja) en la cotización de la acción en bolsa. Pueden emitir acciones sólo las empresas que están registradas en la bolsa de valores.

Actualmente⁵ están registradas en la BMV 155 empresas emisoras de acciones, que clasifican en siete actividades:

- 1 Industria extractiva
- 2 Industria de la transformación
- 3 Industria de la construcción
- 4 Sector comercio
- 5 Comunicaciones y transportes
- 6 Sector servicios
- 7 Varios

Las acciones industriales, comerciales y de servicios, han sido los instrumentos tradicionales del mercado bursátil y, desde su origen tienen como característica la movilidad de precios y la variabilidad de rendimientos. No participa en el

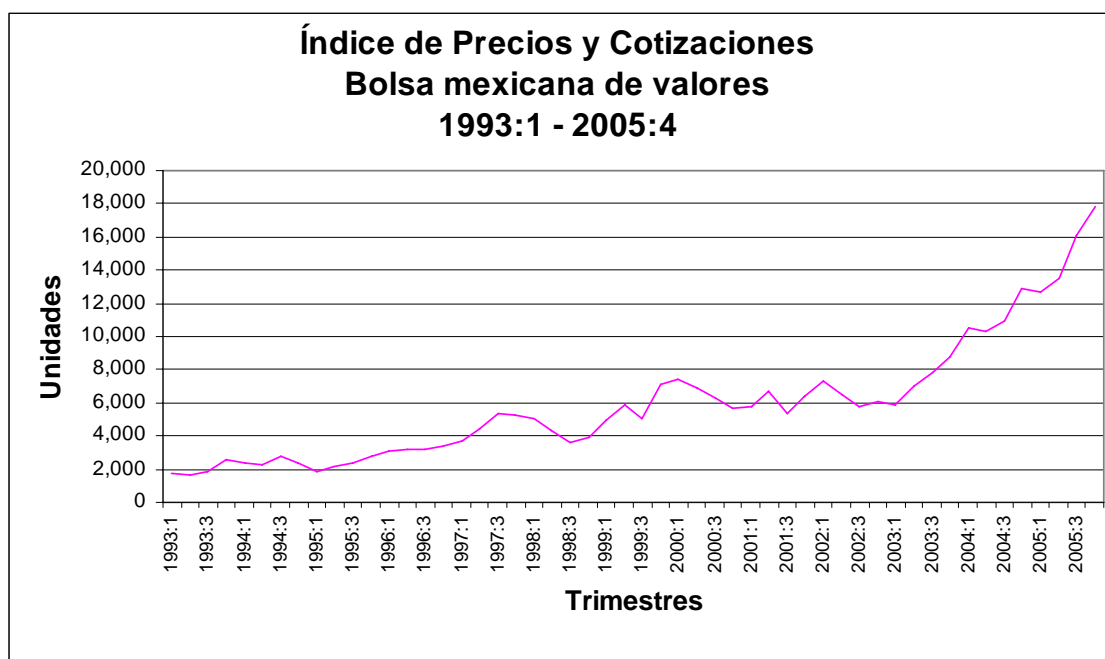
⁵ El movimiento en la BMV es continuo, entran y salen empresas. Los datos a los que aquí se hace referencia corresponden a Enero del 2006.

mercado bursátil mexicano ninguna empresa de actividad primaria (agricultura, ganadería y otras actividades del sector primario)

Las fluctuaciones en la cotización de cada título responden a la libre concentración entre la oferta y la demanda en el sistema operativo BMV-Sentra Capitales, relacionada con el desarrollo de las empresas emisoras y sus resultados, así como con las condiciones generales de la economía.

Para medir el nivel de actividad en la BMV se utiliza el Índice de Precios y Cotizaciones (IPC)⁶, como referente del comportamiento de la bolsa en conjunto. A través de este indicador se mide el rendimiento del mercado accionario, en función de las variaciones de precios de una muestra balanceada, ponderada y representativa del conjunto de acciones cotizadas en la BMV. En el Gráfico 1 puede observarse la evolución del IPC en el período 1993-2005, con frecuencia trimestral.

Gráfico 1. IPC de la BMV



Fuente: Bolsa mexicana de valores.

Puede notarse un cambio fuerte en la tendencia del IPC (Gráfico 1) a partir del primer trimestre del 2003. Aquí es necesario recordar que el primero de julio del

⁶ La fórmula de cálculo, así como el listado de las emisoras que forman parte de la muestra se pueden ver en el Anexo 1.

2002⁷, la BMV modificó la forma de cálculo del IPC al dejar de utilizar los precios de las acciones ajustados por el pago de dividendos en efectivo que decretan las emisoras que integran sus respectivas muestras. Por lo que si se quiere analizar la evolución de la BMV en el período 1993-2005, como es nuestro caso, este indicador no es el adecuado, ya que tuvo cambios en la metodología de su cálculo en medio del período.

El movimiento del precio de las acciones es continuo y veloz, depende mucho de las expectativas de los inversionistas, los cuales compran o venden las acciones según el beneficio esperado. ¿A qué responde realmente el alza y baja de los precios de las acciones?, ¿qué camino siguen los precios de las acciones? Son estas, entre muchas, las preguntas que los teóricos y estudiosos del mercado accionario (Fama (1970), Shiller (2001), entre otros), se han hecho y se siguen haciendo. Los que consideran que el mercado responde a expectativas racionales aceptan y fundamentan la hipótesis de eficiencia y los que rechazan esta hipótesis piensan que el mercado accionario es especulativo e irracional.

No obstante, en México se afirma⁸ que las bolsas de valores son mercados organizados que contribuyen a que la canalización de financiamiento se realice de manera libre, eficiente, competitiva, equitativa y transparente, atendiendo a ciertas reglas acordadas previamente por todos los participantes en el mercado, todo lo cual conduce a aceptar la hipótesis de mercado eficiente en la Bolsa Mexicana de Valores.

Una rigurosa formulación para contrastar la hipótesis de eficiencia de los mercados accionarios fue desarrollada por Campbell y Shiller (1987) a través de la prueba del modelo de valor presente y la aplicaron a la información de la Bolsa de Valores de Estados Unidos. Sus resultados en ese caso, no fueron favorables a señalar “eficiente” ese mercado. La misma metodología fue aplicada por Raúl Feliz (1990) a la BMV y no fue rechazada la hipótesis de

⁷Según comunicado de prensa del 5 de Junio de 2002 emitido por la BMV “Modificación de las reglas de mantenimiento de los principales índices de bolsa mexicana de valores”

⁸ En www.bmv.com.mx al responder ¿Cuál es la importancia de una bolsa de valores para un país?

eficiencia en el mercado accionario mexicano. Feliz (1990) concluye que, "...la evidencia empírica apoya la hipótesis de cointegración de precios y utilidades" y "estos resultados parcialmente favorables a la teoría fundamentalista de la formación del precio de las acciones contrastan con los obtenidos por Shiller y Campbell (1987) respecto a la información de Estados Unidos".

¿Es el mercado accionario de la BMV eficiente? Es precisamente esa la pregunta que se trata de responder en este trabajo.

Se empieza por revisar el concepto de mercado de acciones eficiente y cómo verificar la presencia o no de eficiencia en este mercado, Capítulo I. A continuación se explica la metodología que se utilizará para contrastar la hipótesis de mercado eficiente en el mercado de acciones de la BMV y se describen las pruebas econométricas que se aplicarán a la información seleccionada, Capítulo II. En el Capítulo III se desarrolla el ejercicio, en particular, para una muestra de empresas emisoras de acciones de la BMV, que abarca el período desde el primer trimestre de 1993 al cuarto trimestre de 2005. Y finalmente, en el Capítulo IV, se dan las conclusiones del trabajo.

Capítulo I. Eficiencia del mercado accionario

Existe una controversia entre los teóricos que ven al mercado accionario con un comportamiento eficiente¹ y los que lo ven con un comportamiento irracional o especulativo². Se enfrentan dos teorías: la de los mercados eficientes, que se corresponde con las expectativas racionales, los precios reflejan completamente la información disponible y la teoría de burbujas de los mercados especulativos, donde los precios de las acciones a veces se mueven sin sentido sobre sus valores verdaderos. Ambas teorías se justifican en la observación del comportamiento de los precios en los mercados de valores. Los teóricos de una y otra corriente analizan los datos del mercado accionario con las herramientas estadísticas a su alcance, y refutan o aceptan la hipótesis de eficiencia en el mercado de acciones; “los argumentos tienden a confundirse en un laberinto de estadísticas” Ross (1997).

El término de mercados eficientes aparentemente fue difundido por la investigación del profesor Eugene Fama de la Universidad de Chicago en los pasados 1960s y claramente mencionado desde 1889 en el libro de George Gibson titulado “The Stock Markets of London, Paris and New York” (Shiller, 2001). Puede señalarse que el artículo de Fama “*Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work*” publicado en 1970, es un clásico en el estudio del mercado accionario, pues sintetiza y agrupa los trabajos realizados sobre eficiencia de los mercados, define con precisión el concepto de mercado eficiente y las tres formas de manifestarse la eficiencia. En los estudios posteriores a Fama (1970) todos hacen referencia a esta definición de mercados eficientes. Fama (1970) concluye que la evidencia de eficiencia en los mercados es amplia, mientras que es escasa la evidencia de no eficiencia en los mercados.

Posterior a Fama, y con una amplia referencia de pruebas en la que se refuta la hipótesis de eficiencia de los mercados, puede mencionarse a Robert Shiller

¹ La mayoría de los trabajos revisados por Fama (1970) apoyan la hipótesis de eficiencia.

² Los estudios hechos por Shiller (2001) rechazan la hipótesis de eficiencia.

(2001) quien aboga por la presencia de volatilidad en los mercados, apoya la hipótesis de burbujas racionales.

Tal vez muchos se pregunten por qué se ha dedicado tanto tiempo a investigar si el mercado de valores es eficiente o no. ¿Qué garantiza que el mercado sea eficiente?

Cuando el mercado es eficiente no permite rendimientos extraordinarios por mucho tiempo. En un mercado eficiente, toda oportunidad de beneficio extraordinario será eliminada, Mishkin (1992). Por lo que en un mercado eficiente las empresas deben esperar el valor justo de los títulos que venden, esto es, 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 y permite que sin conocer nada especial acerca de una acción, un inversionista espere obtener una rentabilidad requerida de equilibrio de una inversión, y una compañía espere pagar un costo de capital de equilibrio, Ross (1997). Si el mercado de valores es eficiente, garantiza que sea una fuente de financiación de inversión con cierta seguridad tanto al que compra las acciones como al que las emite; y estimula la participación de empresarios y de la población en general en la compra-venta de acciones, permitiendo a las empresas crecer y financiar sus programas de expansión y a la población llegar a ser socio de los principales negocios nacionales.

Cuando el mercado no es eficiente, también llamado mercado especulativo, permite obtener rendimientos extraordinarios y, su contraparte, pérdidas extraordinarias de los inversionistas por lo que lo hace una fuente frágil de financiamiento para la inversión empresarial.

¿Cómo verificar si un mercado es eficiente o no, si hay tanta variación en el comportamiento de los precios de las acciones?

Fama (1970) observó que toda la literatura sobre eficiencia del mercado de capitales estaba basada, explícita o implícitamente en las condiciones que

garantizan el equilibrio de mercado, que descansa en los returns³ esperados. Este supuesto es la base de los modelos de mercados eficientes return esperados o “fair game” (juego limpio). Y dividió su análisis en tres categorías, dependiendo de la naturaleza de la información en que se basaban las pruebas: Strong-form (forma fuerte) cuando hay acceso privilegiado o monopolio sobre alguna información relevante para la formación de los precios. Semi-strong-form (forma semi-fuerte) cuando se considera la información publicada, es decir, los precios se ajustan eficientemente a otra información disponible y Weak form (forma débil), cuando sólo se basa en la secuencia (en la historia) de los precios o return. Encontró muchos trabajos que basaban las pruebas sobre eficiencia de mercado en la forma débil de la información, los llamados “Random Walk Model” o Paseo (senda) Aleatorio, en ellos se plantea que los precios siguen un camino o senda aleatorio si los cambios sucesivos de precios son independientes y están idénticamente distribuidos.

En las pruebas de la forma semi-fuerte, en las cuales se asume que los precios son un reflejo completo de la información pública, encontró (Fama, 1970) sólo trabajos que soportaban la hipótesis de eficiencia de los mercados, en particular, los pagos de los futuros dividendos de las acciones, en promedio, se refleja completamente en los cambios de precios. Por su parte Baumol (1965) señala que la mayoría de los analistas coinciden en que el precio de una acción debe ser determinado, en última instancia por el beneficio (utilidades) anticipado de una compañía y demuestra que en el límite el precio de una acción depende de las utilidades y de la tasa de utilidad sobre inversión.

En las pruebas de la forma fuerte, en las cuales se asume que los precios son un reflejo completo de toda la información disponible, Fama (1970) señala que es probablemente verlas mejor como punto de referencia de una posible desviación de la eficiencia de los mercados. Esto es, se saca provecho de la información privilegiada, se puede obtener rendimientos extraordinarios si existe control o monopolio de la información. La evidencia no parece justificar la forma fuerte de eficiencia (Ross, 1997).

³ Return: $r_{j,t+1} = (P_{j,t+1} - P_{jt}) / P_{jt}$.
 P_{jt} es el precio de la acción j en el tiempo t

Los estudiosos de la eficiencia de los mercados llegan a concluir si el mercado es eficiente o no a partir de las pruebas estadísticas sobre la información disponible, ya sea en la forma débil o en la forma semi-fuerte. Sin embargo, los precios caen o suben a veces de manera impresionante sin tener una aparente justificación, no se sabe ¿cuál información reflejan? “Algunos investigadores han afirmado que las pruebas estadísticas particulares que se han usado son tan débiles que incluso un mercado ineficiente podría superarlas”, Ross (1997). Por ejemplo, si el mercado es eficiente, el precio de una acción debería cambiar con la llegada de la información. Entonces, la varianza de las rentabilidades se debería relacionar con la cantidad de información, Shiller y otros (1981) demuestran que la varianza de los precios de las acciones es muy alta para los mercados eficientes, por lo que refutan así la hipótesis de eficiencia.

Los criterios y las pruebas se enfrentan a la hora de verificar la presencia o no de eficiencia en los mercados. Para abundar un poco más en esto, se muestran algunas formas que se han usado para contrastar la hipótesis de eficiencia.

1.1- Formas de contrastar la hipótesis de eficiencia. Evidencias.

La hipótesis central del mercado eficiente, tal como se señaló con anterioridad, parte de que los precios reflejan completamente la información disponible, de ahí la necesidad de precisar sobre qué información se va a fundamentar la prueba.

La información básica disponible es la de los propios precios y sus rendimientos, este subconjunto de información soporta la hipótesis de eficiencia en su forma débil. Al ampliar este subconjunto de información, el de los precios, con la información publicada, se puede contrastar la hipótesis de eficiencia en la forma semi-fuerte. Y finalmente, si se cuenta con toda la información disponible, se puede verificar la hipótesis de eficiencia en la forma fuerte.

Esta definición de la información la segmenta en tres grupos, considerando a su vez uno subconjunto de otro; lo cual trae muchos dilemas, el primero es que si se cumple la forma fuerte, se cumplen las demás formas de eficiencia y si se cumple la forma semi-fuerte se cumple la forma débil de eficiencia pero si sólo se cumple la forma débil, nada garantiza que se cumplan las otras dos. De ahí que los teóricos, a partir de los resultados obtenidos en sus pruebas, puedan aceptar o rechazar la hipótesis de eficiencia según el subconjunto de información utilizado, así como de la interpretación que hagan de la hipótesis de eficiencia al momento de elaborar las pruebas.

Las formas más utilizadas para el contraste de la hipótesis de eficiencia son la forma débil y la forma semi-fuerte.

I.1.1- Forma débil

La teoría de los mercados eficientes sugiere que los cambios de precios pronosticados serán alrededor de cero, por lo que los precios de las acciones generalmente siguen un camino aleatorio, lo que implica que los cambios futuros no pueden ser pronosticados (Mishkin, 1992). Las pruebas de eficiencia en la forma débil van dirigidas fundamentalmente a verificar que los precios y sus rendimientos siguen una senda aleatoria.

El supuesto de senda aleatoria trae consigo la imposibilidad de definir un patrón de comportamiento de los precios. Se niega la posibilidad de pronosticar los movimientos futuros del mercado con base en los movimientos pasados.

Frente al supuesto de senda aleatoria se han visto muchos factores que provocan cambio en los precios entre los que se mencionan el efecto de enero, en que los precios tienden a subir entre diciembre y enero; el efecto de la firma pequeña: las pequeñas firmas tienden a tener altos returns y el efecto día de semana: en que los mercados de acciones tienden a disminuir los lunes Shiller (2001). Si muchos de estos efectos desaparecen una vez que se detectan, puede considerarse el mercado eficiente, si persisten los efectos por un largo tiempo, dan muestra de un mercado ineficiente.

Se han utilizado diferentes técnicas para verificar el supuesto de senda aleatoria tales como la prueba de carreras (o de los signos), geometría fractal, correlación serial, pruebas de raíces unitarias, entre otras. En México, por ejemplo, Ortiz (1980) y Mejía J., Grados M. y Mounier N. (1991), utilizando la prueba de carreras en los precios de la BMV encontraron que las series de precios de las acciones eran ligeramente dependientes⁴. Posteriormente Theurel E. (2003) encontró, al medir la dimensión fractal en una amplia muestra del IPC diario de la BMV (1979 – 2002), que hay memoria en la serie de rendimientos. En todos estos casos se refuta la hipótesis de senda aleatoria. Sin embargo Feliz (1990), en una serie trimestral de precios para una muestra de 20 acciones (1980:01-1988:04), mediante la prueba de raíz unitaria, encontró que no hay evidencias para rechazar la hipótesis de senda aleatoria.

En general, en la bibliografía, la evidencia tomada en conjunto, es muy consistente con la eficiencia de forma débil Ross (1997)

I.1.2- Forma semi-fuerte

Al analizar la eficiencia del mercado en la forma semi-fuerte, se parte del supuesto de una relación entre los precios y alguna otra información de las empresas emisoras de acciones. Tal como se señaló al inicio del capítulo, se acostumbra a relacionar los precios de las acciones con los dividendos esperados y/o las utilidades de las acciones.

Campbell y Shiller (1987) desarrollan una prueba para contrastar la hipótesis de eficiencia en el modelo de valor presente en expectativas racionales a partir del uso de la teoría de cointegración en los modelos de vectores autorregresivos (VAR). Ellos plantean que estas técnicas permiten analizar dos problemas de los modelos de valor presente en expectativas racionales: la no estacionalidad de las series de tiempo y la información incompleta de los participantes del mercado.

⁴ En Ortiz (1980) se usaron series mensuales de precios (1967-1979) para 79 compañías y en Mejía y otros (1991) se utilizaron los precios de cierre diarios (1989-1990) para una muestra de 32 acciones.

Parten del modelo de valor presente para dos variables, y_t y Y_t , donde Y_t es una función lineal del valor presente descontado del valor futuro esperado de y_t :

$$Y_t = \Phi(1-\delta) \sum_{i=0}^{\infty} \delta^i E_t y_{t+i} + c \quad (1.1.2)$$

donde:

c : es la constante

Φ : coeficiente de proporcionalidad

δ : factor de descuento

Φ y δ son parámetros que pueden ser conocidos a priori o pueden ser estimados.

E_t : esperanza matemática, condicionada por el conjunto de información pública I_t , incluye a y_t y a Y_t , que en general excede al conjunto de información, disponible por los econométristas, H_t .

Específicamente, en el modelo de valor presente para acciones plantean que éste es un caso especial de la ecuación (1.1.2) en donde Φ es conocida e igual a $\delta(1-\delta)$ y la constante $c=0$. El factor de descuento δ no es conocido a priori pero puede ser inferido por el vector de cointegración para precios de acciones y dividendos.

Para contrastar el modelo comparan la varianza del margen calculado sobre el VAR sin restricciones (margen teórico) con la varianza del margen actual de los datos. Encuentran fuertes desviaciones entre ambas y hallaron una sensible dependencia entre las desviaciones y la tasa de descuento que se utiliza en la prueba (al calcular el valor actual de margen). Usan las series anuales de índices de precios y de índices de dividendos deflactadas mediante el índice de precios de productor.⁵ Utilizan las pruebas de no cointegración de Engles y Granger (1987) y la de Phillips y Ouliaris (1986) y el criterio de Akaike para definir el número de rezagos. Encontraron que el modelo puede ser rechazado

⁵ En el caso de la serie de índice de precios la base del deflactor es enero de 1967, mientras que para la serie de índices de dividendos la base es el promedio anual de 1967. El hecho de usar bases diferentes en los deflactores de las series puede añadir "ruido" a los datos, en nuestro ejercicio se trata de evitar esto usando el mismo deflactor, con la misma base para las series analizadas.

estadísticamente a los niveles de convencionales de significancia, por lo que rechazaron la hipótesis de mercado eficiente en el caso de Estados Unidos.

Posteriormente, Feliz (1990) hace un análisis del mercado de acciones de la BMV basado en la metodología propuesta por Campbell y Shiller (1987) descrita anteriormente. Su análisis lo realiza a partir de las series trimestrales de utilidades y precios por acción, que abarcan desde el primer trimestre de 1980 al cuarto trimestre de 1988. Encontró Feliz (1990) que “la evidencia considerada apoya ampliamente la hipótesis de cointegración de precios y utilidades de la BMV...” Naturalmente este resultado excluye la existencia de “burbujas” racionales en la Bolsa”. Por lo que sus resultados sustentan la hipótesis de mercado eficiente.

En estos dos trabajos (Campbell y Shiller, 1987 y Feliz, 1990) pueden destacarse dos aspectos relevantes: el modelo de valor presente es válido si las variables que lo forman son estacionarias en primeras diferencias y si se puede encontrar una combinación lineal, entre las variables que sea estacionaria, esto es, que las variables estén cointegradas. Ambos aspectos conducen a pensar que el mercado analizado es eficiente.

Otro de los argumentos de la teoría del mercado eficiente es que el precio de las acciones y las utilidades siguen una misma senda o trayectoria a través del tiempo, que las utilidades guían o conducen el mercado, lo que Shiller (2001) refuta en base a lo observado en sus estudios, pues no queda clara esta relación entre precio – utilidad en los picos de los mercados, como el pico observado durante 1982-1999. También hace mención (Shiller, 2001) de la razón precio utilidad⁶ que la toma como una medida de cuán expansivo está el mercado por la habilidad que tienen las empresas para generar sus ganancias o utilidades. Y al notar la explosión del mercado accionario de Estados Unidos en los últimos años del siglo pasado, lo lleva a refutar la teoría de eficiencia de los mercados.

⁶ En los informes de la BMV también se nombra “múltiplo” y se expresa en “veces”

Analiza también el planteamiento sobre la relación entre el precio real y los dividendos reales, y resume que los precios de las acciones tienen su propia vida, no son una simple respuesta de las utilidades o dividendos.

Plantea (Shiller, 2001) que un método para juzgar si la teoría de los mercados eficientes se puede validar es ver si la alta volatilidad de los precios especulativos del mercado de acciones puede ser justificada por la variabilidad de dividendos durante un largo período de tiempo. Si el movimiento del precio de las acciones está justificado en términos de los futuros dividendos que las firmas pagarán, como la versión básica de la teoría de los mercados eficientes, entonces bajo los mercados eficientes no se puede tener precios volátiles sin los correspondientes dividendos volátiles y cita algunos trabajos realizados en ese sentido, en los que llegan a encontrar alguna relación.

Como se muestra en las evidencias encontradas mediante las pruebas en la forma débil y la forma semi-fuerte se acepta y rechaza la hipótesis de eficiencia dependiendo del tipo de información, del mercado en particular y del período analizado.

De forma general, se puede concluir que los mercados son eficientes y volátiles. Eficientes, porque el valor de lo que venden, en este caso acciones de firmas, tiene que tener un sustento, una base y esa es la utilidad de las firmas, visto también a través de los pagos de los dividendos esperados. Y volátiles, por la naturaleza especulativa de los mercados, que juega con las expectativas (apreciación, juicio o tino) de los sujetos.

Predecir el comportamiento del mercado es difícil, porque no se sabe a ciencia cierta qué tan volátil o eficiente es en cada momento. Además cada mercado en particular tiene su propio comportamiento condicionado por los sujetos que participan en él. De ahí que a medida que se globalicen los mercados pudiera pensarse que se hacen comunes los sujetos que intervienen en ellos y tiendan a equipararse los mercados, es decir a desaparecer las grandes diferencias que hoy existen entre ellos, tal como muestra Shiller (2001) en sus estadísticas internacionales.

Para nuestro trabajo vamos a tomar la idea de la correspondencia entre precio y utilidad, Baumol (1965) y Feliz (1990), como característica o fundamento de la eficiencia de los mercados; verificando así la hipótesis de eficiencia en la forma semi-fuerte. Asumimos que si el movimiento de los precios de las acciones se corresponde con el movimiento de las utilidades de las empresas accionarias, en términos econométricos si las variables están cointegradas (Charemza, 1992), se acepta la hipótesis de eficiencia, en caso contrario se rechaza la hipótesis.

En el siguiente capítulo se explican las técnicas econométricas que nos permitirán analizar el comportamiento del mercado de acciones en la BMV a través de los precios y las utilidades de una muestra de emisoras de acciones.

Capítulo II. Metodología.

Basado en los trabajos revisados en el Capítulo I, puede plantearse como premisa para verificar la eficiencia del mercado de acciones, que las series de precios y utilidades de las empresas emisoras de acciones tengan una relación de equilibrio en el largo plazo, lo cual se puede comprobar mediante la existencia de una senda o trayectoria común, esto es, una relación de cointegración entre las variables.

Para que se pueda encontrar un vector de cointegración entre las dos variables, estas tienen que ser no estacionarias, es decir, integradas de primer orden, $I(1)$. El vector que se encuentre será una combinación lineal de ambas y será $I(0)$, estacionario. En el caso de los precios, el hecho que se verifique que sea una serie no estacionaria del tipo “senda aleatoria”, confirma uno de los supuestos de la teoría de mercado eficiente.

Se analizará primero el grado de integración de las series a través de la prueba de raíz unitaria y de la inspección visual de los correlogramas. Una vez verificado que las series son $I(1)$, se hará la prueba de cointegración de Johansen para hallar el vector de cointegración que mejor describa la combinación lineal de las series. Y mediante ésta ecuación de cointegración se hará la prueba de exogeneidad débil, según el enfoque de causalidad de Granger, para verificar si los rezagos de una variable explican el comportamiento de la otra variable y de esta forma validar el VAR estimado. Todo será procesado mediante el software estadístico EViews 5.0.

El vector de cointegración encontrado será una medida de la velocidad de ajuste de las variables con respecto a una perturbación en la relación de equilibrio y una vez normalizado el vector, puede ser interpretado como parámetros de largo plazo (Charemza y Deadman, 1992). No obstante, se debe tener presente que la relación de cointegración no necesita tener un significado económico, es un concepto estadístico basado sobre propiedades de las series de tiempo consideradas (Maddala, 1992).

II.1- Verificación de la existencia de raíz unitaria en las series de tiempo.

Al examinar las series económicas a través del tiempo, se ha observado que estas tienen una fuerte tendencia (Greene, 1999), no son estacionarias. Uno de los clásicos comportamientos de las series no estacionarias es el paseo aleatorio (o Random Walk):

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

$$y_t = \sum_{i=0}^t (\mu + \varepsilon_{t-i})$$

Como se asume que ε_t es ruido blanco ($E(\varepsilon_t) = 0$ y $\text{Var}(\varepsilon_t) = \sigma^2$), entonces:

$$E(y_t) = t\mu$$

$$\text{Var}(y_t) = t\sigma^2$$

La media y la varianza de y_t cambian con el tiempo, y_t es no estacionaria, y_t es la simple suma de lo que será un infinito número de variables aleatorias con una media posiblemente distinta de cero. Incluso si μ es igual a cero, sigue siendo un proceso no estacionario. Si al calcular la primera diferencia de y_t ,

$$\Delta y_t = y_t - y_{t-1} = \mu + \varepsilon_t$$

es la innovación más la media (que se supone sea estacionaria), entonces Δy_t es estacionaria, y la serie y_t se dice es integrada de orden uno porque al calcular su primera diferencia se obtiene un proceso estacionario, y se designa como $I(0)$.

En general, una serie no estacionaria es integrada de orden d , y se designa $I(d)$, si se convierte en estacionaria tras haber tomado primeras diferencias d veces (Greene, 1999).

Los procesos aleatorios pueden señalarse como:

- Paseo aleatorio con deriva (término constante)

$$z_t = \mu + z_{t-1} + v_t$$

- Proceso estacionario con tendencia

$$z_t = \mu + \beta t + v_t$$

- Paseo aleatorio puro

$$z_t = z_{t-1} + v_t$$

Cada una de las tres series se caracteriza por una raíz unitaria, en cada caso el proceso generador de datos puede escribirse como:

$$(1 - L) z_t = \alpha + v_t$$

donde $\alpha = \mu, \beta$ y 0 respectivamente, y v_t es un proceso estacionario. La ecuación característica tiene una sola raíz igual a uno, de aquí el nombre de raíz unitaria.

Las pruebas para contrastar la presencia de una raíz unitaria, en general parten de la siguiente ecuación al considerar un simple proceso AR(1), (EViews,5.0):

$$y_t = \rho y_{t-1} + x_t' \delta + \varepsilon_t \quad (II.1.1)$$

donde x_t son regresores opcionales, tales como constante, constante y tendencia; ρ y δ son parámetros que pueden ser estimados y ε_t se asume como ruido blanco.

Si $|\rho| \geq 1$, y es una serie no estacionaria y la varianza de y crece con el tiempo y se aproxima a infinito.

Si $|\rho| < 1$, y es una serie estacionaria con tendencia. Entonces la hipótesis de tendencia estacionaria puede ser contrastada si se prueba que ρ es estrictamente menor que uno.

Las pruebas que trae el EViews 5.0 generalmente prueban la hipótesis nula:

$H_0: \rho = 1$ (la serie es no estacionaria) contra la alternativa $H_1: \rho < 1$. En algunos casos la hipótesis nula es probada contra un punto alternativo. En el caso de la prueba KPSS Multiplicadores de Lagrange, evalúa la hipótesis nula de $H_0: \rho < 1$ (la serie es estacionaria) contra la alternativa $H_1: \rho = 1$. Por lo que hay que ser muy cuidadosos a la hora de interpretar los resultados de las pruebas.

Con relación a las pruebas de raíces unitarias Maddala (1992) señala que en la mayoría de las pruebas la hipótesis nula es que hay una raíz unitaria y esta es rechazada sólo cuando hay una fuerte evidencia contra ella. Al usar estas pruebas, la mayoría de las series de tiempo económicas presentan raíz unitaria, mientras en las pruebas que plantean como hipótesis nula que las series son estacionarias contra la alternativa que tiene una raíz unitaria, la mayoría de las series de tiempo económicas no presentan raíz unitaria. Por lo que la evidencia de raíces unitarias en las pruebas aparenta fragilidad. Sugiere Maddala (1992) que es importante examinar el correlograma de la serie antes de aplicar la prueba de raíz unitaria.

En nuestro estudio, iniciamos con el examen visual de los correlogramas de las series y seguido hacemos la prueba de Dickey-Fuller Aumentada (ADF), en la que la hipótesis nula es que la serie presenta una raíz unitaria. Si en ambos casos (el correlograma y la prueba) sugieren la presencia de raíz unitaria, asumimos que existe y continuamos para las pruebas de cointegración de las series.

II.1.1- Examen visual del correlograma

En el EViews se da la salida del correlograma mostrando las funciones de autocorrelación y correlación parcial después que se especifica el orden de rezagos. Estas funciones caracterizan el tipo de dependencia temporal en las series y típicamente se hacen para los datos de series de tiempo. Asociado a los gráficos de las funciones aparecen los estadísticos AC, PAC, Q-Stat y Prob.

Autocorrelations (AC)

La autocorrelación de una serie Y para los rezagos k es estimada como:

$$r_k = \frac{\sum_{t=k+1}^T (Y_t - \bar{Y})(Y_{t-k} - \bar{Y})}{\sum_{t=1}^T (Y_t - \bar{Y})^2}$$

donde \bar{Y} es la media muestral de Y. Este es el coeficiente de correlación para valores de la serie en los k periodos indicados. Si r_1 es diferente de cero, esto significa que la serie es de primer orden de correlación serial. Si r_k disminuye de más a menos geoméricamente como crecen los k rezagos, esto significa que la serie sigue un bajo orden de proceso autorregresivo (AR). Si r_k desciende a cero después de un pequeño número de rezagos, esto señala que la serie obedece a un bajo orden de proceso de medias móviles (MA).

En el EViews 5.0, hay una pequeña diferencia en el cálculo del coeficiente r_k , ya que emplea la media muestral como la media de ambos Y_t y Y_{t-k} .

Las líneas pespunteadas en el gráfico de las autocorrelaciones son aproximadamente dos errores estandars calculado como $\pm 2/(\text{raíz de } T)$. Si la autorrelación se encuentra dentro de las líneas, estas no son significativamente diferente de cero, con un nivel de significación del 5% (aproximadamente).

Partial Autocorrelations (PAC)

La correlación parcial para k rezagos es el coeficiente de regresión sobre Y_{t-k} cuando Y_t es una regresión sobre una constante, $Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{t-k}$. Esta es una correlación parcial desde esta medida de correlación de los valores de Y para k períodos después de remover la correlación de los rezagos que intervinieron. Si el tipo de autocorrelación es uno tal que puede ser capturado por una autoregresión de orden menor que k, entonces la autocorrelación parcial para k rezagos puede ser cero.

El PAC de un puro proceso autorregresivo de orden p, AR(p), interrumpe al rezago p, mientras que el PAC de un puro proceso de medias móviles (MA) gradualmente se hace cero.

Q-Statistics:

Corresponde a la calculada según Ljung-Box Q-statistic y sus p-valores. El estadístico Q para k rezagos es una prueba estadística de la hipótesis nula tal que no hay autocorrelación bajo el orden k.

Al observar los correlogramas de las series y auxiliándonos con los valores de los estadísticos arriba descritos se puede dar una idea del tipo de proceso, AR o MA, que siguen las series e incluso del orden del proceso. Esto es lo que se hace en el Capítulo III.

II.1.2- Prueba de Dickey Fuller Aumentada (ADF)

En la prueba de Dickey-Fuller Aumentada (ADF), se contrasta la hipótesis nula de que existe una raíz unitaria, contra la alternativa de que no hay raíz unitaria. Se le señala “Aumentada”, porque es una extensión de la prueba original de Dickey – Fuller (DF) para el proceso AR(1). En esta prueba aumentada, se permite contrastar la hipótesis para cualquier número de rezagos (p), se extiende para AR(p). A continuación se describe con un poco de detalle todo esto.

La prueba estandar de DF parte de un proceso AR(1), el mismo que en (II.1.1):

$$y_t = \rho y_{t-1} + x_t' \delta + \varepsilon_t$$

al restar y_{t-1} de ambos lados queda:

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + x_t' \delta + \varepsilon_{t1} \quad (\text{II.1.2})$$

donde $\alpha = \rho - 1$. La hipótesis nula y la alternativa pueden escribirse como:

$$H_0: \alpha = 0$$

$$H_1: \alpha < 0$$

y ser evaluadas usando la convencional razón t para α :

$$t\alpha = \hat{\alpha} / (se(\hat{\alpha}))$$

donde $\hat{\alpha}$ es el estimador de α y $se(\hat{\alpha})$ es el coeficiente de error estandar.

Dickey y Fuller (1979) mostraron que bajo la hipótesis nula de una raíz unitaria, este estadístico no sigue la convencional distribución t-student, y ellos derivaron resultados asintóticos y simularon valores críticos para varias pruebas y tamaños de muestras. Después MacKinnon (1991, 1996) ha implementado un conjunto más amplio de simulaciones y permite el cálculo del estadístico de DF y los p-valores para cualquier tamaño de muestra. Los más recientes valores críticos calculados son usados por el EViews en las salidas de las pruebas.

La prueba descrita es válida sólo si la serie sigue un proceso AR(1). Si la serie está correlacionada a un mayor orden de rezago, el supuesto de ruido blanco ε_t es violado. La prueba Dickey-Fuller Aumentada construye una corrección paramétrica para un alto orden de correlación bajo el supuesto de que la serie y sigue un proceso AR(p), por lo que se añaden los p rezagos en los términos de diferencia de la variable y en la prueba de regresión, utilizando la ecuación (II.1.2) queda:

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + x_t' \delta + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \dots + \beta_p y_{t-p} + u_t$$

Al efectuar la prueba en el EViews, se puede seleccionar si se incluirán variables exógenas en la prueba de regresión. Se tiene la opción de añadir una constante, una constante y tendencia o no considerar ninguna variable exógena en la prueba de regresión, de manera que pueden ser evaluados los tres modelos de senda aleatoria señalados al inicio del capítulo. Hay que tener presente que al incluir regresores irrelevantes en la regresión puede reducir el poder de la prueba para rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria. (EViews 5.0). También de manera opcional está el número de rezagos a incluir en la prueba, EViews da la posibilidad de que sea manual o automático.

Cuando se da la opción de que el programa seleccione de manera automática el número de rezagos, hay que definir bajo qué criterio de información se va a hacer. EViews, da la opción de 6 criterios, los más usados son el de Akaike (AIC) y Schwarz (SC)¹. Para la prueba ADF se siguió el criterio de Akaike.

Hay que hacer la prueba en niveles para verificar la existencia de una raíz unitaria y después en primeras y segundas diferencias para precisar el orden de integración de la serie. Con la prueba ADF, si se rechaza la hipótesis nula en niveles y no se rechaza ni en primeras ni en segundas diferencias, puede concluirse que la serie evaluada es $I(1)$. Una vez identificadas las series como integradas de orden uno, puede buscarse una combinación lineal de ambas que sea $I(0)$, estacionaria, esto es, encontrar la ecuación de cointegración.

II.2- Prueba de Cointegración de Johansen

Las primeras pruebas de cointegración fueron formuladas por Engle y Granger (1987) y muy popularizadas en los análisis econométricos de series de tiempo. No obstante el procedimiento propuesto por Johansen (1988) es generalmente mejor y el poder de su prueba es más alto (Charemza y Deadman, 1992). El Eviews 5.0, tiene incluido el procedimiento de Johansen para verificar la existencia de cointegración en las series de tiempo y estimar los vectores correspondientes.

Johansen parte de un modelo VAR no restringido formado por series $I(1)$ y busca la existencia de una combinación lineal de esas series en el modelo VAR en primeras diferencias, por lo que la combinación lineal que se encuentre será $I(0)$.

¹ Estos mismos criterios se utilizan en las pruebas de cointegración para seleccionar el vector de cointegración. En general los criterios de información son una medida de la distancia entre el modelo seleccionado y el que realmente siguen los datos, y mientras menor sea la distancia, mejor se ajusta el modelo a los datos. En la ayuda del EViews 5.0 viene el detalle de la fórmula para cada criterio.

Una descripción muy general del procedimiento de Johansen la expone Greene (1999) y es la que se presenta a continuación:

Para llegar al contraste de Johansen, primero se formula el VAR

$$Y_t = \Gamma_1 Y_{t-1} + \Gamma_2 Y_{t-2} + \dots + \Gamma_p Y_{t-p} + \varepsilon_{t-p}$$

El orden p del modelo debe determinarse por adelantado.

Sea Z_t que designa el vector de $M(p-1)$ variables

$$Z_t = \Delta Y_{t-1}, \Delta Y_{t-2}, \dots, \Delta Y_{t-p+1}$$

Es decir, Z_t contiene los retardos 1 hasta $p-1$ de las primeras diferencias de las M variables. Ahora utilizando las T observaciones disponibles, se obtienen dos matrices $T \times M$ de residuos mínimos cuadráticos:

D = Los residuos de la regresión de ΔY_t en Z_t

E = Los residuos de la regresión de Y_{t-p} en Z_t

Se necesitan las M correlaciones canónicas cuadradas entre las columnas de **D** y las de **E**. Las correlaciones canónicas cuadradas son simplemente las raíces características ordenadas de la matriz

$$\mathbf{R}^* = \mathbf{R}_{DD}^{-1/2} \mathbf{R}_{DE} \mathbf{R}_{EE}^{-1} \mathbf{R}_{ED} \mathbf{R}_{DD}^{-1/2}$$

donde \mathbf{R}_{ij} es la matriz de correlaciones (cruzadas) entre variables del conjunto i y del conjunto j , para $i, j = D, E$.

Finalmente la hipótesis nula de que hay r ó menos vectores de cointegración, se comprueba utilizando el contraste estadístico

$$\text{CONTRASTE DE LA TRAZA} = -T \sum_{i=r+1}^M \ln [1 - (r_i^*)^2]$$

Si se hubieran observado las correlaciones basadas en las perturbaciones verdaderas en vez de en las estimadas, se podría comparar este estadístico con la distribución χ^2 con $M - r$ grados de libertad. Un conjunto alternativo de tablas apropiadas se presenta en Johansen y Juselius (1990).

En el contraste de Johansen los vectores característicos correspondientes a las correlaciones canónicas son los estimadores muestrales de los vectores de cointegración.

En el EViews 5.0, la prueba parte de la existencia o definición de un modelo de vector autorregresivo (VAR) entre las series que se desea encontrar una relación de cointegración. Se analizan 5 posibilidades para la formulación del vector de cointegración, se contrasta la hipótesis de no cointegración a través de la prueba de la traza y se determina el número de vectores de cointegración mediante el contraste de los valores característicos. También se puede contrastar la hipótesis de exogeneidad de alguna de las variables. Tiene la ventaja que se puede “buscar” el vector de cointegración, no es necesario definir a priori una combinación en especial, sin embargo si no se define adecuadamente el VAR, se puede llegar a conclusiones erróneas sobre la relación de las variables. En el EViews están programadas las pruebas para la validación del VAR, para escoger el VAR que mejor representa la combinación de las series.

A continuación se hace una descripción de ¿cómo buscar el mejor VAR?, ¿cómo encontrar el mejor vector de cointegración? Y cómo hacer la prueba de exogeneidad para una de las variables, tal como lo permite el EViews 5.0.

II.2.1- Estimación del VAR

El vector autorregresivo (VAR) es comúnmente usado para estimar sistemas de series de tiempo interrelacionadas y para analizar el impacto de las perturbaciones aleatorias sobre las variables del sistema. En la representación VAR todas las variables endógenas del sistema son tratadas como una función de sus propios rezagos.

La representación matemática de un VAR es:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + Bx_t + e_t$$

donde:

y_t es un k vector de variables endógenas

x_t es un d vector de variables exógenas

A_1, \dots, A_p Matriz de los coeficientes de las variables endógenas.

B Matriz de coeficientes de variables exógenas. Los coeficientes de las matrices deben ser estimados.

e_t es un vector de innovaciones que puede estar contemporáneamente correlacionado pero no están correlacionados con sus propios valores rezagados ni con las variables del lado derecho del sistema.

En el caso que se analiza en este trabajo, el índice de precios (IP) y el índice de utilidad (IU) están determinados conjuntamente por un VAR que tiene sólo una constante como variable exógena. Si se asume que el VAR tiene dos valores de rezagos² de las variables endógenas, se pudiera escribir:

$$IP_t = a_{11}IP_{t-1} + a_{12}IU_{t-1} + b_{11}IP_{t-2} + b_{12}IU_{t-2} + c_1 + e_{1t}$$

$$IU_t = a_{21}IP_{t-1} + a_{22}IU_{t-1} + b_{21}IP_{t-2} + b_{22}IU_{t-2} + c_2 + e_{2t}$$

Estimando el VAR en EViews

Primero hay que crear el VAR objeto, definir las variables endógenas y cuántos rezagos, las variables exógenas. El programa estima³ los coeficientes y da como salida los resultados de las ecuaciones del sistema y los estadísticos de cada ecuación y del sistema en conjunto. Entre estos estadísticos se

² El número de rezagos se precisa en el Capítulo III

³ Mediante el método de los Mínimos Cuadrados Ordinarios (OLS, en inglés)

encuentran los criterios de información, de Akaike (AIC) y Schwarz (SC). Se prefieren los valores pequeños de los criterios.

Para evaluar la consistencia del VAR se hacen varias pruebas, unas sobre la estructura de los rezagos y otras sobre los residuos.

Pruebas sobre la estructura de los rezagos

- 1- Tabla/Gráfico de las raíces características del polinomio (AR Roots Table/Graph)

Reporta la inversa de las raíces características del polinomio AR (Lütkepohl, 1991). El VAR estimado es estable (estacionario) si todas las raíces tienen un módulo menor que uno y caen dentro del círculo unitario. Si el VAR no es estable, ciertos resultados (tales como el error estandar de la respuesta al impulso) no son válidos. Se obtienen kp raíces, donde k es el número de variables endógenas y p es el número de rezagos.

- 2- Prueba de Causalidad de Granger para dos variables (Pairwise Granger Causality Tests)

Aquí se verifica si una variable endógena del VAR puede tratarse como exógena. Para cada ecuación en el VAR, se muestra el estadístico χ^2 (Wald) de la significancia conjunta de cada uno de los rezagos de las variables endógenas en la ecuación. El estadístico χ^2 al final (ALL) es la significancia conjunta de todos los rezagos de todas las variables en la ecuación.

- 3- Prueba de exclusión de los rezagos (Lag Exclusion Test)

Para cada rezago se reporta el estadístico χ^2 (Wald) para la significancia conjunta de todas las variables endógenas, se reporta para cada ecuación por separado y en conjunto. Mediante esta prueba se puede validar cuántos rezagos son necesarios incluir.

4- Longitud del número de rezagos según los criterios de información (Lag Length Criteria)

Se calculan varios criterios para seleccionar el orden de rezagos de un VAR sin restricciones. Se debe especificar el máximo de rezagos a probar. La tabla muestra varios criterios de información para el máximo de rezagos (Si no hay variable exógena en el VAR, el rezago empieza en 1, en otro caso los rezagos empiezan en 0). La tabla indica los rezagos seleccionados con “*”, es decir, el número de rezagos recomendados por los diferentes criterios.

Prueba de los residuos

1- Prueba LM⁴ de Autocorrelación (Autocorrelation LM Test)

Da un reporte del estadístico de la prueba multivariada LM para la correlación serial de los residuos hasta el orden especificado. La prueba estadística para el orden h de los rezagos es calculada por una regresión auxiliar de los residuos e_t sobre los regresores originales (lado derecho), y sobre los residuales e_{t-h} , según la formulación de Johansen (1995). Bajo la hipótesis nula de no correlación serial de orden h , el estadístico LM sigue una distribución asintótica χ^2 con k^2 grados de libertad. El EViews también reporta la probabilidad asociada al estadístico.

Se recomienda que no haya correlación serial en el VAR. Al asumir no autocorrelación en el término de error, el VAR puede ser estimado ecuación por ecuación por el método de mínimos cuadrados de forma consistente (Charemza y Deadman, 1992).

2- Prueba de normalidad

Reporta una extensión de la prueba de normalidad de los residuos de Jarque-Bera, en la que se compara el tercero y el cuarto momento de los residuos con

⁴ La fórmula del estadístico LM puede verse en la ayuda del EViews 5.0

los de la distribución normal. Para la prueba multivariada se puede seleccionar una factorización de los k residuos tal que sean ortogonales entre sí. En el EViews se presentan 4 formas de factorización para la matriz.

3- Respuesta al impulso

Bajo la condición de estabilidad del VAR, se pueden expresar las variables como función de los residuos corrientes y rezagados, esto es lo que se conoce como función de respuesta al impulso. La función de respuesta al impulso traza el efecto de un shock en un tiempo para una de las innovaciones sobre los valores actuales y futuros de las variables endógenas.

Si las innovaciones e_t no están correlacionadas contemporáneamente la interpretación de la respuesta al impulso es directa. La i -ésima innovación $e_{i,t}$ es simplemente un shock para la i -ésima variable $y_{i,t}$. Las innovaciones usualmente están correlacionadas y puede que se vean como que tienen un componente común el cual no puede asociarse con una variable específica.

En el trabajo se presentan los gráficos de la función de respuesta al impulso para las series IP e IU.

II.2.2- Prueba de cointegración de Johansen

El propósito de la prueba de cointegración es determinar si un grupo de series no estacionarias están cointegradas o no. La presencia de una relación de cointegración forma la base de la especificación del modelo de Vector de Corrección de Error (VEC). En el EViews 5.0 se implementa la prueba de cointegración basada en el VAR, usando la metodología de Johansen (1991, 1995).

Considere un VAR de orden p :

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + Bx_t + e_t$$

donde y_t es un k -vector de una variable no estacionaria $I(1)$, x_t es un d -vector de una variable determinística y e_t es un vector de innovaciones. Se puede escribir el VAR como:

$$\Delta y_t = \Pi \Delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + Bx_t + e_t$$

donde:

$$\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I, \quad \Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^p A_j$$

La representación del teorema de Granger (1987) asegura que si el coeficiente de la matriz Π puede ser reducido a rango $r < k$, entonces existe $k \times r$ matrices α y β cada una con rango r tal que $\Pi = \alpha\beta$ y $\beta'y_t$ es $I(0)$. r es el número de relaciones cointegradas (rango de cointegración) y cada columna de β es un vector de cointegración. Los elementos de α son conocidos como parámetros ajustados en el modelo VEC. El método de Johansen es para estimar la matriz Π de un VAR no restringido y para probar si se puede rechazar las restricciones implicadas por el rango reducido de Π .

En el EViews se consideran los siguientes 5 casos de tendencia determinística examinados por Johansen (1995):

1. Los datos de nivel de y_t no tienen tendencia determinística y las ecuaciones de cointegración no tienen intercepto:

$$H_2(r): \Pi y_{t-1} + Bx_t = \alpha\beta y_{t-1}$$

2. Los datos de nivel de y_t no tienen tendencia determinística y la ecuación de cointegración tiene intercepto:

$$H^*_1(r): \Pi y_{t-1} + Bx_t = \alpha(\beta'y_{t-1} + \rho_0)$$

3. Los datos de nivel de y_t tienen tendencia determinística pero las ecuaciones de cointegración tienen sólo interceptos:

$$H_1(r): \Pi y_{t-1} + Bx_t = \alpha(\beta'y_{t-1} + \rho_0) + \alpha_1\gamma_0$$

4. Los datos de nivel de y_t y las ecuaciones de cointegración tienen tendencia determinística:

$$H^*(r): \Pi y_{t-1} + Bx_t = \alpha(\beta'y_{t-1} + \rho_0 + \rho_1 t) + \alpha_1\gamma_0$$

5. Los datos de nivel de y_t tienen tendencia cuadrática y las ecuaciones de cointegración tienen tendencia lineal:

$$H(r): \Pi y_{t-1} + Bx_t = \alpha(\beta'y_{t-1} + \rho_0 + \rho_1 t) + \alpha_1(\gamma_0 + \gamma_1 t)$$

Y se da como opción examinar las 5 posibilidades en conjunto donde da los criterios de información para cada variante y señala la sugerida por cada criterio, lo que permite seleccionar el vector de cointegración que mejor represente la relación de cointegración de las series, en base a los criterios de información.

En el momento de realizar la prueba de cointegración de Johansen se deben especificar los rezagos. Hay que tener presente que los rezagos son especificados como rezagos de los términos de primeras diferencias usados en la regresión auxiliar, no en términos de los niveles. Por ejemplo, si se escribe “1 2”, la prueba del VAR hace la regresión de Δy_t sobre Δy_{t-1} , Δy_{t-2} y cualquier otra variable exógena que se haya especificado. Note que en términos de la serie y_t en niveles el número de rezagos es 3. Para correr una prueba de cointegración con un solo rezago en la serie en niveles, hay que escribir “0 0”, para usar dos rezagos en niveles hay que escribir “1 1”, y así sucesivamente.

Una vez especificada la relación de cointegración y el número de rezagos se puede efectuar la prueba de Johansen y da como salida los resultados de la

prueba de la traza y de la prueba del rango (máximo número de valores característicos). En la segunda parte de la salida da estimaciones de las relaciones de cointegración β y de los parámetros ajustados α . Como es conocido, el vector de cointegración β no es identificado a menos que se imponga alguna normalización. El primer bloque reporta estimaciones de β y α basada en la normalización $\beta'S_{11}\beta = I$, donde S_{11} está definida en Johansen (1995). La traspuesta de β es reportada bajo coeficientes cointegrados sin restricciones por lo que la primera fila es el primer vector cointegrado, la segunda fila el segundo vector cointegrado y así sucesivamente.

Como el vector de cointegración β no es identificado, se pueden imponer restricciones para su identificación. Las restricciones pueden ser impuestas sobre el vector de cointegración (elementos de la matriz β) y/o sobre los coeficientes ajustados (elementos de la matriz α).

Una restricción de particular interés es si la i -ésima fila de la matriz α es toda cero. Si este es el caso, entonces la i -ésima variable endógena es denominada débilmente exógena con respecto a los parámetros de β (Johansen, 1992). Por ejemplo, si se asume que hay sólo un vector de cointegración en el VEC, se puede probar si la segunda variable endógena es débilmente exógena con respecto a β planteando:

$$A(2,1) = 0$$

Si las restricciones impuestas son válidas, EViews reportará el estadístico LR (Razón de Verosimilitud) para probar la validez de la restricción. El estadístico LR es reportado si los grados de libertad de la distribución asintótica χ^2 son positivos.

II.2.3- Exogeneidad débil y causalidad de Granger.

Greene (1999) resume estos conceptos de una forma clara, señala que Engle, Hendry y Richard (1983) definen un conjunto de variables X_t en un modelo parametrizado como débilmente exógenas si el modelo completo

puede expresarse en términos de una distribución de probabilidad marginal para X_t y una distribución condicional para Y_t/X_t tal que la estimación de los parámetros de la distribución condicional no sea menos eficiente que la estimación del conjunto de todos los parámetros de la distribución conjunta. Este será el caso si ninguno de los parámetros de la distribución condicional aparece en la distribución marginal de X_t .

La causalidad de Granger (un tipo de retroalimentación estadística) desaparece cuando $f(X_t/X_{t-1}, Y_{t-1})$ es igual a $f(X_t/X_{t-1})$. La definición pone de manifiesto que en la distribución condicional, los valores retardados de Y_t no añaden información al explicar las variaciones de X_t más allá de lo que ofrecen los valores de X_t , por sí mismos.

Sobre los contrastes de causalidad de Granger, Greene (1999) plantea “La causalidad en el sentido de Granger (1969) y Sims (1980) se deduce cuando los valores retardados de una variable, X_t , tiene poder explicativo en una regresión de una variable Y_t en los valores retardados de Y_t y X_t . El VAR puede utilizarse para comprobar la hipótesis. Las comprobaciones de las restricciones pueden basarse en simples contrastes de F en las ecuaciones simples del modelo VAR. Si los valores retardados de una variable X_t no tienen capacidad explicativa para ninguna de las variables del sistema, se considera X como débilmente exógena para el sistema”.

Define el estadístico de razón de verosimilitud (LR) como:

$$\lambda = T(\ln | W | - \ln | W^* |)$$

Donde W es la matriz ($M \times M$) de covarianzas de los residuos basada en un retardo de longitud p , W^* su homóloga cuando hay $p+1$ retardos. Este estadístico puede utilizarse para contrastar la hipótesis de que $\Delta_{p+1} = 0$. El estadístico tendría una distribución χ^2 en el límite M^2 grados de libertad. Advierte que el problema de este contraste está en la definición del número de rezagos (o longitud de retardos) a incluir en el VAR, y que un procedimiento podría ser

probar desde $p = 1$ hasta que la adición de la última matriz de parámetros no conlleve una mejora significativa del ajuste.

Todo lo planteado en este Capítulo será evaluado para las series de índices de precios (IP) e índices de Utilidades (IU) en el Capítulo III. Se verificará que las series son $I(1)$, se buscará el mejor número de rezagos para estimar el VAR y estimar la relación de cointegración a través de la prueba de cointegración de Johansen y se verificará si la serie IU es débilmente exógena.

Capítulo III. Análisis de los datos

Tal como se planteó en los capítulos anteriores, el objetivo de este ejercicio es verificar la hipótesis de eficiencia en el mercado de acciones de la BMV. Se partirá de la condición de eficiencia en la forma semi-fuerte, en el sentido de la correspondencia entre precio y utilidad de las acciones y se aplicará la metodología descrita en el Capítulo II.

III.1- Formación de las series precio y utilidad

Se utilizó la misma metodología que empleó Raúl Feliz (1990) para el cálculo de las series de precios y utilidades. Se detalla a continuación la determinación de la muestra, el cálculo de las series y las características generales de los datos obtenidos.

III.1.1- Determinación de la muestra

Para la elección de las emisoras a incluir en el análisis, se hizo una selección de la muestra de las 35 emisoras que forman el IPC, tomando aquellas que tuvieran una continuidad en la BMV durante el período 1993-2005.

La muestra la forman 22 emisoras¹, el 63% de las emisoras del IPC. De cada una de ellas se registró el precio y el volumen de la serie² y la utilidad neta de la empresa emisora.

El movimiento de compra y venta de acciones es diario, y de hecho se lleva el registro diario del cambio de precios y volumen de acciones, que se refleja en el IPC de la BMV. Por lo que el análisis de los precios pudiera hacerse diario, semanal, mensual, etc. En cambio, la utilidad de una acción está dada por la utilidad de la emisora y es la emisora quien la calcula y la reporta. Estos datos de utilidad se publican trimestralmente en los *Indicadores Financieros de la*

¹ El listado de las emisoras se presenta en el Anexo II.

² Una empresa emisora de acciones puede tener varias series de acciones, tal como es el caso de Telmex. Para el trabajo se registró la serie de mayor bursatilidad, que es también la que forma parte del IPC.

BMV, por lo que el análisis de la utilidad tiene que ser trimestral o un período más amplio, como semestral o anual. Esto obligó a hacer el análisis con series trimestrales de precios y utilidades.

III.1.2- Cálculo de las series

Para formar la serie trimestral de precios, se partió de la serie mensual de precios y volumen de acciones. Se trabajó con los precios de cierre del trimestre. Se calculó el índice de precios de Laspeyres para cada trimestre usando como base el segundo trimestre de 2002, base similar a la que se utiliza en el Índice Nacional de Precios del Consumidor (INPC), junio del 2002. El volumen de acciones trimestral se obtuvo mediante la suma de los tres meses que forman cada trimestre. Para obtener los valores reales de los índices, se dividió entre el INPC de cada período, quedando:

$$IP_t = \frac{\sum_{i=1}^n p_{ti} q_{(2002:2)i} / \sum_{i=1}^n p_{(2002:2)i} q_{(2002:2)i}}{INPC_t}$$

donde:

IP_t : es el índice de precios de cierre del período t , deflactado.

t : representa cada período, cada observación. Inicia en el primer trimestre de 1993 y termina en el cuarto trimestre de 2005, para un total de 52 observaciones.

$n = 22$, es el número de emisoras.

p : es el precio de cierre del trimestre

q : es el volumen de acciones del trimestre

Para la serie de utilidades se partió de la utilidad neta (después de impuestos) que se reporta trimestralmente. Éste dato es acumulado y actualizado a los precios del período que se informa. Se calculó por diferencias el valor de utilidad que debería corresponder a cada trimestre en particular. Y la utilidad

trimestral por acción se obtuvo al dividir la utilidad trimestral entre el volumen de acciones del trimestre correspondiente.

Para el “índice” de utilidad, se hizo algo semejante al índice de precios. Se calculó la sumatoria del producto de la utilidad por acción del período por el volumen de acciones del período base (segundo trimestre del 2002) y esto se dividió entre la sumatoria del valor de las acciones del período base (mismo denominador que en el cálculo del índice de precios). Al igual que la serie de índices de precios, se dividió entre el INPC de cada período, quedando:

$$IU_t = \frac{\sum_{i=1}^n u_{ti} q_{(2002:2)i} / \sum_{i=1}^n p_{(2002:2)i} q_{(2002:2)i}}{INPC_t}$$

donde:

IU_t : es el índice de utilidad por acción del período t, deflactado.

t: representa cada período, cada observación. Inicia en el primer trimestre de 1993 y termina en el cuarto trimestre de 2005, para un total de 52 observaciones.

n = 22, es el número de emisoras.

u: es la utilidad por acción del trimestre

p: es el precio de cierre del trimestre

q: es el volumen de acciones del trimestre

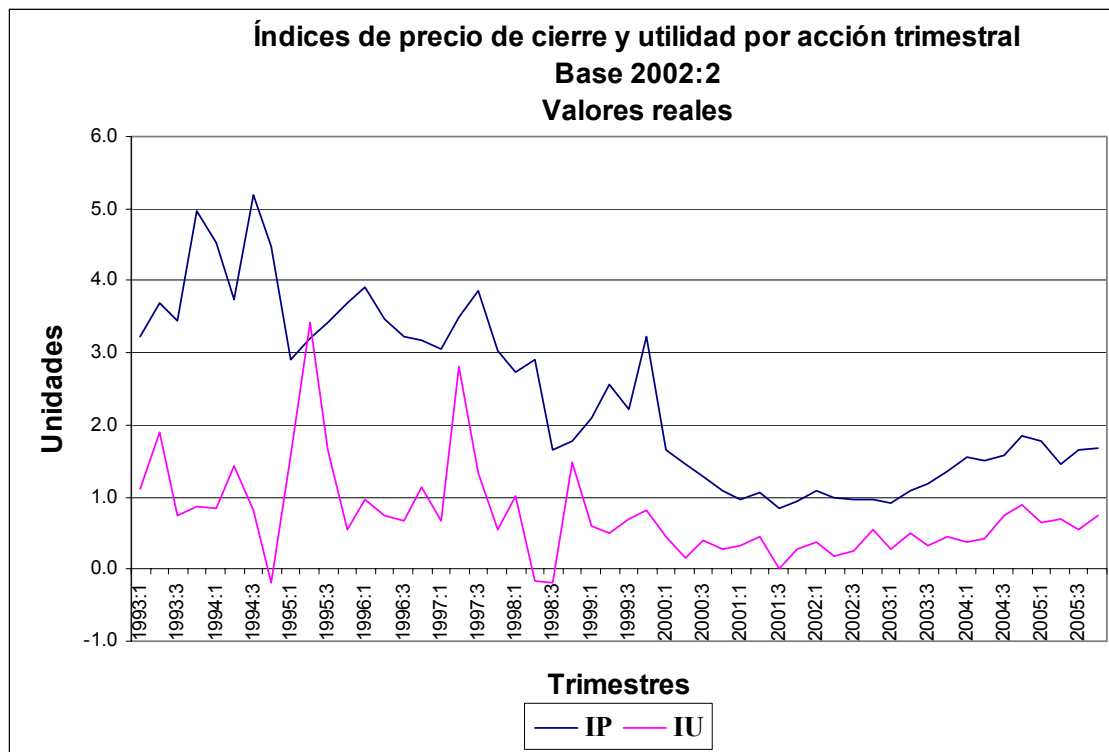
Así se conformaron las series IP e IU que constituyen la base del análisis de nuestro estudio. Los valores de cada trimestre así como la información primaria se muestran en el Anexo 3. A continuación se señalan las características generales de las series.

III.1.3- Características de las series

Como puede verse en el Gráfico 2, las series “van de la mano”, es decir, aparentan llevar una senda común, sobre todo a partir del primer trimestre del 2000. La serie de precios va por encima de la serie de utilidades en todo el período, excepto en el segundo trimestre de 1995, donde parece que la

recuperación de la crisis de diciembre de 1994 fue más rápido en las empresas emisoras que en el mercado.

Gráfico 2. Serie de precios y serie de utilidades.



Fuente: Cálculos propios a partir de la información de la BMV y de www.banxico.org.mx

Los estadísticos que describen a ambas series se resumen en el Cuadro 1. Puede notarse la presencia de valores negativos en la serie IU, debido a tres observaciones en particular, el cuarto trimestre de 1994 y el segundo y tercer trimestre de 1998³. La presencia de valores negativos en la serie IU impidió hacer su representación en logaritmos, tal como es costumbre en los análisis econométricos de las series de precios en los estudios de eficiencia en los mercados.

Cuadro 1. Estadísticos de las series.

Estadísticos	IP	IU
Media	2.38	0.74
Mediana	1.97	0.61

³En el cuarto trimestre de 1994, nueve emisoras tuvieron pérdidas o resultados negativos (Kimber, PE&OLES, DESC, ALFA, BIMBO, FEMSA, COMERCI, ICA y VITRO). En el segundo trimestre de 1998, sólo tres emisoras tuvieron pérdidas (TLVISA, GFINBUR y VITRO) y en el tercer trimestre del 1998 ocho emisoras tuvieron pérdidas (ALFA, COMERCI, ELEKTRA, TLVISA, ICA, GFINBUR, VITRO y GMEXICO).

Máximo	5.19	3.43
Mínimo	0.84	-0.18
Desviación Estandar	1.21	0.66

Queda por verificar si realmente existe una relación de equilibrio entre las series de precios y utilidades, si existe una relación de cointegración. En los epígrafes siguientes se hacen las pruebas necesarias para verificar la hipótesis de cointegración de las series IP e IU.

III. 2- Análisis de la cointegración de las series.

En base a la metodología descrita en el Capítulo II, se hará el análisis de la cointegración de las series y se encontrará el vector que mejor describa la relación de cointegración. Primero se verificará que las series son I(1) y posteriormente se realizará la prueba de cointegración de Johansen.

III.2.1- Verificación de la presencia de raíz unitaria en las series.

Según la observación del Correlograma para la serie IP, Gráfico 3, puede plantearse que la serie sigue un proceso autorregresivo y al observar que va disminuyendo a medida que aumentan los rezagos, puede señalarse que éste proceso autorregresivo es de bajo orden.

Por el lado del PAC, se puede observar que se interrumpe en el octavo rezago (menor valor del estadístico), por lo que pudiera plantearse que sigue un proceso AR(8). El estadístico Q rechaza en todos los casos que no exista autorrelación bajo el orden k. Se puede plantear que hay memoria en la serie, lo cual coincide con los resultados obtenidos por Theurel E. (2003) al analizar la serie del IPC de la BMV.

Gráfico 3. Correlograma de la serie IP

Muestra: 1993Q1 2005Q4
Observaciones incluidas: 52

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
-----------------	---------------------	----	-----	--------	------

*****	*****	1	0.877	0.877	42.333	0.000
*****	*.	2	0.801	0.138	78.344	0.000
*****	*.	3	0.768	0.182	112.11	0.000
****	**.	4	0.665	-0.253	138.01	0.000
****	..	5	0.600	0.050	159.49	0.000
****	*.	6	0.581	0.133	180.07	0.000
****	**.	7	0.487	-0.211	194.86	0.000
***	..	8	0.420	-0.005	206.14	0.000
***	**.	9	0.357	-0.156	214.47	0.000
**	*.	10	0.259	-0.065	218.94	0.000
*.	..	11	0.191	-0.010	221.43	0.000
*.	*.	12	0.127	-0.091	222.57	0.000

Fuente: Correlograma de la serie IP mediante el EViews 5.0

AC: Autocorrelación

PAC: Autocorrelación Parcial

Q-Stat: Según Ljung-Box (Ho: no hay autocorrelación para el rezago k)

Prob: Probabilidad asociada al estadístico Q-Stat.

Gráfico 4. Correlograma de la serie IU

Muestra: 1993Q1 2005Q4

Observaciones incluidas: 52

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. ***	. ***	1	0.348	0.348	6.6742	0.010
. .	. *	2	0.002	-0.136	6.6744	0.036
. *	. **	3	0.183	0.266	8.5884	0.035
. *	. .	4	0.132	-0.049	9.6034	0.048
. *	. *	5	0.118	0.153	10.433	0.064
. *	. .	6	0.144	0.022	11.701	0.069
. **	. *	7	0.199	0.178	14.160	0.048
. ****	. ***	8	0.494	0.446	29.754	0.000
. **	. *	9	0.288	-0.059	35.187	0.000
. .	. .	10	-0.005	-0.002	35.189	0.000
. .	. **	11	-0.027	-0.241	35.237	0.000
. *	. **	12	-0.091	-0.217	35.821	0.000

Fuente: Correlograma de la serie IU mediante el EViews 5.0

AC: Autocorrelación

PAC: Autocorrelación Parcial

Q-Stat: Según Ljung-Box (Ho: no hay autocorrelación para el rezago k)

Prob: Probabilidad asociada al estadístico Q-Stat.

Para la serie IU, Gráfico 4, el resultado es diferente. Esta serie parece que sigue un proceso de medias móviles de bajo orden, ya que para el segundo rezago, prácticamente la autocorrelación es cero. Sin embargo al observar el PAC, no se identifica como un puro proceso de medias móviles, pues no tiende a cero gradualmente a medida que aumentan los rezagos. El PAC se interrumpe en el cuarto rezago, por lo que pudiera sugerir que sigue un proceso AR(4). Y en las pruebas de no autocorrelación en el rezago k, no se rechaza ni en el 5to y el 6to rezago, para el resto de los rezagos considerados si se rechaza.

Esta serie, por su construcción, es originada por diferencias⁴, por lo que su comportamiento con cierta apariencia estacionaria no sorprende.

Se complementa el análisis con la prueba ADF de raíz unitaria para las series IP e IU. Se hizo la prueba en niveles, primeras diferencias y segundas diferencias y para las tres variantes de senda aleatoria, verificándose en todos los casos que las series son I(1) bajo un nivel de significación del 5%. Por lo

⁴ Para mayor detalle ver epígrafe III.1.2 de este capítulo.

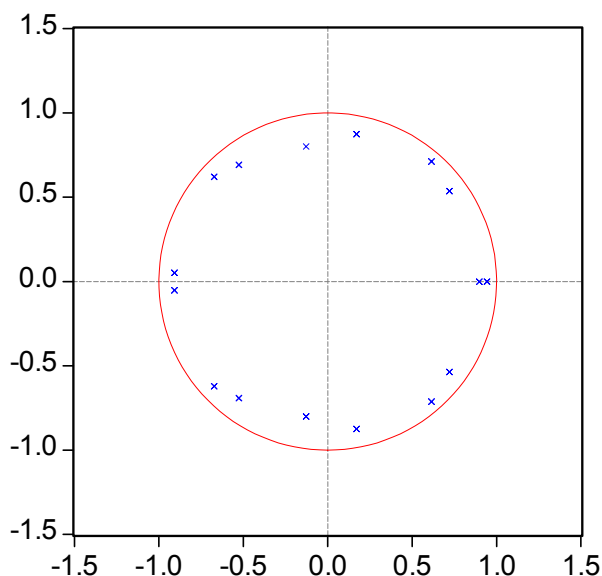
que se concluye que las series IP e IU están integradas en primer orden, cumpliéndose así la primera condición para poder encontrar un vector de cointegración $I(0)$. Un resumen de los resultados de las pruebas se muestra en el Anexo 4.

III.2.2- Estimación del VAR

Con el objetivo de encontrar el mejor VAR para luego hallar la cointegración entre las dos series, se empezó probando para un VAR de doce rezagos hasta un VAR de sólo dos rezagos. Los mejores resultados, se encontraron para el VAR de ocho⁵ rezagos. Un resumen de los resultados de las estimaciones del VAR de ocho rezagos y sus pruebas se muestra en el Anexo 5. Este modelo satisface la condición de estabilidad (Gráficos 5).

Gráfico 5. Condición de estabilidad. VAR de ocho rezagos.

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



En el VAR de ocho rezagos el aporte de las variables es mayor, lo que se refleja en el alto R-squared⁶. Y de igual forma, el valor del criterio de información es menor, por lo que induce a pensar que el VAR de ocho rezagos es el adecuado. En el VAR de ocho rezagos no se presenta autorrelación en

⁵ Raúl Feliz (1990) trabajó con el VAR de 6 rezagos y escogió dos rezagos, para analizar la cointegración.

⁶ Para la ecuación de IP fue de 0.93 y para la de IU 0.84, los mayores de todos los VARs analizados (para 12, 11, ..., 3 y 2 rezagos).

los residuos hasta el octavo rezago. En cuanto a las otras pruebas de los residuos, normalidad y homoscedasticidad, puede plantearse que cumplen los supuestos.

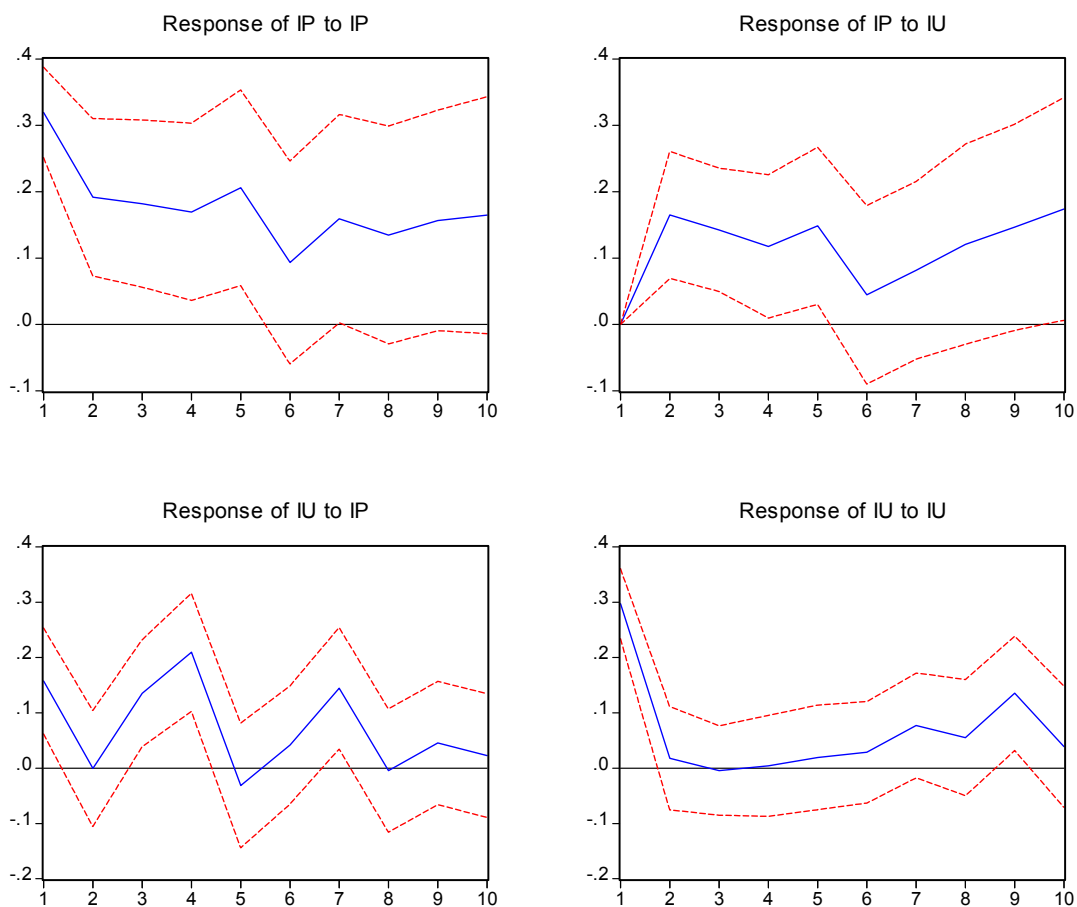
Sin embargo, al tratar de precisar el número de rezagos a utilizar, no queda muy claro el resultado, pues en la prueba de los criterios como hay que definir el número de rezagos para efectuar la prueba, los resultados varían, si es para ocho todos los criterios recomiendan ocho rezagos, y si es para menos, todos los criterios coinciden en dos rezagos⁷. Y en la prueba de Wald el aporte de las dos variables juntas es significativo hasta el cuarto rezago.

Para el modelo VAR de ocho rezagos, las variables causan en el sentido de Granger. La respuesta al impulso se mueve dentro del rango de dos errores estandar (Gráficos 6)

⁷ Según el correlograma de la serie IP, Gráfico 3, la serie aparentaba un proceso AR(8), por lo que no es extraño ver que al analizar de ocho rezagos en adelante las pruebas recomienden ocho rezagos.

Gráfico 6. Respuesta al impulso. VAR de ocho rezagos

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.



Para hacer la prueba de cointegración el VAR de ocho rezagos es válido, aunque éste pudiera sugerir dos vías para encontrar la relación de cointegración, una con dos rezagos y otra con ocho rezagos.

III.2.3- Prueba de cointegración de Johansen

Se empieza por buscar una relación de cointegración en el VAR de ocho rezagos, considerando ocho rezagos en niveles (“1 7” en la prueba de cointegración). En las cinco variantes examinadas se encuentra un único vector de cointegración, tanto por la prueba de la traza como por la del valor característico, y el recomendado según los criterios de información de Akaike y Schwarz es el caso 2, sin tendencia en los datos, con intercepto en la ecuación de cointegración.

La estimación del vector de cointegración para este caso es:

$$IP = 0.16 + 2.69 IU \quad (III.2.3.1)$$

Se vuelve a estimar el vector de cointegración, ahora imponiendo la restricción de que $A(2,1) = 0$, esto es, los coeficientes de la segunda variable del vector de cointegración, en este caso IU, son ceros. Rechazándose esta restricción a los niveles de significación convencionales. Por lo que se concluye que las dos variables consideradas en el VAR son endógenas, y el vector de cointegración encontrado es válido. Los detalles de las pruebas se muestran en el Anexo 6, secciones A, B y C.

Se repite el ejercicio para el VAR de ocho rezagos, considerando ahora sólo dos rezagos en niveles (“1 1” en la prueba de cointegración). Para las 5 posibilidades se encuentra un único vector de cointegración, tanto por la prueba de la traza como por la del valor característico, y el recomendado según los criterios de información es el caso 1, sin tendencia en los datos, sin intercepto en la ecuación de cointegración. La estimación del vector de cointegración para este caso es:

$$IP = 3.27 IU \quad (III.2.3.2)$$

Igual que en el caso anterior, se contrasta la hipótesis de exogeneidad débil para IU y nuevamente se rechaza a los niveles convencionales de significación. Los detalles de las pruebas se muestran en el Anexo 7, secciones A, B y C.

Desde el punto de vista estadístico, los dos vectores encontrados son válidos, satisfacen todas las pruebas y el que mejor se ajusta a los datos, dado por el menor valor en los criterios de información y menor error estandar en los coeficientes estimados es el vector con intercepto, ecuación (III.2.3.1), véase Anexos 6 y 7 secciones A y B. Además, al analizar la ecuación de cointegración, esta ecuación se ajusta más al comportamiento del mercado, pues los precios de las acciones tienden a crecer aunque no haya crecimiento de la utilidad de las empresas emisoras.

El vector $IP = 0.16 + 2.69 IU$ puede ser interpretado como la relación de equilibrio en el largo plazo del mercado de acciones de la BMV. Como promedio habrá un incremento en los precios de 0.16 independiente al crecimiento de la utilidad, y de 2.69 asociado al crecimiento de la utilidad. Este último coeficiente representa a su vez la razón precio - utilidad de equilibrio.

Estos resultados demuestran que las series de precio y utilidad analizadas presentan una relación estable en el largo plazo. Los cambios en los precios son el reflejo de los cambios en la utilidad neta de las empresas emisoras, por lo que se acepta la hipótesis de eficiencia en la forma semi-fuerte en el mercado de acciones de la BMV; lo cual coincide con Feliz (1990).

IV- Conclusiones

Se verificó la hipótesis de cointegración de las series de precios y utilidades en la Bolsa Mexicana de Valores a partir de los datos de 22 emisoras que representan el 63 por ciento de las emisoras que conforman el IPC.

El vector que mejor representa la relación de cointegración es:

$$IP = 0.16 + 2.69 IU$$

Y puede ser interpretado como la relación de equilibrio en el largo plazo del mercado de acciones de la BMV. Como promedio habrá un incremento en los precios de 0.16 independiente al crecimiento de la utilidad, y de 2.69 asociado al crecimiento de la utilidad. Este último coeficiente representa a su vez la razón precio - utilidad de equilibrio.

Estos resultados demuestran que las series de precio y utilidad analizadas presentan una relación estable en el largo plazo. Los cambios en los precios son el reflejo de los cambios en la utilidad neta de las empresas emisoras, por lo que se acepta la hipótesis de eficiencia en la forma semi-fuerte en el mercado de acciones de la BMV; lo cual coincide con Feliz (1990). Sin embargo, en la forma débil de eficiencia los resultados son dudosos pues hay memoria en la serie de precios, esto también fue observado por Theurel E. (2003) al analizar la serie del IPC.

En la mayoría de los trabajos revisados sobre la BMV no se cumple la hipótesis de eficiencia en la forma débil. Una vez más se manifiesta el “dilema” de la hipótesis de mercados eficientes, pues se plantea que si se cumple la hipótesis en la forma semi-fuerte también se cumple en la forma débil y en nuestros resultados no es así.

Por los trabajos revisados en el Capítulo I, los criterios sobre el comportamiento de los mercados varían, unos señalan que los mercados son eficientes y otros que los mercados son volátiles, según el mercado que analicen y los

indicadores que evalúen. Es algo así como decir “medio vacío o medio lleno”. Por lo que puede concluirse que los mercados son eficientes y volátiles. Eficientes, porque el valor de lo que venden, en este caso acciones de empresas emisoras, tiene que tener un sustento, una base y esa es la utilidad de las empresas, visto también a través de los pagos de los dividendos por acción. Y volátiles, por la naturaleza especulativa de los mercados, que juega con las expectativas de los sujetos.

Son muchas las pruebas estadísticas que se han utilizado para verificar la hipótesis de eficiencia en el mercado accionario, sobre todo en la forma débil, con base sólo a la información de los precios. En la forma semi-fuerte, donde se busca la relación del precio con otra variable, como la utilidad o los dividendos por acción, el verificar la hipótesis de cointegración de las series permite a su vez contrastar la hipótesis de eficiencia en el mercado; es una prueba econométrica consistente con el supuesto de eficiencia en la forma semi-fuerte.

Hay diversas vías para verificar la cointegración de las series. La prueba de Johansen (1991, 1995) que implementa el Eviews 5 brinda la posibilidad de encontrar el mejor vector de cointegración, no es necesario imponer una relación de cointegración a priori; además cuenta con las pruebas necesarias para validar la estimación del VAR, tal como se hizo en este trabajo.

Al analizar un período, es importante detenerse en cómo han sido calculados los indicadores que serán la base del estudio. En este caso, por ejemplo, no fue factible utilizar para el análisis el IPC, ya que cambió la metodología de su cálculo en el 2002.

El contar con un mercado de acciones eficiente da la posibilidad de utilizar la vía bursátil para financiar las inversiones productivas de la economía, ampliando así el capital disponible de las empresas. Aquí llama la atención que en el caso de la BMV, no hay ninguna empresa que tenga como actividad el sector primario. Esto no es más que el reflejo del abandono que durante varias décadas ha tenido este sector.

Si hiciéramos una extensión de la hipótesis de eficiencia en los mercados de acciones a la economía nacional, pudiera plantearse que en las economías eficientes las bolsas de valores de cada país reflejarían el desempeño de la economía, e irían más juntas en la medida en que las empresas utilicen la vía bursátil para canalizar sus finanzas (deudas o beneficios). Si ocurriese así, la bolsa de valores también podría jugar un papel fundamental en la redistribución de los ingresos e integración de las actividades económicas, al propiciar la inversión de aquellos que tienen excedente financiero en las diferentes actividades de la economía del país.

En resumen, si se desvía el flujo de excedentes financieros, que actualmente va a los bancos, hacia la bolsa de valores, los beneficios pudieran ser mayores para el país. Queda por contrastar esta hipótesis.

V- Bibliografía

- Baumol W. (1965) *The Stock Market and Economic Efficiency*. Fordham university press. New York.
- Campbell J. Shiller R. (1988) "Interpreting Cointegrated Models". *Journal of Economic Dynamics and Control* 12: 505 – 52
- Campbell J. y Shiller R. (1987) "Cointegration and Tests of Present Value Models". *Journal of Political Economy*. Vol. 95, No. 5, October: 1062-1087
- Campbell J. y Shiller R. (1988) "Stock Prices, Earnings, and Expected Dividends". *The Journal of Finance*. Vol. XLIII, No. 3. July 1988.
- Charemza W. y Deadman D. (1992). *New Directions in Econometric Practice*, Edward Elgar Publishing, 1992.
- Dickey D. y Fuller W. (1981) "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Times Series with a Unit Root", *Econometrica*, Vol. 49, No. 4 (July, 1981)
- Engle R. y Granger C. (1987) "Co - Integration and Error Correction: Representation, estimation, and testing". *Econometrica*, Vol.55, No. 2 (March, 1987): 251-276
- Engle R., Hendry D. y Richard J. (1983) "Exogeneity", *Econometrica* 51, 277- 304.
- Fama, E. (1970) "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work". *The Journal of Finance* 25 (May 1970): 383-417
- Félix R. y Rodríguez J. (1981) *Análisis de la BMV*. Marzo, 1981
- Feliz R. (1990) "¿Responde la Bolsa mexicana de valores a los fundamentos?". *Estudios Económicos*. Vol. 5, No.2, Julio-Diciembre. 1990 pp. 335-359.
- Galindo, L.M.(1997) "El concepto de exogeneidad en la econometría moderna". *Investigación Económica*, vol. LVII: 220, abril-junio 1997, pp. 97-111.
- Granger, C. W. J. (1969). "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods," *Econometrica*, 37, 424-438.

- Greene W. (1999) *Análisis Econométrico*. Traducción J. A. Hernández. 3ra. Edición.
- Greene W. (2000) *Econometric Analysis*. Fourth Edition.
- Grosman S. y Shiller (1981) "The Determinants of the Variability of Stock Market Prices", *The American Economic Review*. Vol. 71. No. 2. 1981.
- Johansen S. (1988) "Statistical Analysis of Cointegration Vectors". *Journal of Economic Dynamics and Control* 12 (1988): 231-254.
- Johansen, S. (1991). "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models," *Econometrica*, 59, 1551-1580.
- Johansen, S. (1992) "Testing Weak Exogeneity and the Order of Cointegration in U. K. Money Demand Data", *Journal of Policy Modeling*, junio, No. 14, Vol. 3, 1992: 313 – 334.
- Johansen, S. (1995). *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford: Oxford University Press.
- Johansen, S. y K. Juselius (1990). "Maximum Likelihood Estimation and Inferences on Cointegration-with applications to the demand for money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-210.
- Ludlow J. (1997) *Modelos, pronósticos y volatilidad de las series de tiempo generadas en la Bolsa Mexicana de Valores*. UAM Azcapotzalco. Casa abierta al tiempo.
- MacKinnon, James G. (1991). "Critical Values for Cointegration Tests," Chapter 13 in R. F. Engle and C. W. J. Granger (eds.), *Long-run Economic Relationships: Readings in Cointegration*, Oxford: Oxford University Press.
- MacKinnon, James G. (1996). "Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests," *Journal of Applied Econometrics*, 11, 601-618.
- Maddala G. S. (1992). *Introduction to Econometrics*. Second Edition.
- Mayer D. y Feliz R. (1992) *Dinámica no lineal en la Bolsa de Valores*. Documento de Trabajo No.3. CIDE.

- Mejía J., Grados M. y Mounier N.(1991) *La eficiencia del mercado accionario en México*. Universidad de las Américas de Puebla. Departamento de Economía. Cuadernos de Investigación.
- Mishkin F. (1992) *The Economics of Money, Banking, and Financial Markets*. Third Edition. Harper Collins Publishers.
- Mivishkin S. (2003) *De banqueros a bolseros: la transformación estructural del sector financiero mexicano*. Documento de trabajo No. 9. División de estudios internacionales. CIDE, Julio 2003
- Ortega E. (1981) *La eficiencia del mercado mexicano de valores*. Tesis título de licenciatura. ITAM.
- Ortiz E. (1980) *Caminata al azar en México, importancia y eficiencia de la BMV*. Marzo 1980. UNAM, programa de doctorado en administración, división de estudios de postgrado. Facultad de contaduría y administración.
- Shiller R. (1981) "Do Stock Price Move Too Much to Be Justified by Subsequent Changes in Dividends?" *American Economic Review*, junio de 1981
- Shiller R. (2001) *Irrational Exuberance* . Princeton University Press. Princeton and Oxford.. New preface.
- Sims, C. (1980). "Macroeconomics and Reality," *Econometrica*, 48, 1-48.
- Stephen A. Ross, R. W. Westerfield y J.F. Jaffe (1997) *Finanzas corporativas*. Tercera edición. Mc. Graw – Hill. Versión en español J.J. Díaz, 1997
- Theurel E. (2003) *No linealidad en la BMV: Un análisis mediante fractales y la prueba BDS*. Abril 2003. Tesis de maestría, COLMEX.
- Bolsa Mexicana de Valores: *Indicadores Financieros*. Edición trimestral. *Anuario Financiero de la BMV (1993-2004)* y *Anuario Bursátil (1993-2005)*.
- Bolsa Mexicana de Valores. *¿Qué es la Bolsa mexicana de valores?*, Publicación de la BMV, S.A. de C. V.
- Grupo Editorial Expansión, *Tendencias para el Inversionista*. Informe semanal (varios números)
- www.bmv.com.mx

VI- Anexos

Anexo 1. El Índice de precios y cotizaciones (IPC) de la BMV

El IPC constituye un fiel indicador de las fluctuaciones del mercado accionario, gracias a dos conceptos fundamentales: primero representatividad de la muestra en cuanto a la operatividad del mercado, que es asegurada mediante la selección de las emisoras líderes, determinadas éstas a través de su nivel de bursatilidad; segundo estructura de cálculo que contempla la dinámica del valor de capitalización del mercado representado éste por el valor de capitalización de las emisoras que constituyen la muestra del IPC.

. Metodología de cálculo

Base: 0.78 = 30 de octubre de 1978.

Clase: Índice ponderado por Valor de Capitalización.

Muestra: Actualmente está integrada por 35 emisoras (ha oscilado entre 35 y 50 emisoras)

Fórmula:

$$I_t = I_{t-1} \left(\frac{\sum P_{it} * Q_{it}}{\sum P_{it-1} * Q_{it-1} * F_{it}} \right)$$

Donde:

I_t = Índice en tiempo t

P_{it} = Precio de la emisora i el día t

Q_{it} = Acciones de la emisora i el día t

F_i = Factor de ajuste por ex-derechos

i = 1, 2, 3, ..., n

. Emisoras que forman la muestra (1-feb-04 al 31-ene-06) para el cálculo del IPC

Clave de Cotización	Nombre de la emisora
1 <u>ALFA</u>	ALFA, S.A. DE C.V.
2 <u>AMTEL</u>	AMERICA TELECOM, S.A. DE C.V.
3 <u>AMX</u>	AMERICA MOVIL, S.A. DE C.V.
4 <u>ARA</u>	CONSORCIO ARA, S.A. DE C.V.
5 <u>ARCA</u>	EMBOTELLADORAS ARCA, S.A. DE C.V.
6 <u>BIMBO</u>	GRUPO BIMBO, S.A. DE C.V.

7	<u>CEMEX</u>	CEMEX, S.A. DE C.V.
8	<u>CIE</u>	CORPORACION INTERAMERICANA DE ENTRETENIMIENTO, S.A. DE C.V.
9	<u>COMERCI</u>	CONTROLADORA COMERCIAL MEXICANA, S.A. DE C.V.
10	<u>CONTAL</u>	GRUPO CONTINENTAL, S.A.
11	<u>DESC</u>	DESC, S.A. DE C.V.
12	<u>ELEKTRA</u>	GRUPO ELEKTRA, S.A. DE C.V.
13	<u>FEMSA</u>	FOMENTO ECONÓMICO MEXICANO, S.A. DE C.V.
14	<u>GCARSO</u>	GRUPO CARSO, S.A. DE C.V.
15	<u>GCC</u>	GRUPO CEMENTOS DE CHIHUAHUA, S.A. DE C.V.
16	<u>GEO</u>	CORPORACION GEO, S.A. DE C.V.
17	<u>GFINBUR</u>	GRUPO FINANCIERO INBURSA, S.A. DE C.V.
18	<u>GFNORTE</u>	GRUPO FINANCIERO BANORTE, S.A. DE C.V.
19	<u>GMEXICO</u>	GRUPO MEXICO, S.A. DE C.V.
20	<u>GMODELO</u>	GRUPO MODELO, S.A. DE C.V.
21	<u>GRUMA</u>	GRUMA, S.A. DE C.V.
22	<u>HOMEX</u>	DESARROLLADORA HOMEX, S.A. DE C.V.
23	<u>ICA</u>	EMPRESAS ICA, S.A. DE C.V. IMPULSORA DEL DESARROLLO Y EL EMPLEO EN AMERICA LATINA, S.A. DE C.V.
24	<u>IDEAL</u>	
25	<u>IMSA</u>	GRUPO IMSA, S.A. DE C.V.
26	<u>KIMBER</u>	KIMBERLY - CLARK DE MEXICO S.A DE C.V.
27	<u>PE&OLES</u>	INDUSTRIAS PEÑOLES, S. A. DE C. V.
28	<u>SORIANA</u>	ORGANIZACION SORIANA, S.A. DE C.V.
29	<u>TELECOM</u>	CARSO GLOBAL TELECOM, S.A. DE C.V.
30	<u>TELMEX</u>	TELEFONOS DE MEXICO, S.A. DE C.V.
31	<u>TLEVISA</u>	GRUPO TELEVISA, S.A.
32	<u>TVAZTCA</u>	TV AZTECA, S.A. DE C.V.
33	<u>URBI</u>	URBI DESARROLLOS URBANOS, S.A. DE C.V.
34	<u>VITRO</u>	VITRO, S.A. DE C.V.
35	<u>WALMEX</u>	WAL – MART DE MEXICO, S.A. DE C.V.

Fuente: www.bmv.com.mx

Indice de Precios y Cotizaciones (IPC). Bolsa Mexicana de Valores.

Se toma el valor del último mes de cada trimestre.

	FECHA	Trimestre	INDICE	MAXIMO	MINIMO	Variación	
						PUNTOS	PORCENTAJE
1	31/03/1993	1993:1	1,771.71	1,783.30	1,546.68	225.03	14.54
2	30/06/1993	1993:2	1,670.29	1,704.43	1,548.89	57.30	3.55
3	30/09/1993	1993:3	1,840.72	1,953.14	1,770.86	-64.87	-3.40
4	30/12/1993	1993:4	2,602.63	2,610.37	2,217.60	386.94	17.46
5	30/03/1994	1994:1	2,410.38	2,618.74	2,358.37	-175.06	-6.77
6	30/06/1994	1994:2	2,262.58	2,498.62	2,185.49	-221.15	-8.90
7	30/09/1994	1994:3	2,746.11	2,864.78	2,642.72	43.38	1.60
8	30/12/1994	1994:4	2,375.66	2,590.92	2,007.57	-215.68	-8.32
9	31/03/1995	1995:1	1,832.83	1,851.42	1,478.07	282.99	18.25
10	30/06/1995	1995:2	2,196.08	2,205.66	1,937.87	250.95	12.90
11	29/09/1995	1995:3	2,392.26	2,631.44	2,299.96	-124.73	-4.95
12	29/12/1995	1995:4	2,778.47	2,838.24	2,561.43	89.47	3.32
13	29/03/1996	1996:1	3,072.40	3,126.44	2,731.09	239.86	8.46
14	28/06/1996	1996:2	3,210.83	3,283.84	3,092.70	5.32	0.16
15	30/09/1996	1996:3	3,236.32	3,380.61	3,203.17	-69.15	-2.09
16	31/12/1996	1996:4	3,361.03	3,421.22	3,166.68	69.34	2.10
17	31/03/1997	1997:1	3,747.98	3,869.49	3,727.35	-93.00	-2.42
18	30/06/1997	1997:2	4,457.97	4,505.36	3,964.64	489.16	12.32
19	30/09/1997	1997:3	5,321.50	5,329.89	4,649.46	673.09	14.48
20	31/12/1997	1997:4	5,229.35	5,229.35	4,862.02	254.78	5.12
21	31/03/1998	1998:1	5,016.22	5,118.89	4,666.53	231.77	4.84
22	30/06/1998	1998:2	4,282.62	4,669.22	4,046.59	-247.39	-5.46
23	30/09/1998	1998:3	3,569.88	3,989.86	2,844.72	577.95	19.31
24	31/12/1998	1998:4	3,959.66	4,003.52	3,685.52	189.78	5.03
25	31/03/1999	1999:1	4,930.37	4,943.91	4,115.89	669.57	15.71
26	30/06/1999	1999:2	5,829.51	5,866.66	5,106.75	351.86	6.42
27	30/09/1999	1999:3	5,050.46	5,131.97	4,813.77	-36.41	-0.71
28	30/12/1999	1999:4	7,129.88	7,180.33	6,129.20	993.41	16.18
29	31/03/2000	2000:1	7,473.25	8,417.33	7,368.66	104.70	1.42
30	30/06/2000	2000:2	6,948.33	7,035.77	5,960.86	987.19	16.56
31	29/09/2000	2000:3	6,334.56	7,025.55	6,330.25	-330.26	-4.95
32	29/12/2000	2000:4	5,652.19	5,886.64	5,148.02	-0.44	0.00
33	30/03/2001	2001:1	5,727.89	6,365.74	5,512.77	-304.21	-5.04
34	29/06/2001	2001:2	6,666.17	6,895.70	6,354.04	70.78	1.07
35	28/09/2001	2001:3	5,403.53	6,312.79	5,403.53	-907.17	-14.37
36	31/12/2001	2001:4	6,372.28	6,490.10	5,800.06	539.45	9.24
37	27/03/2002	2002:1	7,361.86	7,450.44	6,726.80	627.42	9.31
38	28/06/2002	2002:2	6,460.95	7,070.47	6,104.56	-570.69	-8.11
39	30/09/2002	2002:3	5,728.46	6,305.12	5,641.17	-487.97	-7.85
40	31/12/2002	2002:4	6,127.09	6,263.76	6,018.08	-29.74	-0.48
41	31/03/2003	2003:1	5,914.03	6,058.22	5,764.77	-13.03	-0.22
42	30/06/2003	2003:2	7,054.99	7,184.18	6,699.25	355.81	5.31
43	30/09/2003	2003:3	7,822.48	7,902.09	7,591.42	231.06	3.04
44	31/12/2003	2003:4	8,795.28	8,805.37	8,300.95	240.80	2.81
45	31/03/2004	2004:1	10,517.50	10,555.00	9,723.87	525.70	5.26
46	30/06/2004	2004:2	10,281.82	10,369.03	9,900.39	245.53	2.44
47	30/09/2004	2004:3	10,957.37	11,038.29	10,261.22	693.05	6.75
48	31/12/2004	2004:4	12,917.88	13,032.70	12,044.80	815.33	6.73
49	31/03/2005	2005:1	12,676.90	13,931.32	12,465.72	-1,112.56	-8.06
50	30/06/2005	2005:2	13,486.13	13,725.79	12,959.61	521.74	4.02
51	30/09/2005	2005:3	16,120.08	16,130.49	14,256.08	1,876.89	13.17
52	30/12/2005	2005:4	17,802.71	18,179.58	16,831.84	971.75	5.77

Fuente: Bolsa mexicana de valores

Resumen trimestral a partir de la información mensual.

Volumen de acciones (en miles) y Precio de Cierre de trimestre (en pesos)

Número Emisoras	1 TELMEX		2 KIMBER		3 PE&OLES		4 WALMEX		
	Volumen(000)	Precio Cierre \$	Volumen(000)	Precio Cierre \$	Volumen(000)	Precio Cierre \$	Volumen(000)	Precio Cierre \$	
1	1993:1	762,709	8.60	16,470	30.10	17,141	5.38	156,879	6.48
2	1993:2	980,821	7.43	26,018	34.30	61,878	6.10	86,840	6.55
3	1993:3	1,468,666	7.90	18,698	40.10	40,111	5.60	138,398	7.08
4	1993:4	2,074,594	10.45	30,554	58.30	27,797	7.34	169,533	10.15
5	1994:1	2,036,891	10.10	22,006	59.20	7,480	9.56	107,151	9.32
6	1994:2	2,546,271	9.54	16,884	62.90	11,615	9.50	72,561	8.20
7	1994:3	1,694,401	10.62	21,635	70.70	19,640	9.74	128,266	9.96
8	1994:4	1,643,272	10.26	18,870	58.10	33,461	13.60	113,866	10.04
9	1995:1	1,332,436	9.58	33,470	55.70	15,677	14.28	211,643	8.44
10	1995:2	860,212	9.22	20,074	71.50	35,525	18.84	164,038	8.62
11	1995:3	1,115,930	10.20	24,934	87.70	32,798	24.10	121,344	7.62
12	1995:4	1,090,135	12.30	15,233	116.20	32,509	31.85	75,726	8.12
13	1996:1	1,457,926	12.52	14,767	143.70	30,506	32.50	108,532	10.02
14	1996:2	1,240,623	12.86	19,695	138.00	34,849	34.70	97,282	10.96
15	1996:3	854,026	12.06	9,619	143.00	19,327	31.90	118,567	10.88
16	1996:4	716,623	12.96	12,574	153.60	13,872	27.95	178,931	9.64
17	1997:1	1,010,805	15.44	17,133	31.90	20,860	38.95	183,436	11.02
18	1997:2	699,407	18.98	125,639	31.45	15,249	37.95	190,946	14.62
19	1997:3	671,151	20.10	113,662	40.05	27,452	36.85	144,071	18.26
20	1997:4	649,403	22.75	68,872	38.40	16,809	36.05	105,984	19.76
21	1998:1	641,816	24.10	81,081	44.00	12,884	35.50	194,915	15.58
22	1998:2	456,128	21.60	68,135	31.90	8,348	28.50	198,861	13.50
23	1998:3	582,234	22.90	125,916	25.25	7,371	31.00	269,888	12.96
24	1998:4	322,516	24.40	77,232	31.60	8,983	30.00	197,787	12.00
25	1999:1	565,289	31.30	89,472	35.65	6,631	29.70	211,497	14.82
26	1999:2	426,658	37.80	79,382	38.75	8,944	27.30	218,738	18.34
27	1999:3	458,105	33.30	64,878	33.00	10,677	30.50	194,449	14.70
28	1999:4	463,945	53.00	116,687	36.75	12,996	27.30	193,485	19.02
29	2000:1	841,083	31.50	139,472	31.90	13,142	22.85	269,150	22.45
30	2000:2	741,953	28.05	69,716	27.90	10,325	16.06	507,596	22.95
31	2000:3	1,069,916	25.15	62,680	24.55	11,990	12.00	209,519	19.66
32	2000:4	1,387,041	21.85	58,636	26.45	15,656	6.50	205,197	19.20
33	2001:1	1,054,301	14.95	74,861	26.69	15,171	12.00	206,019	22.07
34	2001:2	1,385,965	15.88	101,185	26.88	5,183	10.50	218,632	24.72
35	2001:3	695,431	15.38	67,546	26.44	6,677	8.80	202,547	19.90
36	2001:4	644,496	15.92	39,696	27.21	6,280	9.31	288,318	25.00
37	2002:1	728,355	18.07	60,401	30.29	6,844	17.24	233,733	29.66
38	2002:2	684,877	15.90	50,939	26.67	8,593	20.00	222,836	27.03
39	2002:3	626,683	14.38	49,818	22.83	4,517	16.00	228,970	24.73
40	2002:4	319,163	16.65	38,693	24.00	5,841	19.25	187,418	23.61
41	2003:1	439,853	15.99	45,635	24.01	4,240	17.00	252,743	26.21
42	2003:2	929,283	16.44	23,565	27.95	2,977	16.79	194,278	30.86
43	2003:3	615,708	16.85	77,019	26.63	6,454	28.52	212,826	31.88
44	2003:4	571,219	18.60	62,166	28.80	5,973	50.81	241,870	32.03
45	2004:1	1,144,106	19.48	63,302	30.27	11,681	61.58	304,553	34.10
46	2004:2	828,554	19.17	31,638	31.40	7,870	41.02	318,615	34.20
47	2004:3	931,166	18.38	48,880	33.40	7,243	53.00	285,679	38.66
48	2004:4	656,068	21.42	48,362	38.50	5,743	60.00	307,890	38.29
49	2005:1	695,619	19.30	51,766	33.49	5,285	58.00	303,969	39.20
50	2005:2	876,878	10.16	35,280	36.89	5,633	50.28	277,825	43.68
51	2005:3	1,198,957	11.46	39,579	40.60	7,028	48.45	300,968	54.75
52	2005:4	1,279,852	13.15	40,397	38.00	5,801	58.99	329,201	59.01

Fuente: Cálculos propios a partir de la información de los anuarios bursátiles. Bolsa mexicana de valores. (1993-2005)
n.d.no disponible

5 DESC			6 CEMEX			7 ALFA			8 CONTAL			9 BIM
\$			\$			\$			\$			
Volumen(000)	Precio	Cierre	Volumen(000)	Precio	Cierre	Volumen(000)	Precio	Cierre	Volumen(000)	Precio	Cierre	Volumen(000)
12,503	10.90		12,378	46.30		14,407	20.30		7,067	7.90		3,224
10,510	10.40		12,419	48.40		20,058	17.65		2,009	7.25		2,487
12,781	12.15		18,383	57.40		26,532	18.40		6,956	8.10		3,863
19,813	21.90		25,061	87.70		22,367	25.40		15,587	16.70		23,652
14,207	24.15		15,165	78.40		25,826	28.80		7,419	15.64		10,017
6,073	21.90		27,536	21.65		17,564	30.85		4,820	15.96		5,255
9,453	26.95		53,125	30.60		23,973	47.75		11,790	19.80		12,486
7,719	24.00		41,892	24.90		32,906	47.45		4,898	17.26		7,985
25,133	13.76		64,980	13.90		13,895	48.80		6,213	11.88		8,866
18,203	21.00		52,725	21.20		18,491	76.00		6,655	15.06		6,553
19,805	23.95		80,393	24.50		22,688	83.90		7,850	19.10		6,951
11,109	28.30		70,020	25.70		30,518	98.40		4,611	21.60		6,864
14,084	34.25		98,044	26.90		28,290	99.70		5,771	25.80		11,803
24,111	40.65		90,939	27.25		46,922	34.20		2,105	28.00		17,358
14,967	42.45		114,412	28.35		108,384	33.50		3,436	34.15		5,482
13,750	43.00		68,516	28.25		66,535	36.40		12,566	39.00		10,455
26,287	52.90		98,924	29.05		74,201	44.20		4,094	44.85		5,088
19,781	57.90		117,575	34.05		73,700	53.90		13,333	21.80		10,360
27,679	82.20		117,431	40.20		102,039	73.60		9,646	22.60		8,678
29,392	76.70		94,516	36.55		138,500	54.60		25,532	28.70		4,812
25,584	62.00		118,643	37.80		108,689	47.80		9,842	30.00		13,380
21,416	45.80		97,774	33.75		82,421	37.30		7,576	30.00		26,948
42,212	7.86		145,851	22.45		77,227	26.00		4,999	27.00		27,258
57,050	8.48		127,229	21.35		44,504	27.85		6,183	23.95		50,772
78,534	11.20		150,949	38.85		56,827	28.85		7,222	26.85		42,113
92,646	10.34		146,927	46.45		123,690	39.05		10,751	14.78		46,734
67,641	8.00		121,547	45.00		93,469	39.30		7,241	11.30		38,815
123,324	7.80		200,891	53.00		141,558	44.35		13,896	13.80		43,197
119,445	6.72		208,314	42.20		109,348	34.75		24,166	11.62		84,251
52,545	6.30		196,719	45.95		146,825	22.60		22,881	10.00		46,164
68,191	5.30		145,444	37.90		128,791	19.82		19,863	11.50		42,164
38,478	3.65		106,177	34.75		118,722	12.88		20,723	10.50		24,863
34,366	4.45		165,039	40.69		96,908	14.20		9,037	12.98		48,034
22,715	3.95		211,700	48.20		142,556	12.45		20,268	13.15		49,974
67,462	3.10		263,572	38.92		71,826	6.77		12,684	11.50		36,316
31,493	4.86		155,813	46.00		114,741	10.23		17,244	13.50		12,286
48,239	5.48		166,665	53.24		124,424	14.25		14,639	16.47		16,193
64,300	5.55		125,387	52.71		134,872	16.94		12,286	13.70		18,989
18,255	4.60		130,336	42.47		101,159	15.40		10,804	17.02		18,993
13,534	4.10		98,626	44.94		85,848	16.73		83,324	17.00		13,220
17,781	3.66		90,606	37.78		66,559	15.44		7,302	14.35		10,882
30,854	4.00		116,439	46.65		124,843	20.95		9,977	16.35		14,636
14,473	3.77		125,243	54.89		91,160	26.58		87,407	16.30		16,442
17,693	3.87		115,730	58.75		72,281	33.70		17,811	19.00		36,929
67,532	3.84		113,383	66.23		91,662	42.39		17,397	21.50		37,663
104,637	3.26		134,338	66.78		99,106	38.80		11,132	18.00		36,513
46,832	3.23		132,730	64.09		128,992	43.06		7,727	16.85		31,108
58,672	3.22		265,321	81.23		116,845	57.00		7,250	21.40		40,717
77,446	3.03		98,935	81.14		93,882	59.47		10,680	19.83		50,738
78,026	2.99		107,972	45.73		141,028	61.18		23,599	17.76		32,024
42,117	2.83		259,276	56.24		116,647	66.02		23,754	18.82		33,736
22,129	13.30		249,547	63.20		101,490	59.09		6,081	17.65		27,760

) IBO	10 FEMSA			11 SORIANA			12 GCARSO			13 COMERCI		
	\$		\$	\$		\$	\$		\$		\$	
	Precio	Cierre	Volumen(000)	Precio	Cierre	Volumen(000)	Precio	Cierre	Volumen(000)	Precio	Cierre	
	14.10		104,647	12.70		36,326	2.53		69,851	18.85	76,227	5.30
	14.75		80,711	12.05		7,935	2.39		46,610	17.20	39,582	5.68
	20.20		86,171	14.25		17,778	2.35		105,397	20.70	51,477	5.80
	29.30		109,511	20.50		20,960	2.82		185,742	34.00	63,000	6.50
	29.30		132,312	17.50		59,907	3.04		141,285	31.10	65,547	5.74
	25.00		94,245	14.18		30,747	3.15		129,571	30.60	45,499	5.26
	28.05		130,657	18.18		61,351	5.22		103,600	38.50	50,954	7.04
	26.70		89,427	12.80		19,631	5.80		99,238	36.80	72,970	4.22
	23.10		131,972	11.22		21,236	5.28		184,744	29.30	43,909	3.78
	27.85		120,735	14.70		8,790	7.18		102,061	34.30	30,379	4.70
	28.50		122,108	16.34		26,491	7.42		77,251	37.65	49,247	4.82
	31.75		79,126	17.36		19,542	6.86		75,549	41.35	22,294	5.00
	34.45		69,961	21.50		19,513	8.74		80,424	58.50	78,350	6.26
	34.95		78,457	21.75		17,543	11.08		78,991	53.70	99,498	7.00
	40.10		76,791	23.05		16,016	14.46		89,515	34.80	64,122	7.30
	46.60		68,612	26.85		10,641	14.98		67,480	41.30	60,441	7.12
	49.00		106,156	35.10		18,487	16.56		68,806	46.45	147,764	5.74
	57.00		85,772	47.05		51,372	19.88		84,291	55.40	142,827	7.32
	70.00		114,927	66.60		60,116	30.20		103,686	62.40	148,283	9.88
	77.40		104,334	64.40		34,268	35.40		99,559	53.90	89,307	10.46
	22.60		99,769	61.90		39,477	32.65		84,319	52.50	87,980	10.40
	18.20		37,709	284.00		36,077	25.60		64,579	37.80	66,326	7.46
	19.80		139,097	20.30		34,334	24.50		99,932	28.60	108,969	5.48
	19.00		90,315	27.00		28,992	32.00		71,556	33.65	94,129	7.00
	21.20		134,760	29.20		33,029	33.00		107,963	38.95	104,494	9.36
	21.00		119,746	37.70		37,745	44.45		108,108	43.75	134,009	9.90
	19.58		95,452	29.20		17,913	37.50		87,586	39.35	65,049	8.12
	21.15		102,768	42.30		26,008	43.50		69,601	47.20	91,102	12.70
	15.08		94,705	42.05		30,994	42.90		122,872	35.25	90,516	12.56
	15.54		96,651	42.25		30,082	39.10		65,048	34.45	72,139	9.20
	15.72		73,272	36.50		17,520	34.50		62,734	28.10	65,347	11.08
	13.50		62,539	28.60		30,524	24.55		72,349	23.80	44,359	9.12
	13.61		81,985	33.69		28,837	20.32		70,553	22.44	139,683	7.64
	16.01		64,501	38.50		42,648	23.67		66,496	26.96	45,447	8.43
	21.39		57,701	26.91		25,014	16.62		61,693	21.33	20,262	5.69
	18.10		81,033	31.02		27,030	24.75		38,904	30.53	51,856	7.10
	23.99		78,610	41.95		35,688	29.37		66,037	36.20	51,673	8.06
	22.29		64,120	39.05		32,341	24.76		44,993	29.93	58,443	5.89
	15.20		49,102	34.56		27,962	20.94		26,172	26.08	26,116	5.70
	15.39		46,143	37.93		27,796	19.85		25,966	25.60	21,982	5.40
	14.86		36,904	35.86		26,078	17.02		18,261	25.94	15,919	5.12
	17.50		44,618	43.01		25,528	21.80		16,457	31.60	40,767	6.99
	17.00		78,453	41.87		14,502	22.81		14,969	34.20	89,846	7.55
	21.09		94,428	41.48		14,945	24.82		19,606	39.50	116,350	11.30
	23.30		100,438	54.97		44,688	34.38		26,326	46.89	94,334	14.29
	24.29		81,474	52.72		28,517	34.23		30,982	47.14	86,228	12.70
	24.97		47,379	50.30		29,663	36.91		23,141	52.31	102,402	12.84
	28.16		54,640	58.51		49,647	39.98		36,329	60.00	132,944	12.50
	29.90		33,202	59.84		29,021	42.25		31,840	57.08	109,144	11.41
	30.98		44,581	64.13		19,523	44.80		28,962	20.94	57,236	12.99
	35.13		43,903	75.14		24,515	45.16		50,540	23.79	60,367	16.99
	37.04		39,295	77.08		13,009	48.15		65,528	25.89	51,212	16.28

14 ELEKTRA			15 GRUMA			16 TLVISA			17 GCC			1 GFNC
\$			\$			\$			\$			
Volumen(000)	Precio	Cierre	Volumen(000)	Precio	Cierre	Volumen(000)	Precio	Cierre	Volumen(000)	Precio	Cierre	Volumen(000)
n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	11,012	60.20	25,169	2.82			18
n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	9,862	57.60	13,831	2.51			81
n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	14,425	73.30	26,739	2.46			16
n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	16,029	108.00	35,008	3.49			6,282
n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	10,219	87.00	81,897	3.63			8,233
n.d.	n.d.	4,877	21.95	12,839	86.10	68,746	3.97	2,908				
19,096	37.00	5,908	26.95	26,763	98.80	80,271	5.90	6,763				
12,147	35.05	4,440	20.35	28,630	80.10	55,885	6.48	2,218				
6,481	13.60	3,674	18.40	16,099	55.80	35,488	3.60	3,093				
13,723	19.88	3,238	17.70	6,406	63.00	22,353	5.08	3,007				
15,498	32.00	24,265	23.00	8,324	63.80	57,382	5.30	4,063				
9,713	33.30	5,172	21.35	9,061	88.50	30,537	5.58	14,320				
21,836	50.90	10,098	26.70	5,874	94.60	78,440	6.92	25,144				
18,369	54.90	5,664	35.10	34,168	119.00	51,336	7.76	30,132				
16,914	50.70	9,967	47.20	12,277	107.40	42,658	9.60	35,575				
13,287	62.00	13,905	47.95	13,497	101.00	27,122	9.14	16,224				
9,634	74.50	18,487	38.95	9,316	99.20	38,043	7.84	22,260				
14,586	86.70	12,275	36.90	12,209	120.80	50,832	9.30	47,492				
13,922	125.20	19,877	37.40	11,315	138.80	61,477	10.70	52,847				
126,748	14.16	11,084	32.00	7,831	156.50	23,454	9.86	51,704				
84,332	13.00	12,483	22.45	6,631	156.70	23,114	8.22	25,015				
62,649	9.40	13,543	19.58	6,397	168.00	26,981	7.64	20,559				
171,432	3.80	10,027	21.00	11,510	97.00	29,753	5.00	49,926				
143,124	5.08	11,901	25.00	17,033	124.80	27,407	4.75	52,360				
113,244	6.20	11,575	20.70	11,075	150.50	42,168	8.10	49,935				
124,036	5.50	13,047	15.66	10,272	211.10	41,450	7.78	48,317				
54,906	4.42	16,117	13.78	13,606	185.80	25,212	5.74	29,885				
141,081	9.34	23,646	9.82	12,761	320.00	40,838	7.02	52,982				
103,327	11.88	17,825	11.92	65,425	31.65	41,371	6.10	81,040				
97,509	9.88	3,323	11.50	131,035	33.80	4,289	6.60	31,116				
70,673	8.86	18,838	8.00	120,228	27.25	16,700	6.80	39,817				
68,116	7.84	37,744	7.54	168,721	21.70	27,262	6.98	39,965				
80,547	7.77	35,773	6.80	237,354	15.71	4,787	6.50	45,016				
99,677	8.70	23,692	6.51	179,433	18.07	19,552	6.24	92,172				
90,263	4.44	22,457	6.44	146,068	13.73	4,403	5.50	50,049				
92,105	5.86	13,979	8.22	173,630	19.49	2,249	6.14	40,165				
145,536	7.50	10,968	10.00	204,306	21.47	10,180	6.45	66,489				
170,559	8.48	9,603	11.29	125,586	18.53	9,705	7.00	65,327				
54,000	33.22	18,458	10.60	225,975	12.97	4,817	6.06	52,077				
15,004	25.70	1,644	10.10	195,817	14.43	6,026	7.80	39,763				
7,648	22.82	15,709	9.48	223,991	13.56	1,287	7.50	47,991				
26,415	31.99	5,168	10.80	212,158	18.03	9,627	9.15	48,067				
14,622	38.09	16,854	14.75	192,583	20.09	2,987	9.70	61,556				
11,029	59.50	11,640	15.30	208,062	22.41	24,990	12.94	44,304				
24,939	73.90	21,477	18.90	264,841	26.35	27,996	17.60	111,921				
22,167	68.18	9,438	19.00	214,660	25.99	19,262	18.65	71,767				
12,667	76.48	15,055	22.85	144,512	29.94	12,425	20.40	78,861				
15,974	103.50	89,483	26.48	145,476	33.64	9,321	24.00	65,241				
17,903	89.49	26,907	25.30	189,324	32.88	13,880	22.25	83,737				
14,673	80.00	22,168	25.15	206,941	33.35	5,231	21.24	55,574				
27,271	80.85	27,358	27.75	248,678	38.56	11,888	30.50	61,094				
16,674	94.00	20,717	34.50	183,386	42.73	4,320	31.88	183,167				

8		19		20		21		22		
JRTE		ICA		GFINBUR		VITRO		GMEXICO		
\$		\$		\$		\$		\$		
Precio	Cierre	Volumen(000)	Precio	Cierre	Volumen(000)	Precio	Cierre	Volumen(000)	Precio	Cierre
n.d.		5,216	61.80	2,390	5.48	38,991	19.90	n.d.	n.d.	
104.00		5,097	59.20	501	6.00	36,046	17.90	n.d.	n.d.	
10.30		8,305	53.80	1,292	6.70	37,218	17.95	n.d.	n.d.	
13.20		14,929	87.50	26,307	9.88	52,275	19.70	n.d.	n.d.	
13.56		9,019	83.60	2,980	11.80	57,781	23.40	n.d.	n.d.	
12.82		10,176	81.40	2,773	10.30	24,060	21.50	n.d.	n.d.	
14.90		10,118	108.80	32,743	12.96	31,976	29.00	31,189	13.06	
13.50		12,739	80.20	2,071	12.90	39,649	22.95	29,036	17.84	
6.88		17,290	40.00	2,094	8.82	34,622	19.26	39,440	18.90	
7.38		12,742	64.40	11,177	15.16	47,230	17.80	88,691	30.25	
8.10		16,813	74.60	15,974	20.10	42,283	16.94	58,684	29.90	
7.02		12,143	80.10	18,505	21.95	41,774	12.00	80,935	32.60	
9.40		12,663	98.90	15,925	28.65	47,367	14.24	53,569	27.15	
7.28		12,317	106.60	16,900	31.45	42,182	17.60	56,980	23.10	
8.00		10,235	114.10	6,772	29.45	42,488	15.78	28,971	23.50	
7.86		8,470	115.60	10,509	26.85	36,155	14.30	28,159	24.70	
8.10		14,349	125.90	19,108	27.90	56,292	19.50	29,122	26.50	
8.28		10,016	126.50	25,023	33.40	61,232	29.50	29,947	29.75	
14.96		73,731	22.55	21,874	34.25	86,293	39.70	41,050	31.00	
14.08		94,299	21.95	19,330	32.95	56,324	35.55	31,507	29.95	
13.80		74,314	17.00	7,864	25.50	29,415	33.95	21,340	27.80	
10.00		61,872	14.38	16,628	23.00	20,982	19.00	14,879	24.65	
5.40		61,083	9.20	7,794	18.10	71,352	13.96	15,185	26.00	
8.50		47,276	7.40	16,538	20.80	42,974	14.90	11,826	26.00	
12.52		125,454	8.14	22,360	25.40	48,587	19.20	16,616	32.35	
13.60		158,805	10.40	9,002	30.00	63,174	16.06	40,691	40.05	
9.76		99,727	4.41	7,100	29.30	27,454	13.28	24,547	38.30	
14.26		80,188	5.40	29,857	38.80	47,916	17.90	22,701	46.95	
14.06		47,823	3.71	40,915	44.60	46,701	14.80	29,634	43.40	
13.62		26,736	2.75	11,924	33.05	39,925	10.98	18,149	27.35	
12.30		48,076	2.51	12,307	41.10	33,635	8.50	31,865	36.05	
13.00		29,510	1.90	9,285	36.80	39,005	7.50	36,958	29.00	
14.97		50,240	4.39	13,900	32.80	7,731	9.00	29,177	28.73	
18.99		80,771	4.17	18,674	38.85	15,699	8.46	29,732	23.62	
13.72		25,620	2.68	15,427	26.40	4,848	8.00	56,504	13.49	
19.10		34,355	4.18	39,258	10.93	17,852	7.50	55,388	9.00	
21.41		97,680	4.10	60,123	12.44	39,463	9.15	61,106	14.10	
22.94		64,846	2.55	70,554	9.05	42,682	11.34	53,022	14.21	
22.99		35,500	1.36	75,192	8.10	17,783	8.65	23,873	10.24	
25.50		48,774	1.76	46,073	8.70	15,981	8.02	34,013	11.50	
24.99		56,819	2.02	36,429	8.10	10,895	7.80	16,626	12.74	
29.50		122,227	2.35	41,022	10.16	16,876	7.21	25,592	16.00	
33.16		96,106	1.95	30,066	11.92	17,335	8.62	35,225	17.77	
39.00		420,009	2.60	36,618	12.16	51,524	11.07	101,577	28.83	
43.93		1,262,316	3.91	130,000	14.81	43,427	13.92	146,800	40.35	
40.83		831,718	3.52	36,232	16.34	15,342	11.23	121,668	35.98	
53.78		836,079	3.88	26,561	19.52	23,475	11.07	121,928	45.95	
70.14		907,913	4.30	53,147	20.51	24,432	11.62	127,372	56.22	
72.75		880,467	4.32	67,229	21.90	23,506	9.26	150,811	58.68	
70.89		651,406	4.38	35,882	23.30	35,603	7.81	272,224	17.56	
96.15		883,649	4.11	74,614	18.70	58,376	12.45	588,520	21.19	
22.28		677,292	25.81	86,206	18.12	43,890	13.10	540,394	24.80	

Utilidad neta de cada trimestre a partir de la Utilidad neta acumulada al período que se informa.

El cuarto trimestre es el valor anual (Miles de pesos)

Número	1	2	3	4
Emisoras	TELMEX	KIMBER	PE&OLES	WALMEX
Trimestre	Sólo trimestre	Sólo trimestre	Sólo trimestre	Sólo trimestre
	Utilidad\$(000)	Utilidad\$(000)	Utilidad\$(000)	Utilidad\$(000)
1 1993:1	2,018,474	111,553	12,807	238,625
2 1993:2	2,123,393	152,540	12,060	154,207
3 1993:3	2,452,596	141,305	3,607	157,628
4 1993:4	2,408,630	126,613	21,590	484,410
5 1994:1	1,850,804	132,621	13,006	185,370
6 1994:2	2,545,147	174,089	21,809	185,276
7 1994:3	2,749,513	180,104	35,317	167,882
8 1994:4	715,633	-47,931	-51,153	626,636
9 1995:1	-390,345	5,632	130,339	340,943
10 1995:2	4,459,007	596,259	294,245	303,617
11 1995:3	3,653,012	300,522	312,448	248,175
12 1995:4	1,584,838	228,710	273,704	657,542
13 1996:1	3,481,446	398,299	217,396	363,843
14 1996:2	3,508,651	555,734	260,576	272,241
15 1996:3	3,868,254	535,563	292,070	304,499
16 1996:4	742,048	639,546	330,895	1,086,413
17 1997:1	3,207,055	362,572	281,519	411,999
18 1997:2	2,671,377	561,427	285,537	1,264,179
19 1997:3	3,454,211	544,130	270,802	425,104
20 1997:4	3,517,970	685,192	243,795	1,380,145
21 1998:1	3,521,785	389,244	260,212	445,970
22 1998:2	3,645,183	456,619	169,664	553,951
23 1998:3	3,807,261	433,276	252,542	655,386
24 1998:4	5,426,287	834,041	470,321	1,125,624
25 1999:1	4,926,203	641,128	278,997	565,233
26 1999:2	5,699,447	748,446	51,710	624,964
27 1999:3	6,080,246	705,904	301,137	628,383
28 1999:4	8,420,747	791,709	98,685	1,731,446
29 2000:1	6,474,323	707,008	131,146	525,447
30 2000:2	4,791,854	652,409	-27,808	711,901
31 2000:3	7,017,050	803,767	60,513	656,516
32 2000:4	8,187,816	869,308	-300,913	1,672,317
33 2001:1	5,980,469	639,065	221,452	754,455
34 2001:2	6,556,697	811,777	154,637	820,042
35 2001:3	4,743,084	569,580	-26,581	837,892
36 2001:4	6,213,867	871,703	-98,184	1,781,531
37 2002:1	5,521,930	618,607	168,438	851,796
38 2002:2	3,955,917	462,800	-133,117	950,562
39 2002:3	4,582,473	573,959	25,127	985,374
40 2002:4	5,507,595	669,123	-171,932	2,155,361
41 2003:1	4,972,361	510,592	-82,869	943,019
42 2003:2	6,216,187	526,661	17,213	936,009
43 2003:3	5,404,460	442,548	-108,049	1,163,556
44 2003:4	5,856,755	635,477	21,183	2,414,629
45 2004:1	5,497,362	610,148	342,514	1,312,239
46 2004:2	4,407,124	596,185	77,018	1,460,400
47 2004:3	6,866,862	728,342	220,361	1,453,460
48 2004:4	10,725,253	988,930	403,723	3,605,205
49 2005:1	6,292,164	648,040	548,729	1,853,609
50 2005:2	6,538,149	630,150	310,242	1,947,099
51 2005:3	7,005,105	670,649	363,235	2,035,584
52 2005:4	8,344,450	957,255	470,814	3,631,057

Fuente: Cálculos propios a partir de la información de la BMV.

Indicadores Financieros, Bolsa mexicana de valores. Edición trimestral. (1993-2005)

Anuario Financiero de la BMV. (1993-2004)

Sistema de la Bolsa de Valores. Centro Información. (2005:3 y 2005:4)

n.d.no disponible

5		6		7		8		
WALMEX	DESC	DESC	CEMEX	CEMEX	ALFA	ALFA	CONTAL	CONTAL
Utilidad\$(000)	Sólo trimestre	Utilidad\$(000)	Sólo trimestre	Utilidad\$(000)	Sólo trimestre	Utilidad\$(000)	Sólo trimestre	Utilidad\$(000)
238,625	71,270	71,270	363,175	363,175	76,309	76,309	15,265	15,265
392,832	115,566	186,836	434,179	797,354	47,970	124,279	19,418	34,683
550,460	54,995	241,831	426,242	1,223,596	32,680	156,959	-2,983	31,700
1,034,870	79,293	321,124	442,423	1,666,019	53,808	210,767	18,570	50,270
185,370	2,097	2,097	289,521	289,521	-204,306	-204,306	28,736	28,736
370,646	99,596	101,693	521,447	810,968	52,794	-151,512	23,903	52,639
538,528	65,557	167,250	922,728	1,733,696	78,267	-73,245	26,796	79,435
1,165,164	-905,200	-737,950	170,044	1,903,740	-1,015,220	-1,088,465	9,819	89,254
340,943	-539,448	-539,448	1,007,978	1,007,978	-278,240	-278,240	25,041	25,041
644,560	855,210	315,762	3,505,700	4,513,678	1,444,029	1,165,789	74,770	99,811
892,735	239,949	555,711	912,584	5,426,262	609,443	1,775,232	69,409	169,220
1,550,277	-298,379	257,332	442,645	5,868,907	-31,505	1,743,727	53,703	222,923
363,843	638,629	638,629	2,402,809	2,402,809	1,398,726	1,398,726	67,070	67,070
636,084	546,662	1,185,291	1,830,127	4,232,936	975,923	2,374,649	79,701	146,771
940,583	306,523	1,491,814	1,377,584	5,610,520	936,957	3,311,606	96,358	243,129
2,026,996	405,125	1,896,939	2,088,490	7,699,010	616,596	3,928,202	89,359	332,488
411,999	444,908	444,908	1,341,268	1,341,268	909,643	909,643	99,766	99,766
1,676,178	511,422	956,330	1,247,925	2,589,193	952,373	1,862,016	94,139	193,905
2,101,282	541,161	1,497,491	1,892,644	4,481,837	1,149,194	3,011,210	157,136	351,041
3,481,427	330,967	1,828,458	1,658,122	6,139,959	378,367	3,389,577	119,707	470,748
445,970	160,569	160,569	1,552,818	1,552,818	202,361	202,361	123,632	123,632
999,921	198,847	359,416	1,751,825	3,304,643	94,918	297,279	189,429	313,061
1,655,307	130,604	490,020	1,260,183	4,564,826	-1,165,666	-868,387	196,559	509,620
2,780,931	436,307	926,327	3,387,271	7,952,097	1,899,762	1,031,375	227,400	737,020
565,233	778,529	778,529	2,848,176	2,848,176	1,401,697	1,401,697	163,922	163,922
1,190,197	518,271	1,296,800	2,348,986	5,197,162	519,307	1,921,004	203,047	366,969
1,818,580	388,131	1,684,931	2,330,007	7,527,169	700,142	2,621,146	225,268	592,237
3,550,026	72,409	1,757,340	1,721,877	9,249,046	352,731	2,973,877	216,831	809,068
525,447	425,241	425,241	2,395,204	2,395,204	766,435	766,435	180,261	180,261
1,237,348	-276,442	148,799	2,324,504	4,719,708	-484,624	281,811	260,076	440,337
1,893,864	314,010	462,809	2,321,847	7,041,555	1,125,044	1,406,855	270,751	711,088
3,566,181	-174,153	288,656	2,571,888	9,613,443	310,261	1,717,116	263,371	974,459
754,455	164,673	164,673	2,624,131	2,624,131	-237,939	-237,939	244,439	244,439
1,574,497	267,279	431,952	3,626,591	6,250,722	732,764	494,825	286,325	530,764
2,412,389	-221,610	210,342	1,318,894	7,569,616	-164,223	330,602	297,621	828,385
4,193,920	-168,988	41,354	3,231,042	10,800,658	319,024	649,626	271,889	1,100,274
851,796	140,721	140,721	2,522,698	2,522,698	522,982	522,982	186,826	186,826
1,802,358	-269,793	-129,072	898,800	3,421,498	-472,880	50,102	441,250	628,076
2,787,732	-173,792	-302,864	214,367	3,635,865	1,276,158	1,326,260	352,916	980,992
4,943,093	-740,269	-1,043,133	1,764,523	5,400,388	71,321	1,397,581	286,073	1,267,065
943,019	-323,491	-323,491	877,701	877,701	-36,656	-36,656	219,572	219,572
1,879,028	125,290	-198,201	3,225,907	4,103,608	887,281	850,625	302,448	522,020
3,042,584	-386,167	-584,368	1,710,216	5,813,824	97,162	947,787	349,383	871,403
5,457,213	-1,656,019	-2,240,387	1,253,571	7,067,395	30,954	978,741	266,168	1,137,571
1,312,239	-116,553	-116,553	3,461,423	3,461,423	206,965	206,965	174,519	174,519
2,772,639	-140,544	-257,097	2,941,887	6,403,310	1,069,444	1,276,409	322,389	496,908
4,226,099	47,599	-209,498	4,195,394	10,598,704	1,124,630	2,401,039	306,043	802,951
7,831,304	13,309	-196,189	3,963,590	14,562,294	1,949,168	4,350,207	276,921	1,079,872
1,853,609	271,593	271,593	4,954,263	4,954,263	1,386,042	1,386,042	211,354	211,354
3,800,708	2,502	274,095	7,668,997	12,623,260	1,838,914	3,224,956	354,657	566,011
5,836,292	-11,554	262,541	7,341,775	19,965,035	3,785,664	7,010,620	341,843	907,854
9,467,349	44,966	307,507	2,460,030	22,425,065	779,482	7,790,102	297,185	1,205,039

9		10		11		12	
BIMBO	BIMBO	FEMSA	FEMSA	SORIANA	SORIANA	GCARSO	GCARSO
Sólo trimestre	Utilidad\$(000)	Sólo trimestre	Utilidad\$(000)	Sólo trimestre	Utilidad\$(000)	Sólo trimestre	Utilidad\$(000)
53,451	53,451	103,446	103,446	20,917	20,917	301,201	301,201
78,072	131,523	101,645	205,091	19,702	40,619	366,927	668,128
64,456	195,979	405,138	610,229	17,721	58,340	357,186	1,025,314
135,859	331,838	22,637	632,866	33,019	91,359	461,276	1,486,590
21,361	21,361	-153,189	-153,189	24,483	24,483	400,485	400,485
77,494	98,855	118,272	-34,917	20,429	44,912	405,609	806,094
106,655	205,510	12,950	-21,967	33,332	78,244	475,007	1,281,101
-45,399	160,111	-593,356	-615,323	57,058	135,302	424,473	1,705,574
-158,665	-158,665	-526,942	-526,942	113,005	113,005	144,156	144,156
199,447	40,782	923,437	396,495	157,587	270,592	1,305,993	1,450,149
83,577	124,359	237,466	633,961	94,984	365,576	713,551	2,163,700
117,911	242,270	-420,973	212,988	195,920	561,496	-5,112	2,158,588
95,129	95,129	446,468	446,468	128,077	128,077	1,123,118	1,123,118
168,676	263,805	336,296	782,764	129,694	257,771	431,438	1,554,556
165,800	429,605	406,221	1,188,985	155,486	413,257	825,337	2,379,893
378,264	807,869	361,164	1,550,149	311,255	724,512	922,771	3,302,664
144,967	144,967	293,480	293,480	183,285	183,285	854,228	854,228
183,783	328,750	344,094	637,574	185,129	368,414	747,325	1,601,553
150,104	478,854	688,369	1,325,943	223,177	591,591	3,663,396	5,264,949
508,233	987,087	348,687	1,674,630	384,134	975,725	845,583	6,110,532
163,831	163,831	18,043	18,043	228,592	228,592	976,204	976,204
67,341	231,172	268,087	286,130	255,212	483,804	339,797	1,316,001
203,144	434,316	117,373	403,503	305,922	789,726	56,795	1,372,796
819,403	1,253,719	956,430	1,359,933	572,985	1,362,711	1,483,459	2,856,255
274,826	274,826	638,418	638,418	363,463	363,463	1,169,081	1,169,081
340,324	615,150	701,639	1,340,057	354,470	717,933	1,963,039	3,132,120
461,639	1,076,789	783,138	2,123,195	379,857	1,097,790	510,127	3,642,247
905,379	1,982,168	807,048	2,930,243	563,147	1,660,937	1,302,400	4,944,647
309,074	309,074	401,621	401,621	399,859	399,859	829,648	829,648
401,166	710,240	584,528	986,149	391,972	791,831	-132,338	697,310
301,614	1,011,854	571,815	1,557,964	173,643	965,474	1,204,287	1,901,597
817,305	1,829,159	976,687	2,534,651	524,911	1,490,385	853,255	2,754,852
309,968	309,968	493,804	493,804	318,033	318,033	492,058	492,058
357,118	667,086	852,363	1,346,167	358,104	676,137	810,316	1,302,374
322,011	989,097	758,969	2,105,136	313,772	989,909	679,929	1,982,303
487,295	1,476,392	1,186,968	3,292,104	477,779	1,467,688	501,771	2,484,074
248,814	248,814	628,358	628,358	333,702	333,702	804,369	804,369
210,433	459,247	827,938	1,456,296	413,740	747,442	506,537	1,310,906
329,211	788,458	624,117	2,080,413	318,593	1,066,035	255,888	1,566,794
184,375	972,833	756,385	2,836,798	481,376	1,547,411	472,617	2,039,411
94,792	94,792	401,342	401,342	320,928	320,928	458,672	458,672
217,126	311,918	720,620	1,121,962	355,468	676,396	746,183	1,204,855
292,183	604,101	745,390	1,867,352	278,015	954,411	168,635	1,373,490
360,135	964,236	1,225,464	3,092,816	670,299	1,624,710	595,918	1,969,408
523,497	523,497	814,010	814,010	458,425	458,425	930,738	930,738
428,852	952,349	1,620,455	2,434,465	473,275	931,700	1,256,540	2,187,278
844,867	1,797,216	1,436,971	3,871,436	511,172	1,442,872	1,197,436	3,384,714
771,979	2,569,195	1,959,231	5,830,667	1,179,830	2,622,702	3,323,866	6,708,580
565,562	565,562	715,677	715,677	507,230	507,230	1,220,415	1,220,415
603,164	1,168,726	1,466,022	2,181,699	454,735	961,965	928,286	2,148,701
745,596	1,914,322	1,671,333	3,853,032	497,843	1,459,808	2,248,511	4,397,212
914,787	2,829,109	1,696,379	5,549,411	670,144	2,129,952	4,206,700	8,603,912

13		14		15		16		17
COMERCI	COMERCI	ELEKTRA	ELEKTRA	GRUMA	GRUMA	TLVISA	TLVISA	GCC
Sólo trimestre	Utilidad\$(000)	Sólo trimestre	Utilidad\$(000)	Sólo trimestre	Utilidad\$(000)	Sólo trimestre	Utilidad\$(000)	Sólo trimestre
56,364	56,364	n.d.	n.d.	33,604	33,604	103,869	103,869	9,163
43,328	99,692	n.d.	n.d.	21,371	54,975	153,767	257,636	17,726
47,952	147,644	n.d.	n.d.	216,609	271,584	130,023	387,659	13,772
92,698	240,342	n.d.	105,541	45,428	317,012	423,701	811,360	25,417
27,708	27,708	30,785	30,785	9,971	9,971	-24,496	-24,496	22,002
21,081	48,789	46,448	77,233	49,080	59,051	165,164	140,668	15,451
49,958	98,747	39,567	116,800	71,047	130,098	130,974	271,642	21,065
-319,328	-220,581	76,068	192,868	71,664	201,762	269,653	541,295	39,581
-46,151	-46,151	38,093	38,093	277,578	277,578	105,008	105,008	32,460
554,441	508,290	53,822	91,915	384,693	662,271	192,058	297,066	21,256
192,130	700,420	40,432	132,347	120,836	783,107	656,604	953,670	28,015
35,998	736,418	169,453	301,800	281,032	1,064,139	-11,106	942,564	56,103
290,720	290,720	212,870	212,870	281,657	281,657	-395,751	-395,751	40,864
161,935	452,655	143,162	356,032	281,242	562,899	-257,809	-653,560	40,025
160,315	612,970	122,531	478,563	265,032	827,931	-72,581	-726,141	37,769
194,239	807,209	131,444	610,007	173,772	1,001,703	127,636	-598,505	52,159
157,084	157,084	168,520	168,520	91,551	91,551	-197,446	-197,446	23,400
121,086	278,170	159,043	327,563	59,325	150,876	4,889,578	4,692,132	60,700
217,828	495,998	153,927	481,490	76,193	227,069	1,415,146	6,107,278	28,200
215,943	711,941	162,758	644,248	136,850	363,919	-142,220	5,965,058	34,239
133,569	133,569	109,899	109,899	33,710	33,710	809,630	809,630	44,474
86,226	219,795	120,891	230,790	60,499	94,209	-774,656	34,974	82,056
-18,044	201,751	-91,393	139,397	60,626	154,835	-888,380	-853,406	110,406
647,389	849,140	261,370	400,767	249,627	404,462	1,615,173	761,767	86,650
368,637	368,637	253,283	253,283	2,914	2,914	31,753	31,753	62,194
208,942	577,579	225,811	479,094	-36,770	-33,856	79,381	111,134	86,206
314,273	891,852	131,777	610,871	-186,023	-219,879	667,817	778,951	108,250
363,813	1,255,665	250,370	861,241	-81,209	-301,088	285,131	1,064,082	113,091
588,967	588,967	306,498	306,498	129,970	129,970	29,561	29,561	105,500
-51,968	536,999	-14,973	291,525	-117,949	12,021	-1,632,136	-1,602,575	106,600
197,665	734,664	330,088	621,613	148,540	160,561	149,432	-1,453,143	155,300
367,620	1,102,284	500,855	1,122,468	101,746	262,307	662,736	-790,407	135,860
209,174	209,174	255,386	255,386	28,656	28,656	-125,010	-125,010	104,372
246,032	455,206	347,065	602,451	234,522	263,178	235,504	110,494	123,968
18,641	473,847	20,100	622,551	39,431	302,609	328,323	438,817	136,964
285,403	759,250	514,151	1,136,702	10,144	312,753	906,845	1,345,662	167,047
208,327	208,327	260,629	260,629	103,861	103,861	66,338	66,338	79,800
-29,471	178,856	-321,063	-60,434	-9,457	94,404	1,187,195	1,253,533	153,480
114,449	293,305	-224,219	-284,653	123,155	217,559	394,228	1,647,761	180,020
495,511	788,816	364,526	79,873	175,633	393,192	-909,925	737,836	204,276
273,777	273,777	-65,080	-65,080	30,723	30,723	250,079	250,079	145,200
130,488	404,265	482,671	417,591	155,141	185,864	1,265,111	1,515,190	156,819
261,843	666,108	306,117	723,708	61,721	247,585	701,832	2,217,022	221,981
366,339	1,032,447	418,699	1,142,407	245,389	492,974	1,379,581	3,596,603	197,729
328,414	328,414	411,253	411,253	153,825	153,825	472,041	472,041	143,800
137,507	465,921	329,640	740,893	228,173	381,998	461,842	933,883	175,700
534,188	1,000,109	483,648	1,224,541	159,448	541,446	1,453,513	2,387,396	200,100
717,491	1,717,600	646,099	1,870,640	381,734	923,180	1,929,347	4,316,743	263,891
451,175	451,175	518,806	518,806	117,832	117,832	594,052	594,052	124,400
216,584	667,759	351,577	870,383	335,930	453,762	1,277,107	1,871,159	237,400
349,899	1,017,658	829,436	1,699,819	324,590	778,352	n.d.	n.d.	268,900
809,587	1,827,245	1,276,474	2,976,293	329,449	1,107,801	n.d.	n.d.	359,277

	18		19		20		21	
GCC	GFNORTE	GFNORTE	ICA	ICA	GFINBUR	GFINBUR	VITRO	VITRO
Utilidad\$(000)	Sólo trimestre	Utilidad\$(000)	Sólo trimestre	Utilidad\$(000)	Sólo trimestre	Utilidad\$(000)	Sólo trimestre	Utilidad\$(000)
9,163	n.d.	n.d.	88,846	88,846	39,097	39,097	197,368	197,368
26,889	n.d.	n.d.	130,704	219,550	51,356	90,453	145,950	343,318
40,661	n.d.	n.d.	94,204	313,754	n.d.	n.d.	118,223	461,541
66,078	n.d.	344,448	284,097	597,851	n.d.	336,199	123,250	584,791
22,002	72,865	72,865	100,695	100,695	230,144	230,144	-40,742	-40,742
37,453	72,834	145,699	162,067	262,762	202,418	432,562	134,940	94,198
58,518	95,476	241,175	143,322	406,084	412,613	845,175	98,749	192,947
98,099	89,452	330,627	-344,302	61,782	184,578	1,029,753	-1,318,925	-1,125,978
32,460	88,579	88,579	-783,548	-783,548	637,768	637,768	-75,532	-75,532
53,716	50,890	139,469	1,330,838	547,290	1,120,265	1,758,033	893,131	817,599
81,731	73,128	212,597	99,421	646,711	824,733	2,582,766	175,949	993,548
137,834	114,437	327,034	9,705	656,416	650,487	3,233,253	-443,611	549,937
40,864	90,619	90,619	225,057	225,057	1,077,074	1,077,074	n.d.	n.d.
80,889	94,028	184,647	150,711	375,768	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.
118,658	87,740	272,387	32,085	407,853	n.d.	2,684,267	n.d.	-3,755,596
170,817	133,857	406,244	127,373	535,226	793,674	3,477,941	-68,189	-3,823,785
23,400	60,929	60,929	51,832	51,832	1,002,352	1,002,352	483,075	483,075
84,100	n.d.	n.d.	179,101	230,933	1,401,799	2,404,151	209,224	692,299
112,300	n.d.	427,424	235,113	466,046	945,039	3,349,190	1,009,684	1,701,983
146,539	615,952	1,043,376	-398,093	67,953	281,155	3,630,345	510,911	2,212,894
44,474	158,639	158,639	-164,366	-164,366	309,272	309,272	60,131	60,131
126,530	187,274	345,913	196,747	32,381	-50,694	258,578	-735,146	-675,015
236,936	217,216	563,129	-267,697	-235,316	-28,612	229,966	-818,497	-1,493,512
323,586	696,845	1,259,974	436,059	200,743	686,245	916,211	768,175	-725,337
62,194	n.d.	n.d.	13,680	13,680	n.d.	n.d.	869,662	869,662
148,400	n.d.	618,760	-1,131,567	-1,117,887	n.d.	2,532,346	70,398	940,060
256,650	231,019	849,779	-253,031	-1,370,918	-75,598	2,456,748	-417,038	523,022
369,741	283,276	1,133,055	-167,658	-1,538,576	2,472,796	4,929,544	121,351	644,373
105,500	431,225	431,225	-88,077	-88,077	1,622,900	1,622,900	306,850	306,850
212,100	192,699	623,924	-1,278,461	-1,366,538	587,520	2,210,420	-165,114	141,736
367,400	566,369	1,190,293	-180,766	-1,547,304	-192,682	2,017,738	250,824	392,560
503,260	487,055	1,677,348	-1,119	-1,548,423	-694,596	1,323,142	-54,040	338,520
104,372	527,165	527,165	129,492	129,492	298,043	298,043	137,175	137,175
228,340	349,720	876,885	-80,878	48,614	762,863	1,060,906	332,974	470,149
365,304	362,755	1,239,640	-263,452	-214,838	-576,112	484,794	-544,644	-74,495
532,351	264,317	1,503,957	-3,959,525	-4,174,363	1,013,121	1,497,915	209,627	135,132
79,800	366,475	366,475	-56,034	-56,034	2,114,952	2,114,952	177,118	177,118
233,280	774,563	1,141,038	-426,670	-482,704	212,458	2,327,410	-492,828	-315,710
413,300	421,719	1,562,757	-525,758	-1,008,462	22,169	2,349,579	365,669	49,959
617,576	453,106	2,015,863	-314,412	-1,322,874	278,155	2,627,734	-93,871	-43,912
145,200	507,088	507,088	-262,009	-262,009	784,900	784,900	-221,121	-221,121
302,019	537,651	1,044,739	-85,383	-347,392	180,264	965,164	-18,891	-240,012
524,000	579,728	1,624,467	-566,092	-913,484	258,003	1,223,167	-149,314	-389,326
721,729	594,023	2,218,490	-155,943	-1,069,427	1,074,610	2,297,777	-180,121	-569,447
143,800	559,022	559,022	-83,773	-83,773	628,992	628,992	309,196	309,196
319,500	567,943	1,126,965	-112,176	-195,949	1,109,427	1,738,419	-476,536	-167,340
519,600	546,219	1,673,184	34,812	-161,137	2,154,182	3,892,601	-4,906	-172,246
783,491	947,965	2,621,149	253,853	92,716	1,478,005	5,370,606	-94,964	-267,210
124,400	n.d.	n.d.	67,543	67,543	1,319,342	1,319,342	-247,542	-247,542
361,800	n.d.	3,141,926	65,506	133,049	717,770	2,037,112	187,029	-60,513
630,700	n.d.	n.d.	151,537	284,586	n.d.	n.d.	-68,698	-129,211
989,977	n.d.	n.d.	217,139	501,725	n.d.	n.d.	177,714	48,503

GMEXICO	GMEXICO
Sólo trimestre	Utilidad\$(000)
2,472	2,472
1,820	4,292
-51,728	-47,436
-442	-47,878
n.d.	n.d.
n.d.	n.d.
n.d.	n.d.
n.d.	-560,344
324,098	324,098
1,581,427	1,905,525
1,095,487	3,001,012
601,667	3,602,679
703,881	703,881
897,469	1,601,350
219,028	1,820,378
746,655	2,567,033
594,846	594,846
725,481	1,320,327
519,280	1,839,607
379,333	2,218,940
314,322	314,322
105,777	420,099
-163,240	256,859
274,842	531,701
702,421	702,421
516,121	1,218,542
604,649	1,823,191
3,166	1,826,357
993,110	993,110
14,513	1,007,623
1,388,851	2,396,474
49,627	2,446,101
-298,642	-298,642
859,534	560,892
-1,341,793	-780,901
-1,783,006	-2,563,907
328,873	328,873
-1,121,105	-792,232
-261,960	-1,054,192
-156,563	-1,210,755
-677,050	-677,050
95,593	-581,457
-696,825	-1,278,282
-939,451	-2,217,733
2,509,521	2,509,521
1,718,545	4,228,066
1,015,170	5,243,236
2,388,452	7,631,688
3,359,349	3,359,349
4,661,322	8,020,671
-3,856,345	4,164,326
2,979,685	7,144,011

Utilidad neta nominal (sólo trimestre) por acción (en pesos)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
Trimestre	TELMEX	KIMBER	PE&OLES	WALMEX	DESC	CEMEX	ALFA	CONTAL	BIMBO	FEMSA	SORIANA
1 1993:1	2.65	6.77	0.75	1.52	5.70	29.34	5.30	2.16	16.58	0.99	0.58
2 1993:2	2.16	5.86	0.19	1.78	11.00	34.96	2.39	9.67	31.39	1.26	2.48
3 1993:3	1.67	7.56	0.09	1.14	4.30	23.19	1.23	-0.43	16.69	4.70	1.00
4 1993:4	1.16	4.14	0.78	2.86	4.00	17.65	2.41	1.19	5.74	0.21	1.58
5 1994:1	0.91	6.03	1.74	1.73	0.15	19.09	-7.91	3.87	2.13	-1.16	0.41
6 1994:2	1.00	10.31	1.88	2.55	16.40	18.94	3.01	4.96	14.75	1.25	0.66
7 1994:3	1.62	8.32	1.80	1.31	6.94	17.37	3.26	2.27	8.54	0.10	0.54
8 1994:4	0.44	-2.54	-1.53	5.50	-117.27	4.06	-30.85	2.00	-5.69	-6.64	2.91
9 1995:1	-0.29	0.17	8.31	1.61	-21.46	15.51	-20.02	4.03	-17.90	-3.99	5.32
10 1995:2	5.18	29.70	8.28	1.85	46.98	66.49	78.09	11.24	30.44	7.65	17.93
11 1995:3	3.27	12.05	9.53	2.05	12.12	11.35	26.86	8.84	12.02	1.94	3.59
12 1995:4	1.45	15.01	8.42	8.68	-26.86	6.32	-1.03	11.65	17.18	-5.32	10.03
13 1996:1	2.39	26.97	7.13	3.35	45.34	24.51	49.44	11.62	8.06	6.38	6.56
14 1996:2	2.83	28.22	7.48	2.80	22.67	20.12	20.80	37.86	9.72	4.29	7.39
15 1996:3	4.53	55.68	15.11	2.57	20.48	12.04	8.64	28.04	30.24	5.29	9.71
16 1996:4	1.04	50.86	23.85	6.07	29.46	30.48	9.27	7.11	36.18	5.26	29.25
17 1997:1	3.17	21.16	13.50	2.25	16.93	13.56	12.26	24.37	28.49	2.76	9.91
18 1997:2	3.82	4.47	18.72	6.62	25.85	10.61	12.92	7.06	17.74	4.01	3.60
19 1997:3	5.15	4.79	9.86	2.95	19.55	16.12	11.26	16.29	17.30	5.99	3.71
20 1997:4	5.42	9.95	14.50	13.02	11.26	17.54	2.73	4.69	105.62	3.34	11.21
21 1998:1	5.49	4.80	20.20	2.29	6.28	13.09	1.86	12.56	12.24	0.18	5.79
22 1998:2	7.99	6.70	20.32	2.79	9.28	17.92	1.15	25.00	2.50	7.11	7.07
23 1998:3	6.54	3.44	34.26	2.43	3.09	8.64	-15.09	39.32	7.45	0.84	8.91
24 1998:4	16.82	10.80	52.36	5.69	7.65	26.62	42.69	36.78	16.14	10.59	19.76
25 1999:1	8.71	7.17	42.07	2.67	9.91	18.87	24.67	22.70	6.53	4.74	11.00
26 1999:2	13.36	9.43	5.78	2.86	5.59	15.99	4.20	18.89	7.28	5.86	9.39
27 1999:3	13.27	10.88	28.20	3.23	5.74	19.17	7.49	31.11	11.89	8.20	21.21
28 1999:4	18.15	6.78	7.59	8.95	0.59	8.57	2.49	15.60	20.96	7.85	21.65
29 2000:1	7.70	5.07	9.98	1.95	3.56	11.50	7.01	7.46	3.67	4.24	12.90
30 2000:2	6.46	9.36	-2.69	1.40	-5.26	11.82	-3.30	11.37	8.69	6.05	13.03
31 2000:3	6.56	12.82	5.05	3.13	4.60	15.96	8.74	13.63	7.15	7.80	9.91
32 2000:4	5.90	14.83	-19.22	8.15	-4.53	24.22	2.61	12.71	32.87	15.62	17.20
33 2001:1	5.67	8.54	14.60	3.66	4.79	15.90	-2.46	27.05	6.45	6.02	11.03
34 2001:2	4.73	8.02	29.84	3.75	11.77	17.13	5.14	14.13	7.15	13.21	8.40
35 2001:3	6.82	8.43	-3.98	4.14	-3.28	5.00	-2.29	23.46	8.87	13.15	12.54
36 2001:4	9.64	21.96	-15.63	6.18	-5.37	20.74	2.78	15.77	39.66	14.65	17.68
37 2002:1	7.58	10.24	24.61	3.64	2.92	15.14	4.20	12.76	15.37	7.99	9.35
38 2002:2	5.78	9.09	-15.49	4.27	-4.20	7.17	-3.51	35.91	11.08	12.91	12.79
39 2002:3	7.31	11.52	5.56	4.30	-9.52	1.64	12.62	32.67	17.33	12.71	11.39
40 2002:4	17.26	17.29	-29.44	11.50	-54.70	17.89	0.83	3.43	13.95	16.39	17.32
41 2003:1	11.30	11.19	-19.54	3.73	-18.19	9.69	-0.55	30.07	8.71	10.88	12.31
42 2003:2	6.69	22.35	5.78	4.82	4.06	27.70	7.11	30.31	14.84	16.15	13.92
43 2003:3	8.78	5.75	-16.74	5.47	-26.68	13.66	1.07	4.00	17.77	9.50	19.17
44 2003:4	10.25	10.22	3.55	9.98	-93.60	10.83	0.43	14.94	9.75	12.98	44.85
45 2004:1	4.80	9.64	29.32	4.31	-1.73	30.53	2.26	10.03	13.90	8.10	10.26
46 2004:2	5.32	18.84	9.79	4.58	-1.34	21.90	10.79	28.96	11.75	19.89	16.60
47 2004:3	7.37	14.90	30.42	5.09	1.02	31.61	8.72	39.61	27.16	30.33	17.23
48 2004:4	16.35	20.45	70.30	11.71	0.23	14.94	16.68	38.20	18.96	35.86	23.76
49 2005:1	9.05	12.52	103.83	6.10	3.51	50.08	14.76	19.79	11.15	21.56	17.48
50 2005:2	7.46	17.86	55.08	7.01	0.03	71.03	13.04	15.03	18.83	32.88	23.29
51 2005:3	5.84	16.94	51.68	6.76	-0.27	28.32	32.45	14.39	22.10	38.07	20.31
52 2005:4	6.52	23.70	81.16	11.03	2.03	9.86	7.68	48.87	32.95	43.17	51.51

Fuente: Cálculos propios a partir de la información de la BMV.

Indicadores Financieros, Bolsa mexicana de valores. Edición trimestral. (1993-2005)

Anuario Financiero de la BMV. (1993-2004)

Sistema de la Bolsa de Valores. Centro Información. (2005:3 y 2005:4)

n.d.no disponible

12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22
GCARSO	COMERCI	ELEKTRA	GRUMA	TLVISA	GCC	GFNORTE	ICA	GFINBUR	VITRO	GMEXICO
4.31	0.74	n.d.	n.d.	9.43	0.36	n.d.	17.03	16.36	5.06	n.d.
7.87	1.09	n.d.	n.d.	15.59	1.28	n.d.	25.64	102.51	4.05	n.d.
3.39	0.93	n.d.	n.d.	9.01	0.52	n.d.	11.34	n.d.	3.18	n.d.
2.48	1.47	n.d.	n.d.	26.43	0.73	n.d.	19.03	n.d.	2.36	n.d.
2.83	0.42	n.d.	n.d.	-2.40	0.27	8.85	11.16	77.23	-0.71	n.d.
3.13	0.46	n.d.	10.06	12.86	0.22	25.05	15.93	73.00	5.61	n.d.
4.59	0.98	2.07	12.03	4.89	0.26	14.12	14.17	12.60	3.09	n.d.
4.28	-4.38	6.26	16.14	9.42	0.71	40.33	-27.03	89.13	-33.27	n.d.
0.78	-1.05	5.88	75.55	6.52	0.91	28.64	-45.32	304.57	-2.18	8.22
12.80	18.25	3.92	118.81	29.98	0.95	16.92	104.44	100.23	18.91	17.83
9.24	3.90	2.61	4.98	78.88	0.49	18.00	5.91	51.63	4.16	18.67
-0.07	1.61	17.45	54.34	-1.23	1.84	7.99	0.80	35.15	-10.62	7.43
13.96	3.71	9.75	27.89	-67.37	0.52	3.60	17.77	67.63	n.d.	13.14
5.46	1.63	7.79	49.65	-7.55	0.78	3.12	12.24	n.d.	n.d.	15.75
9.22	2.50	7.24	26.59	-5.91	0.89	2.47	3.13	n.d.	n.d.	7.56
13.67	3.21	9.89	12.50	9.46	1.92	8.25	15.04	75.52	-1.89	26.52
12.42	1.06	17.49	4.95	-21.19	0.62	2.74	3.61	52.46	8.58	20.43
8.87	0.85	10.90	4.83	400.49	1.19	n.d.	17.88	56.02	3.42	24.23
35.33	1.47	11.06	3.83	125.07	0.46	n.d.	3.19	43.20	11.70	12.65
8.49	2.42	1.28	12.35	-18.16	1.46	11.91	-4.22	14.55	9.07	12.04
11.58	1.52	1.30	2.70	122.10	1.92	6.34	-2.21	39.33	2.04	14.73
5.26	1.30	1.93	4.47	-121.10	3.04	9.11	3.18	-3.05	-35.04	7.11
0.57	-0.17	-0.53	6.05	-77.18	3.71	4.35	-4.38	-3.67	-11.47	-10.75
20.73	6.88	1.83	20.98	94.83	3.16	13.31	9.22	41.50	17.88	23.24
10.83	3.53	2.24	0.25	2.87	1.47	n.d.	0.11	n.d.	17.90	42.27
18.16	1.56	1.82	-2.82	7.73	2.08	n.d.	-7.13	n.d.	1.11	12.68
5.82	4.83	2.40	-11.54	49.08	4.29	7.73	-2.54	-10.65	-15.19	24.63
18.71	3.99	1.77	-3.43	22.34	2.77	5.35	-2.09	82.82	2.53	0.14
6.75	6.51	2.97	7.29	0.45	2.55	5.32	-1.84	39.67	6.57	33.51
-2.03	-0.72	-0.15	-35.49	-12.46	24.85	6.19	-47.82	49.27	-4.14	0.80
19.20	3.02	4.67	7.89	1.24	9.30	14.22	-3.76	-15.66	7.46	43.59
11.79	8.29	7.35	2.70	3.93	4.98	12.19	-0.04	-74.81	-1.39	1.34
6.97	1.50	3.17	0.80	-0.53	21.80	11.71	2.58	21.44	17.74	-10.24
12.19	5.41	3.48	9.90	1.31	6.34	3.79	-1.00	40.85	21.21	28.91
11.02	0.92	0.22	1.76	2.25	31.11	7.25	-10.28	-37.34	-112.34	-23.75
12.90	5.50	5.58	0.73	5.22	74.28	6.58	-115.25	25.81	11.74	-32.19
12.18	4.03	1.79	9.47	0.32	7.84	5.51	-0.57	35.18	4.49	5.38
11.26	-0.50	-1.88	-0.98	9.45	15.81	11.86	-6.58	3.01	-11.55	-21.14
9.78	4.38	-4.15	6.67	1.74	37.37	8.10	-14.81	0.29	20.56	-10.97
18.20	22.54	24.30	106.83	-4.65	33.90	11.40	-6.45	6.04	-5.87	-4.60
25.12	17.20	-8.51	1.96	1.12	112.82	10.57	-4.61	21.55	-20.30	-40.72
45.34	3.20	18.27	30.02	5.96	16.29	11.19	-0.70	4.39	-1.12	3.74
11.27	2.91	20.94	3.66	3.64	74.32	9.42	-5.89	8.58	-8.61	-19.78
30.39	3.15	37.96	21.08	6.63	7.91	13.41	-0.37	29.35	-3.50	-9.25
35.35	3.48	16.49	7.16	1.78	5.14	4.99	-0.07	4.84	7.12	17.09
40.56	1.59	14.87	24.18	2.15	9.12	7.91	-0.13	30.62	-31.06	14.12
51.75	5.22	38.18	10.59	10.06	16.10	6.93	0.04	81.10	-0.21	8.33
91.49	5.40	40.45	4.27	13.26	28.31	14.53	0.28	27.81	-3.89	18.75
38.33	4.13	28.98	4.38	3.14	8.96	n.d.	0.08	19.62	-10.53	22.28
32.05	3.78	23.96	15.15	6.17	45.38	n.d.	0.10	20.00	5.25	17.12
44.49	5.80	30.41	11.86	n.d.	22.62	n.d.	0.17	n.d.	-1.18	-6.55
64.20	15.81	76.55	15.90	n.d.	83.17	n.d.	0.32	n.d.	4.05	5.51

**Indice Nacional de Precios del Consumidor. Base Junio 2002.
Tomando el mes final de cada trimestre sería:**

	Trimestre	INPC2002:06	
1	1993:1	0.2540	
2	1993:2	0.2584	
3	1993:3	0.2630	
4	1993:4	0.2672	
5	1994:1	0.2721	
6	1994:2	0.2761	
7	1994:3	0.2806	
8	1994:4	0.2861	
9	1995:1	0.3276	
10	1995:2	0.3802	
11	1995:3	0.4026	
12	1995:4	0.4347	
13	1996:1	0.4710	
14	1996:2	0.5012	
15	1996:3	0.5234	
16	1996:4	0.5551	
17	1997:1	0.5862	
18	1997:2	0.6032	
19	1997:3	0.6215	
20	1997:4	0.6424	
21	1998:1	0.6757	
22	1998:2	0.6956	
23	1998:3	0.7205	
24	1998:4	0.7619	
25	1999:1	0.7990	
26	1999:2	0.8166	
27	1999:3	0.8346	
28	1999:4	0.8558	
29	2000:1	0.8798	
30	2000:2	0.8934	
31	2000:3	0.9084	
32	2000:4	0.9325	
33	2001:1	0.9430	
34	2001:2	0.9521	
35	2001:3	0.9642	
36	2001:4	0.9735	
37	2002:1	0.9869	
38	2002:2	0.9992	Periodo base
39	2002:3	1.0119	
40	2002:4	1.0290	
41	2003:1	1.0426	
42	2003:2	1.0419	
43	2003:3	1.0528	
44	2003:4	1.0700	
45	2004:1	1.0867	
46	2004:2	1.0874	
47	2004:3	1.1060	
48	2004:4	1.1255	
49	2005:1	1.1344	
50	2005:2	1.1345	
51	2005:3	1.1448	
52	2005:4	1.1630	

Fuente: www.banxico.org.mx

Anexo 2. Listado de emisoras que conforman la muestra objeto de estudio

Clave de Cotización	Nombre de la emisora
1 <u>TELMEX</u>	TELEFONOS DE MEXICO, S.A. DE C.V.
2 <u>KIMBER</u>	KIMBERLY - CLARK DE MEXICO S.A DE C.V.
3 <u>PE&OLES</u>	INDUSTRIAS PEÑOLES, S. A. DE C. V.
4 <u>WALMEX</u>	WAL – MART DE MEXICO, S.A. DE C.V.
5 <u>DESC</u>	DESC, S.A. DE C.V.
6 <u>CEMEX</u>	CEMEX, S.A. DE C.V.
7 <u>ALFA</u>	ALFA, S.A. DE C.V.
8 <u>CONTAL</u>	GRUPO CONTINENTAL, S.A.
9 <u>BIMBO</u>	GRUPO BIMBO, S.A. DE C.V.
10 <u>FEMSA</u>	FOMENTO ECONÓMICO MEXICANO, S.A. DE C.V.
11 <u>SORIANA</u>	ORGANIZACION SORIANA, S.A. DE C.V.
12 <u>GCARSO</u>	GRUPO CARSO, S.A. DE C.V. CONTROLADORA COMERCIAL MEXICANA, S.A. DE C.V.
13 <u>COMERCI</u>	GRUPO ELEKTRA, S.A. DE C.V.
14 <u>ELEKTRA</u>	GRUMA, S.A. DE C.V.
15 <u>GRUMA</u>	GRUPO TELEVISA, S.A.
16 <u>TLEVISA</u>	GRUPO CEMENTOS DE CHIHUAHUA, S.A. DE C.V.
17 <u>GCC</u>	GRUPO FINANCIERO BANORTE, S.A. DE C.V.
18 <u>GFNORTE</u>	EMPRESAS ICA, S.A. DE C.V.
19 <u>ICA</u>	GRUPO FINANCIERO INBURSA, S.A. DE C.V.
20 <u>GFINBUR</u>	VITRO, S.A. DE C.V.
21 <u>VITRO</u>	GRUPO MEXICO, S.A. DE C.V.
22 <u>GMEXICO</u>	

Fuente: www.bmv.com.mx

Anexo 3. Valores de las series

T	Trimestre	IP	IU
1	1993:1	3.225592	1.118729
2	1993:2	3.689309	1.891356
3	1993:3	3.443063	0.745633
4	1993:4	4.959425	0.871262
5	1994:1	4.522355	0.835537
6	1994:2	3.741801	1.422575
7	1994:3	5.188034	0.815751
8	1994:4	4.480046	-0.182242
9	1995:1	2.893652	1.573668
10	1995:2	3.200699	3.428706
11	1995:3	3.421664	1.657993
12	1995:4	3.700831	0.541322
13	1996:1	3.907828	0.966955
14	1996:2	3.479690	0.736527
15	1996:3	3.222686	0.669626
16	1996:4	3.171468	1.142865
17	1997:1	3.062923	0.678129
18	1997:2	3.485230	2.814364
19	1997:3	3.872216	1.344665
20	1997:4	3.035654	0.546987
21	1998:1	2.737265	1.005194
22	1998:2	2.893552	-0.154375
23	1998:3	1.655775	-0.180075
24	1998:4	1.767841	1.468931
25	1999:1	2.092622	0.587739
26	1999:2	2.555764	0.502712
27	1999:3	2.209713	0.690805
28	1999:4	3.225497	0.814753
29	2000:1	1.646248	0.444440
30	2000:2	1.455064	0.159877
31	2000:3	1.289245	0.401113
32	2000:4	1.084260	0.269606
33	2001:1	0.976061	0.316928
34	2001:2	1.055334	0.439212
35	2001:3	0.841287	0.002752
36	2001:4	0.936225	0.273639
37	2002:1	1.089478	0.378553
38	2002:2	1.000829	0.189491
39	2002:3	0.964328	0.250391
40	2002:4	0.976383	0.549989
41	2003:1	0.919654	0.268188
42	2003:2	1.090628	0.502874
43	2003:3	1.178438	0.326619
44	2003:4	1.359023	0.441698
45	2004:1	1.551364	0.385425
46	2004:2	1.494210	0.436494
47	2004:3	1.572027	0.736030
48	2004:4	1.856303	0.883802
49	2005:1	1.767214	0.638589
50	2005:2	1.456189	0.687155
51	2005:3	1.641706	0.554782
52	2005:4	1.670395	0.742473

Fuente: Cálculos propios a partir de la información de la BMV y de www.banxico.org.mx

Anexo 4. Resumen de los resultados de la prueba de Dickey- Fuller Aumentada.

Prueba de Dickey- Fuller Aumentada (ADF)

H0: hay una raíz unitaria Constante	Serie IP		Serie D(IP)		Serie IU		Serie D(IU)	
	t-Statistic	Prob.*	t-Statistic	Prob.*	t-Statistic	Prob.*	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.4323	0.5591	-9.0333	0.0000	-0.7759	0.8160	-6.9756	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.5683	-3.5683	-3.5683	-3.5885	-3.5885	-3.5885	-3.5885
	5% level	-2.9212	-2.9212	-2.9212	-2.9297	-2.9297	-2.9297	-2.9297
	10% level	-2.5986	-2.5986	-2.5986	-2.6031	-2.6031	-2.6031	-2.6031
constante y tendencia								
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.2714	0.0827	-4.7906	0.0018	-1.0715	0.9224	-6.8736	0.0000
Test critical values:	1% level	-4.1485	-4.1706	-4.1706	-4.1809	-4.1809	-4.1809	-4.1809
	5% level	-3.5005	-3.5107	-3.5107	-3.5155	-3.5155	-3.5155	-3.5155
	10% level	-3.1796	-3.1855	-3.1855	-3.1883	-3.1883	-3.1883	-3.1883
Ninguno								
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.8214	0.0656	-9.0711	0.0000	-0.6263	0.4403	-7.0639	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.6162	-2.6120	-2.6120	-2.6186	-2.6186	-2.6186	-2.6186
	5% level	-1.9481	-1.9475	-1.9475	-1.9485	-1.9485	-1.9485	-1.9485
	10% level	-1.6123	-1.6127	-1.6127	-1.6121	-1.6121	-1.6121	-1.6121

Fuente: Cálculos propios a partir de las series IP e IU, con base 2002Q2, precio de cierre de trimestre (1993Q1- 2005Q4). Según los resultados obtenidos mediante el EViews 5.0, basado en los cálculos más recientes hechos por MacKinnon (1991, 1996) para los valores críticos señalados por Dickey and Fuller (1979). Se fijó un máximo de 8 rezagos para la selección automática, según el criterio de Akaike.

Anexo 5. Resumen del VAR de ocho rezagos

	VAR de 8 rezagos
R-squared	
IP	0.933604
IU	0.842319
F-statistic	
IP	23.728370
IU	9.014473
Akaike AIC	
IP	0.839029
IU	0.941812
Schwarz SC	
IP	1.528375
IU	1.631158
Akaike information criterion	1.532905
Schwarz criterion	2.911597
Pruebas a los VAR	
Condición de estabilidad	Satisface
Causalidad de Granger(Exog.WT)	
Dependent variable: IP	0.000000
Dependent variable: IU	0.000000
VAR Lag Exclusion Wald Tests	hasta el lag 4
VAR Lag Order Selection Criteria*	8 y 2
Pruebas a los residuos del VAR	
Serial Correlation LM Tests	Rechazo lag 8
Normality Tests, Cholesky	no pasa en K
Skewness	0.8501
Kurtosis	0.0150
Jarque-Bera	0.0685
Normality Tests, Residual Cov (Urzua)	no pasa en K
Skewness	0.6900
Kurtosis	0.0054
Jarque-Bera	0.1026
Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (H0: homosedasticidad)	0.0462
Prueba de Cointegración Johansen	Cointegran
Vectores de cointegración	2

Fuente: Cálculos propios a partir de las series IP e IU, con base 2002Q2, precio de cierre de trimestre.

Según los resultados obtenidos mediante el Eviews 5.0.

Los VARs se estiman con intercepto.

* En esta prueba hay que especificar el número de rezagos, por lo que los resultados pueden ser diferentes de acuerdo a los rezagos que se evalúen.

Anexo 6. Prueba de cointegración de Johansen VAR de ocho rezagos, ocho rezagos en niveles.

A- Selección de la mejor ecuación de cointegración.

Muestra: 1993Q1 2005Q4
 Observaciones incluidas: 44
 Series: IP IU
 Intervalo de rezagos: 1 a 7

Seleccionado (0.05 nivel*) Número de Relaciones de Cointegración por Modelo

Tendencia en datos:	Ninguna	Ninguna	Lineal	Lineal	Cuadrática
Tipo de Prueba	Sin Intercepto	Con Intercepto	Con Intercepto	Con Intercepto	Con Intercepto
	Sin Tendencia	Sin Tendencia	Sin Tendencia	Tendencia	Tendencia
Traza	1	1	1	1	1
Max-Eig	1	1	1	1	1

*Valores críticos basados en MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Criterios de Información por Rango y Modelo

Tendencia en datos:	Ninguna	Ninguna	Lineal	Lineal	Cuadrática
Rank or No. of CEs	Sin Intercepto	Con Intercepto	Con Intercepto	Con Intercepto	Con Intercepto
	Sin Tendencia	Sin Tendencia	Sin Tendencia	Tendencia	Tendencia

Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)

0	-25.35287	-25.35287	-22.13587	-22.13587	-17.57655
1	-2.172933	-0.254928	-0.254915	-0.233388	0.207821
2	-1.946132	0.276089	0.276089	0.298964	0.298964

Akaike Criterio de Información por Rango (filas) y Modelo (columnas)

0	2.42513	2.42513	2.369812	2.369812	2.253479
1	1.553315	1.511588*	1.557042	1.601518	1.626917
2	1.724824	1.714723	1.714723	1.804593	1.804593

Schwarz Criterio de Información por Rango (filas) y Modelo (columnas)

0	3.560524	3.560524	3.586305	3.586305	3.551072
1	2.850908	2.849730*	2.935734	3.020759	3.086709
2	3.184616	3.255614	3.255614	3.426583	3.426583

Fuente: Prueba de cointegración de Johansen, VAR de 8 rezagos considerando 8 rezagos en niveles.
 Salida del EViews 5.0

B- Estimación de la relación de cointegración

Muestra (ajustada): 1995Q1 2005Q4

Observaciones Incluidas: 44 después del ajuste

Supuesto de Tendencia: Sin tendencia determinística (restricted constant)

Series: IP IU

Intervalo de rezagos (en primeras diferencias): 1 a 7

Prueba de Rango de Cointegración no restringido (Traza)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Estadístico de la Traza	0.05 Valores Críticos	Prob.**
Ninguna *	0.680442	51.25791	20.26184	0.0000
Al menos 1	0.023848	1.062035	9.164546	0.9434

Prueba de la Traza indica 1 ecuación de cointegración al nivel de 0.05 nivel

* denota rechazo de la hipótesis al nivel de 0.05

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-valores

Prueba de Rango de Cointegración no restringido (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Valores Críticos	Prob.**
Ninguna *	0.680442	50.19588	15.8921	0.0000
Al menos 1	0.023848	1.062035	9.164546	0.9434

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denota rechazo de la hipótesis al nivel de 0.05

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Coefficientes de Cointegración no Restringidos (normalizado por $b'S11*b=I$):

IP	IU	C
-3.097313	8.334205	0.510262
-0.515022	4.405451	-1.80212

Coefficientes no restringidos ajustados (alpha):

D(IP)	D(IU)	
0.242457	-0.134116	-0.029223
		-0.038569

1 Ecuación de Cointegración: Log likelihood -0.254928

Coefficientes de Cointegración Normalizados (error standard entre paréntesis)

IP	IU	C
1.000000	-2.690786	-0.164743
	(-0.12276)	(-0.09361)

Coefficientes Ajustados (error standard entre paréntesis)

D(IP)	D(IU)	
-0.750964	0.415398	
(-0.14484)	(-0.15306)	

Fuente: Prueba de cointegración de Johansen, VAR de 8 rezagos considerando 8 rezagos en niveles.
Salida del EViews 5.0

C- Verificación de la restricción de exogeneidad débil.

Restricción:

$$A(2,1)=0$$

Prueba de cointegración con restricciones :

Hypothesized	Restringido	LR	Grados de	
No. of CE(s)	Logaritmo del	Estadístico	Libertad	Probabilidad
	Valor			
	Característico			
1	-5.169824	9.82979	1	0.001717

1 Ecuación de Cointegración: Convergencia después de 5 iteraciones.

Coefficientes de Cointegración restringidos (no todos los coeficientes son identificados)

IP	IU	C
-3.067847	8.134801	0.58047

Coefficientes ajustados (error standard error entre paréntesis)

D(IP)	0.303036
	-0.04112
D(IU)	0.000000
	0.000000

Fuente: Prueba de cointegración de Johansen, VAR de 8 rezagos considerando 8 rezagos en niveles. Imposición de la restricción $A(2,1)=0$. Salida del EViews 5.0

Anexo 7. Prueba de cointegración de Johansen VAR de ocho rezagos, dos rezagos en niveles.

A- Selección de la mejor ecuación de cointegración.

Muestra: 1993Q1 2005Q4
Observaciones incluidas: 50
Series: IP IU

Intervalo de rezagos: 1 to 1

Seleccionado (0.05 level*) Número de Relaciones de Cointegración por Modelo

Tendencia en datos:	Ninguna	Ninguna	Lineal	Lineal	Cuadrática
Tipo de Prueba	Sin Intercepto Sin Tendencia	Con Intercepto Sin Tendencia	Con Intercepto Sin Tendencia	Con Intercepto Tendencia	Con Intercepto Tendencia
Traza	1	1	1	1	1
Max-Eig	1	1	1	1	1

*Valores Críticos basado en MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Criterios de Información por Rango y Modelo

Tendencia en datos:	Ninguna	Ninguna	Lineal	Lineal	Cuadrática
Rango o No. de EC	Sin Intercepto Sin Tendencia	Con Intercepto Sin Tendencia	Con Intercepto Sin Tendencia	Con Intercepto Tendencia	Con Intercepto Tendencia

Logaritmo del valor característico por Rango (fila) y Modelos (columnas)

0	-86.54291	-86.54291	-86.15502	-86.15502	-85.95339
1	-70.34938	-70.32942	-69.95447	-68.99009	-68.82078
2	-69.4398	-69.11149	-69.11149	-67.43759	-67.43759

Akaike Criterio de Información por Rango (filas) y Modelo (columnas)

0	3.621716	3.621716	3.686201	3.686201	3.758136
1	3.133975*	3.173177	3.198179	3.199604	3.232831
2	3.257592	3.32446	3.32446	3.337504	3.337504

Schwarz Criterio por Rango (filas) y Modelo (columnas)

0	3.774678	3.774678	3.915644	3.915644	4.064059
1	3.439899*	3.517341	3.580583	3.620249	3.691717
2	3.716477	3.859826	3.859826	3.949351	3.949351

Fuente: Prueba de cointegración de Johansen, VAR de 8 rezagos considerando 2 rezagos en niveles.
Salida del EViews 5.0

Anexo 7. Prueba de cointegración de Johansen VAR de ocho rezagos, dos rezagos en niveles.

B- Estimación de la relación de cointegración

Muestra (ajustada): 1993Q3 2005Q4

Observaciones Incluidas: 50 después de ajustes

Supuesto de Tendencia: No tendencia determinística

Series: IP IU

Intervalo de rezagos (en primeras diferencias): 1 to 1

Prueba del Rango Cointegración sin restricción (Traza)

Hypothesized No. de EC(s)	Valor característico	Estadístico de la Traza	0.05 Valor Crítico	Prob.**
Ninguno *	0.476774	34.20622	12.3209	0.00000
Al menos 1	0.035729	1.819162	4.129906	0.2087

Prueba de la traza indica 1 ecuación de cointegración (s) al nivel de 0.05

* denota rechazo de la hipótesis al nivel de 0.05

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-valores

Prueba del Rango Cointegración no restringida (Máximos Valores característicos)

Hypothesized No. de EC(s)	Valor característico	Max-Valor Car. Estadístico	0.05 Valor Crítico	Prob.**
Ninguno *	0.476774	32.38706	11.2248	0.0000
Al menos 1	0.035729	1.819162	4.129906	0.2087

Prueba Max-valor característico indica 1 ecuación de cointegración al nivel de 0.05

* denota rechazo de la hipótesis al nivel de 0.05

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Coefficientes de Cointegración no restringidos (normalizados por $b'S11*b=I$):

IP	IU
-0.699355	2.291487
0.363935	0.03935

Coefficientes Ajustados (alpha):

D(IP)	0.214089	-0.082198
D(IU)	-0.387061	-0.052904

1 Ecuación Cointegración: Log verosimilitud -70.34938

Coefficientes de Cointegración normalizados (error standard entre paréntesis)

IP	IU
1.000000	-3.276573
	(-0.23875)

Coefficientes Ajustados (error standard entre paréntesis)

D(IP)	-0.149724	(-0.04991)
D(IU)	0.270693	(-0.05026)

Fuente: Prueba de cointegración de Johansen, VAR de 8 rezagos considerando 2 rezagos en niveles.
Salida del EViews 5.0

Anexo 7. Prueba de cointegración de Johansen VAR de ocho rezagos, dos rezagos en niveles.

C- Verificación de la restricción de exogeneidad débil.

Restricciones:

$$A(2,1)=0$$

Prueba de cointegración con restricciones:

Hypothesized No. of CE(s)	Restingido Log- verosimilitud	LR Estadístico	Grados de Libertad	Probabilidad
1	-81.74668	22.7946	1	0.000002

1 Ecuación de cointegración: Converge después de arribar a 8 iteraciones

Coefficientes de cointegración restringidos (no todos los coeficientes pueden ser identificados)

IP	IU
-0.787877	2.224043

Coefficientes ajustados (error standard entre paréntesis)

D(IP)	0.263151 (-0.06869)
D(IU)	0 0

Fuente: Prueba de cointegración de Johansen, VAR de 8 rezagos considerando 2 rezagos en niveles. Imposición de la restricción $A(2,1)=0$. Salida del EViews 5.0