881201

UNIVERSIDAD ANAHUAC

ESCUELA DE ACTUARIA

CON ESTUDIOS INCORPORADOS A LA UNIVERSIDAD NACIONAL AUTONOMA DE MEXICO

FUNDAMENTACION DE LOS SUPUESTOS ECONOMETRICOS DEL MODELO DE MERCADO MEXICANO

TESIS

QUE PARA OBTENER EL TITULO DE:
ACTUARIO
PRESENTA

CARLOS MIGUEL MENDOZA VALENCIA

MEXICO, D. F. 1988

FUNDAMENTACION DE LOS SUPUESTOS ECONOMETRICOS DEL MODELO DE MERCADO ACCIONARIO MEXICANO

I N D I C E

INTRODUCCION

El proceso de inversión presenta diversas alternativas para su realización, en virtud de la amplia variedad de activos de capital disponibles, los cuales pueden ser muy diferentes por naturaleza. Así se tiene que el dinero puede utilizarse para comprar, desde acciones que coticen en la Bolsa Mexicana de Valores (BMV), hasta ganado que se venda en algún rancho ejidal. Sin embargo, aunque la naturaleza de los activos sea tan distinta, existe un objetivo común al invertir en cada uno de ellos, que es el de obtener una ganancia que signifique un rendimiento positivo sobre la inversión efectuada.

Desde luego, en un mundo de incertidumbre, este rendimiento positivo podría dejar de realizarse, o aún ser negativo en caso de pérdida. En atención a ésto, se puede definir "riesgo" como la posibilidad de que el rendimiento verdadero que se obtenga al adquirir un activo[1/] sea distinto, es decir, se desvíe del rendimiento que se esperaba obtener al haber invertido. En

---

[1/] Aunque la teoría manejada en este estudio se pueda aplicar en general a cualquier tipo de activo, se estudiará solamente el mercado accionario, por la aplicación más directa que, sobre este, se puede hacer de la teoría.

a medida que la probabilidad de que dicha desviación aumente, mayor será el riesgo de invertir en ese activo.[2/]

Los acontecimientos que dan lugar al riesgo pueden ser de diversa índole, dependiendo del activo de que se trate. La inversión en acciones de una empresa, que será el objeto de este estudio, conlleva varios riesgos que afectan los precios a los que se cotizan, entre los que se incluyen:[3/]

a) Riesgo de la empresa, que puede implicar la reducción en la capacidad de la misma para pagar dividendos al disminuir sus utilidades.

b) Riesgo del mercado, que se refiere a posibles variaciones del entorno macroeconómico que afectan sistemáticamente las expectativas que se tienen sobre el mercado accionario.

c) Riesgo político, que proviene de las repercusiones que un cambio en la política gubernamental pueda implicar para una empresa.

2/ J.C. Van Horne. "Finacial Management and Policy". 5a. edicion. Prentice Hall Inc., Englewood Cliffs. Nueva Jersey, 1980, p.33.

3/ J.B. Cohen, E.D. Zinbarg, A. Zeikel. "Investment Analysis and Portfolio Management". 3a. edición. Richard D. Irwin, Inc., Illinois, 1977 pags. 56-57.

Tanto el concepto de rendimiento como el de riesgo pueden entenderse y evaluarse cualitativamente. Sin embargo, ante la enorme variedad de opciones de inversión que actualmente existen, así como la similitud que muchas de estas opciones pueden tener entre sí, es evidente la necesidad de evaluar con mayor precisión las ventajas relativas que la inversión en un activo pueda tener sobre la inversión en otro, ventajas que son evaluadas mediante el rendimiento y riesgo que cada inversión presenta. De esta forma, la cuantificación de estos dos conceptos se ha establecido con el propósito de mejorar la selección de inversión en una acción o cartera de acciones que se quiera efectuar.

El rendimiento se mide mediante una tasa de crecimiento relativo del precio de una acción durante un período. El rendimiento de una cartera es el promedio ponderado de los rendimientos de las acciones que la componen y su rendimiento esperado será, a su vez, el promedio ponderado de los rendimientos esperados de esas mismas acciones.

Es pues evidente la importancia de estimar adecuadamente el rendimiento esperado y el riesgo, como elementos necesarios para el análisis de cartera, ya que las carteras eficientes generadas a partir del análisis de estos parámetros, dependerán de los datos estadísticos que las generan. Así pues, se dirigirá la atención hacia la fase del proceso del manejo de carteras que consiste en estimar los parametros mencionados.

La teoría moderna de cartera innova el tratamiento del riesgo en términos cuantitativos.

Esta teoría se fundamenta en la idea de que las carteras pueden elegirse sobre la base de su rendimiento esperado y su riesgo. Los supuestos sobre los cuales descansa esta teoría son:

a) Dadas dos carteras con el mismo riesgo, los inversionistas prefieren la de mayor rendimiento esperado.

b) Dadas dos carteras con el mismo rendimiento esperado, los inversionistas prefieren la de menor riesgo.

La importancia de estos supuestos se debe a que permiten reducir el número de carteras elegibles a un número manejable de alternativas.

Riesgo de un instrumento debe entenderse como la dispersión de la tasa de rendimiento del instrumento alrededor de su valor esperado. La variancia de las tasas de rendimiento puede ser una medida para dicha dispersión.

Dentro del contexto de análisis de cartera se debe además, medir el riesgo de una combinación de acciones, mediante la covarianza de todas las parejas, que de dichos instrumentos se consideran, ya que el inversionista tiene la opción de elegir combinaciones de acciones que le permitan diversificar su cartera. Entendiéndose diversificación como la combinación de instrumentos con rendimientos no correlacionados perfecta y positivamente.[4/]

Por lo tanto para llevar a cabo un análisis de cartera se requerirán los siguientes datos estadísticos para cada instrumento a ser considerado:

a) Rendimiento esperado $E(r_i)$.

b) Variancia del rendimiento Var (r_i).

c) Covariancia con todos los instrumentos restantes $Cov(r_i, r_j)$. $j \neq i$

Desde 1959 se han desarrollado diversos modelos para efectuar un análisis de cartera basándose en los datos mencionados. El primero fue el propuesto por H. Markowitz[5/] y permite determinar una cartera óptima de acuerdo a los supuestos ya mencionados de la Teoría Moderna de Cartera. Sin embargo, el proceso requerido, además de sofisticado y laborioso, implica el manejo del total de las covariancias antes mencionadas que, de tratar

4/ J. C. Francis, S.H. Archer. "Portfolio Analysis". 2a. edición. Prentice Hall Foundations of Financial Series. p.23

5/ Harry M. Markowitz. "Portfolio Selection". Nueva York, John Wiley 6 Sons, Inc., 1959 pags. 97-101.

se de un número grande de acciones a elegir, hace el modelo aún más complicado.

William F. Sharpe propuso posteriormente un modelo econométrico[6/] para el mismo fin. Este es un modelo sencillo de regresión lineal, entre cuyas ventajas está la posibilidad de formular el problema de análisis de cartera para manejar un número sustancialmente menor de variables que en el modelo de Markowitz.[7/] La ligera pérdida de precisión en que se incurre al simplificar el problema, es justificada ampliamente al considerar las ventajas que representa dicha simplificación. Esto se apreciará en el Cápitulo I.

El modelo de Sharpe, conocido también como "Modelo Diagonal", o como "Modelo del Mercado de un solo Indice", o simplemente "Modelo del Mercado", será el centro de discusión del presente estudio, en lo que se refiere a la fundamentación de sus supuestos econométricos para el caso del mercado accionario mexicano.

[6/] W.F. Sharpe. "A simplified model of Portfolio Analysis", Management Science", enero 1963, pags. 277-293

[7/] J. C. Francis. Obra citada, pags. 126 y siguientes.

CAPITULO I

EL MODELO Y SUS SUPUESTOS

1.1. Presentación del Modelo

Sharpe[1/] sugiere que el rendimiento de cualquier instrumento se relaciona con algún índice de actividad económica. Es decir, dichos rendimientos están correlacionados y responden en forma similar a los cambios en algún factor común subyacente, como pueden ser los cambios en el mercado. Además de la magnitud de esta respuesta, cualquier instrumento "per-se", proporciona un rendimiento adicional que es independiente del factor común. Simbólicamente lo anterior puede expresarse como:

$$r_{it} = \alpha_i + \beta_i r_{It} + \varepsilon_{it} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \text{(I.1)},$$

donde:

r_{it}: es la tasa de interés del instrumento i en el tiempo t.

r_{It}: es la tasa de cambio relativo de algún índice de actividad económica, o del mercado en este estudio, en el tiempo t.

1/ W.F. Sharpe. Obra citada, Sección IV.

ε_{it} : es el error estocástico en la regresión de mínimos cuadrados para el tiempo t.

α_i , β_i : parámetros de la regresión de mínimos cuadrados para el instrumento i.

Es claro que $\alpha_i + \varepsilon_{it}$ se refiere a la parte del rendimiento que es independiente del factor común, mientras que β_i es una constante que mida la sensibilidad del rendimiento a los cambios de dicho factor estimados a partir de r_I .

Gráficamente Sharpe sugiere una línea de regresión como la mostrada en la figura I.1.

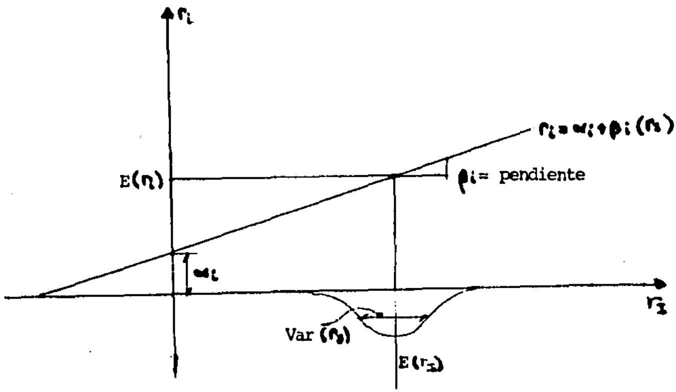


Fig. I.1.

El uso de este modelo conlleva simplificaciones muy importantes en el análisis de cartera. Por una parte, es posible estimar E (r_i), $Var(r_i)$ y $Cov(r_i, r_j)$ mediante las siguientes fórmulas:

$$E(r_i) = \alpha_i + \beta_i E(r_I) \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (I.2),$$

$$Var(r_i) = \beta_i^2 [Var(r_I)] + \sigma^2(r_i/r_I) \ldots\ldots (I.3),$$

$$Cov(r_i, r_I) = \beta_i \beta_j [Var(r_I)] \ldots\ldots\ldots (I.4),$$

donde $\sigma^2 (r_i/r_I) = E(\varepsilon_{it}^2)$ es la variancia residual de la regresión de mínimos cuadrados.

Por otro lado, y en consecuencia, el problema de análisis de cartera puede reformularse en términos de las variables del índice del mercado $E(r_I)$ y $Var(r_I)$.[2/]

Por lo hasta aquí expuesto, es digno de hacer énfasis en la importancia que tiene la verificación del modelo, así como la precisión con que se estimen los parámetros α_i y β_i de la regresión.

[2/] J. C. Francis, S.H. Archer. Obra citada, pags. 127 y siguientes.

1.2. Supuestos Econométricos del Modelo. Su Importancia.

Bajo ciertos supuestos, el método de mínimos cuadrados ordinarios (OLS), empleado en el modelo de Sharpe, tiene algunas propiedades estadísticas muy importantes que lo hacen uno de los métodos más prácticos de análisis de regresión en virtud de su ya referida simplicidad. Los supuestos son los siguientes:

1. El valor esperado condicional del error estocástico, dados los valores de la variable explicativa r_I es cero. Es decir: $E(\varepsilon_i / r_I) = 0$.

2. La variable explicativa r_I es, o bien no estocástica, o si lo es, se distribuye independientemente del error estocástico. Es decir: $Cov(r_I, \varepsilon_i) = 0$.

3. La variancia condiconal de ε_i dados los valores de la variable explicativa r_I es constante. Es decir: $Var(\varepsilon_i / r_I) = \sigma^2$

4. No existe autocorrelación entre los errores estocásticos. Es decir: $Cov(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{i\,t+s}) = 0$, para $s \neq 0$.

5. ε_i se distribuye en forma normal con media y variancia dada por los supuestos 1 y 3.

Por ser este último, adicional a los supuestos del método de mínimos cuadrados ordinarios, se está considerando de hecho, el modelo clásico de regresión lineal.

Con los supuestos anteriores, Gauss demostró que los estimadores de los parámetros de la regresión que se obtiene por el método de mínimos cuadrados, son "óptimos" en el sentido implicado por el teorema de Gauss Markov que justifica teóricamente el método de mínimos cuadrados.[3/]

Con el supuesto de normalidad se tiene además, que los estimadores (OLS) de los coeficientes de la regresión, se distribuyen normalmente.[4/]

De las características anteriores de los estimadores se desprende que es posible obtener invervalos de estimación, así como probar hipótesis sobre los verdaderos coeficientes poblacionales de la regresión.[5/]

De ahí que el considerar cuidadosamente los supuestos econométricos enunciados, así como el verificar si alguno de ellos no se satisface, es de suma importancia para una correcta aplicación del modelo de Sharpe en cualquier mercado de valores, en virtud de la importancia que la correcta especificación de los parámetros de la regresión tiene en la reformulación descrita por las ecuaciones (I.2),(I.3) y (I.4) del problema de análisis de cartera.

3/ Ver teorema en el Apendice I.1.

4/ D. Guajarti, "Basic Econometrics", Mc Graw Hill, p.72.

5/ Esto se debe a que se pueden derivar las distribuciones de probabilidad de (normal), normal) y (ji cuadrada), lo cual simplifica la tarea de establecer invervâlos de confianza y probar hipótesis. Ver D. Guajarti. Obra citada pags. 79 y siguientes.

1.3. Resultados de Investigación Afines

El modelo de Sharpe se encuentra ampliamente aplicado a información de precios de acciones en E.U.A., Europa, Australia y Canadá. Ha sido probado con diferentes métodos, en lo que concierne al supuesto de homoscedasticidad.

Para el mercado norteamericano,[6/] se utilizaron los precios de las acciones de 47 firmas en el período de enero de 1927 a diciembre de 1959, se examinó gráficamente la distribución de los cuadros de los términos residuales de la regresión, es decir $(r_{it} - \hat{r}_{it})^2$ (donde $\hat{r}_{it}$ es el valor estimado en la regresión) para determinar si su variancia parecía cambiar a lo largo del período. Se concluyó que, en general, se podía suponer homoscedasticidad en base a la inspección visual.

Por otra parte, Martin y Klemkosky[7/] hicieron pruebas, tanto paramétricas como no paramétricas, sobre cambios de precios mensuales en una muestra de 355 acciones comunes cotizadas en Nueva York, a lo largo de 112 meses, de abril de 1964 a julio de 1973, concluyendo que menos del 15 porciento de las acciones presentaban alguna evidencia de heteroscedasticidad.

6/ Eugene Fama, Lawrence Fisher and Richard Roll. "The Adjustment of Stock Prices to New Information", International Economic Review, 10, febrero 1969 pags. 1-21.

7/ John D. Martin and Robert C. Klemkosky, "Evidence of Heteroscedasticity in the Market Model", Journal of Business, 48, enero 1975, pags 81-86.

Sin embargo, para el mercado australiano[8/] se encontró evidencia significativa de heteroscedasticidad en 37 acciones de los mercados de Melbourne y Sidney. Resultado similar se observó en el mercado canadiense,[9/] donde aleatoriamente se escogió una muestra de 45 acciones del mercado de Toronto, considerando rendimientos bisemanales durante 48 meses de enero de 1971 a diciembre de 1974, y llevando a cabo las mismas pruebas conducidas por Martin y Klemkosky.

I.4. Descripción General del Estudio

Dada la importancia de verificar la satisfacción de los supuestos econométricos enumerados en la Sección (I.2), para una existosa aplicación del modelo del mercado y tomando en cuenta además los resultados contradictorios mencionados en la Sección anterior, el presente estudio pretende determinar si los supuestos referidos son fundamentados en el mercado accionario mexicano.

8/ Peter D. Praetz. "Australian Share Prices and the Random Walk Hypothesis", Australian Journal of Statistics, 11, 1969 pags. 123-139.
------. "The Distribution of Share Price Changes". Journal of Business, 45, enero 1972 pags. 49-55

9/ Chapman N. Findlay III and Alain A. Danan. "A Free Lunch on the Toronto Stock Exchange". Journal of Business Administration, Vol. 6, No. 2, primavera 1975 pags. 31-40

Ahmed Belkaoui. "Canadian Evidence of Heteroscedasticity in the Market Model. The Journal of Finance. Septiembre 1977 pags. 1320 y siguientes.

En el Capítulo II se describirá el proceso llevado a cabo para estimar los rendimientos que se utilizarán para efectuar las regresiones. En este proceso se elige, en primer lugar, un grupo de acciones que cotizan en la Bolsa Mexicana de Valores (BMV), se determina tanto la longitud del período de observación, como el distanciamiento adecuado entre las observaciones. Las fórmulas empleadas para ajustar los precios y dividendos de dichas acciones a lo largo del período, son descritas en el Apéndice, y la del cálculo de rendimientos se define también en esta Sección.

A continuación, en el Capítulo III, se discute la relevancia de elegir un adecuado índice del mercado, que sirva como base para determinar la variable explicativa del modelo; se detallarán las características así como la construcción de los índices propuestos, y por último se efectuarán pruebas para medir el desempeño de dichos índices, y poder así elegir el más adecuado.

En el Capítulo IV se detalla, para cada violación de los supuestos básicos del modelo, su naturaleza y consecuencias específicas, así como se describen y llevan a cabo las pruebas para detectar dichas violaciones. En caso de que dicha detección resultara positiva, es decir, que se violara algún supuesto, se procederá a mencionar las medidas de solución a las que hubiera lugar.

Por último, el Capítulo V contiene las conclusiones del estudio, así como las observaciones concernientes a posibles caminos de investigación posterior.

CAPITULO II

DESCRIPCION DE LA MUESTRA

II.1. Longitud del Período entre las Observaciones

Para que las pruebas de significancia que se realizarán en los Capítulos III y IV sean apropiadas, es necesario disponer de un número de observaciones grande, lo cual se logra mediante la combinación de un período relativamente largo, con un lapso adecuado entre cada observación, el cual se discutirá más adelante.

Considerando que este estudio puede servir de base a estudios posteriores sobre estabilidad de los coeficientes "beta" (β) del modelo del mercado, es recomendable, además de contemplar un período relativamente largo, comprender fases en que el mercado hubiera estado en auge, así como cuando se hubiera encontrado abatido.

Por lo anterior se consideró que resultaría conveniente considerar los años 1978 a 1981, dado que en los dos primeros el mercado estuvo en apogeo, decayendo en los dos últimos. El año de 1982 no se incluyó en virtud de las irregularidades que se han manifestado en la economía mexicana desde entonces, y que han afectado en forma directa al mercado accionario, como han sido: la nacionalización de la Banca; el cierre de operaciones en la BMV por algunos días; devaluaciones del peso mexicano frente a otras divisas, que hicieron crítica la posición financiera de numerosas emisoras y con esto propiciaron la paralización virtual del mercado accionario; etcétera.

Se deseaba además, que entre los índices sujetos a prueba en el Capítulo III, cuyos rendimientos serían utilizados como variable explicativa del modelo, que figurara el índice de la BMV, por razones que se detallarán en dicho Capítulo. Este índice se encuentra calculado desde el primero de noviembre de 1978, por lo que fijó esta fecha como la inicial para el período de observaciones, así como el 31 de diciembre de 1981 como la fecha final.

El considerar dicha fecha como inicial, traía consigo el sacrificar observaciones anteriores del año 1978. Sin embargo, se tiene la ventaja de incluir emisoras importantes que ingresaron a la BMV a mediados del mismo año y con esto enriquecer la muestra de acciones, sin dejar por ello de considerar las dos fases del mercado, alza y baja, mencionadas anteriormente.

II.2. Periodicidad de las Observaciones

Como se mencionó en la sección anterior, la combinación de la longitud del período de observaciones con su frecuencia, redundaría en un número adecuado de observaciones.

En la literatura concerniente a investigaciones afines se encuentran tanto observaciones mensuales cuando los períodos de observación son muy grandes[1/], como bisemanales para períodos más cortos, digamos de cuatro años[2/], dando como resultado en ambos casos un número aproximado de cien observaciones.

En el presente estudio el período a considerar, noviembre de 1978 a diciembre de 1981, es de tres año dos meses que, de considerar períodos mensuales,es decir, intervalos de cuatro semanas, implicaría contar con sólo 41 observaciones, que es un número relativamente pequeño para efectuar pruebas de hipótesis. Considerar períodos bisemanales significaría tratar con 82 observaciones, que se aproxima al número de acciones utilizado en los estudios referidos. Se puede tomar en cuenta también, una periodicidad semanal, es decir 165 observaciones, siendo estos

---

1/ Martin y Klemkosky. Obra citada.

2/ Ahmed Belkaoui. Obra citada.

dos últimos, números adecuados para las pruebas a efectuarse, como se observará en el Capítulo IV.

Para elegir la periodicidad y con ello el número de observaciones, habrán de atenderse las siguientes consideraciones relevantes sobre la posibilidad de encontrar que la distribución de probabilidad de los rendimientos de las acciones sea asimétrica.

Evidencia empírica sugiere fuertemente que las tasas de rendimiento de un período, compuestas discretamente, se asocian con distribuciones de probabilidad con cierto grado de asimetría ("skewness"). Esto se aprecia fácilmente si se toma en cuenta que dichas tasas nunca llegarán a ser inferiores a -100.0%, es decir, si r_t representa a la tasa de rendimiento en el tiempo t, p_t el precio de la acción en t y d_t el dividendo otorgado, se tendrá que:

$$r \doteq \frac{(p_{t+1} - p_t) + d}{p_t} - 1.0 = -100.0\% \quad , \quad (II.1)$$

en otras palabras, no se puede perder más de lo que se invirtió. Sin embargo, las ganancias sí pueden llegar a exceder el +100.0% y esto inclina la frecuencia de la distribución en forma positiva. Ver figura II.1.

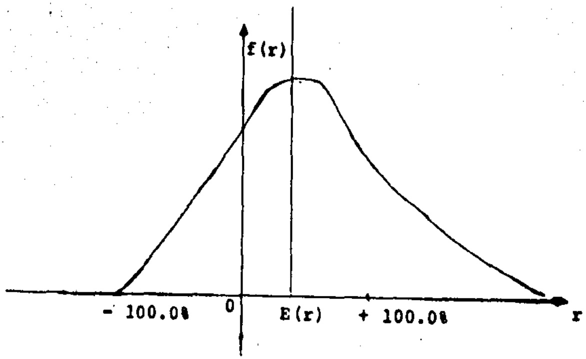


Fig. II.1.

En las tablas II.1 se muestran las distribuciones muestrales para los rendimientos calculados sobre una base semanal (a) y bisemanal (b). Se observa para la mayoría de las acciones escogidas una concentración mayor de observaciones hacia la parte derecha de la distribución, reflejándose el fenómeno de asimetría antes descrito. Esta asimetría positiva puede apreciarse también en la columna correspondiente de las tablas II.2

La teoría de cartera, así como la regresión de mínimos cuadrados ordinarios (OLS), consideran solamente los dos primeros momentos estadísticos, media y variancia, sin tomar en cuenta el

TABLA II.1.a.

ASIMETRIA

DISTRIBUCION MUESTRAL DE LOS RENDIMIENTOS EN PERIODOS DE 2 SEMANAS

	TOTAL DE OBSERVACIONES	NUMERO DE OBSERVACIONES EN LOS INTERVALOS : 1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
AAALFA B	82.	0.	0.	0.	1.	2.	8.	15.	17.	14.	9.	8.	3.	3.	0.	0.	0.
AURRERA A	82.	0.	0.	0.	3.	3.	2.	14.	21.	14.	12.	5.	5.	0.	1.	0.	0.
CELANES BA	82.	0.	0.	1.	1.	4.	1.	17.	14.	18.	14.	7.	1.	1.	1.	0.	0.
CERMOC	82.	0.	0.	0.	0.	2.	8.	15.	21.	16.	8.	8.	1.	2.	0.	1.	0.
DESC BB	82.	0.	0.	0.	2.	3.	4.	7.	29.	22.	9.	3.	0.	1.	1.	1.	0.
FRISCO BA	82.	0.	0.	0.	1.	0.	4.	19.	24.	18.	10.	1.	3.	0.	1.	1.	0.
GISSA B	82.	0.	0.	0.	2.	3.	4.	12.	24.	13.	10.	4.	2.	3.	0.	0.	0.
GMEXICO BA	82.	0.	0.	1.	0.	0.	2.	12.	34.	17.	10.	2.	0.	0.	0.	1.	1.
KIMBER A	82.	0.	0.	0.	3.	0.	8.	15.	20.	13.	10.	5.	7.	1.	0.	0.	0.
LIVEPOL	82.	0.	0.	0.	2.	1.	9.	13.	15.	18.	15.	8.	1.	0.	0.	1.	0.
LUISMIN BA	82.	0.	0.	0.	2.	1.	7.	17.	17.	20.	8.	5.	2.	2.	1.	0.	0.
MODERNA BA	82.	0.	0.	0.	0.	3.	10.	14.	18.	17.	6.	6.	2.	6.	0.	0.	0.
PURINA BA	82.	0.	0.	0.	1.	0.	9.	21.	12.	17.	12.	4.	1.	4.	1.	0.	0.
SPICER BA	82.	0.	0.	0.	3.	1.	3.	10.	20.	21.	3.	4.	2.	5.	0.	0.	0.
TAMSA	82.	0.	0.	1.	0.	3.	5.	13.	23.	16.	9.	6.	3.	3.	0.	0.	0.
TELMEX	82.	0.	0.	1.	1.	3.	7.	7.	20.	21.	17.	2.	0.	3.	0.	0.	0.
TOLMEX BA	82.	0.	0.	1.	1.	2.	4.	13.	19.	17.	12.	7.	2.	1.	1.	0.	0.
TREMEC BA	82.	0.	0.	0.	1.	2.	12.	14.	10.	21.	10.	5.	3.	4.	0.	0.	0.
VITREAL	82.	0.	0.	0.	0.	4.	7.	12.	16.	14.	11.	4.	7.	2.	0.	0.	0.
VISA	82.	0.	0.	0.	2.	0.	8.	13.	20.	21.	5.	7.	4.	0.	2.	0.	0.
PENOLES BA	82.	0.	0.	0.	2.	2.	5.	14.	21.	19.	6.	6.	3.	4.	0.	0.	0.
VITRO AA	82.	0.	0.	0.	1.	3.	8.	10.	24.	18.	10.	1.	4.	1.	2.	0.	0.
CRISOBA A	82.	0.	0.	0.	0.	3.	8.	16.	14.	13.	13.	5.	4.	3.	0.	0.	0.
LATON BA	82.	0.	0.	0.	2.	2.	4.	14.	18.	17.	13.	5.	2.	2.	1.	0.	0.
CARDINE BA	82.	0.	0.	0.	1.	2.	3.	11.	33.	13.	11.	4.	2.	1.	0.	0.	1.
SANBORN	82.	0.	1.	0.	0.	1.	4.	11.	32.	17.	10.	3.	1.	1.	0.	0.	1.
ACCO	82.	0.	0.	0.	2.	1.	2.	10.	41.	14.	4.	1.	4.	0.	0.	2.	0.
MORESA A	82.	0.	0.	1.	2.	3.	3.	12.	19.	20.	10.	7.	1.	4.	0.	0.	0.
CEMEX A	82.	0.	0.	1.	0.	0.	2.	16.	33.	17.	3.	4.	4.	0.	0.	2.	0.
APASCO A	82.	0.	0.	0.	1.	0.	8.	8.	35.	18.	5.	4.	0.	2.	1.	0.	1.
VIANA B	82.	0.	0.	0.	1.	2.	4.	14.	21.	21.	7.	2.	4.	3.	1.	0.	0.
METALVER B	82.	0.	0.	0.	3.	1.	5.	9.	34.	11.	5.	9.	1.	1.	0.	1.	0.
COMMEX BA	82.	0.	0.	0.	0.	0.	0.	10.	45.	21.	4.	1.	0.	0.	0.	0.	1.
CYDSA A	82.	0.	0.	0.	2.	2.	4.	14.	21.	18.	12.	3.	3.	3.	0.	0.	0.
FUNDORA	82.	0.	0.	0.	1.	2.	4.	21.	21.	14.	8.	6.	2.	1.	2.	0.	0.
MACOMBE BA	82.	0.	0.	1.	0.	3.	7.	12.	14.	20.	13.	10.	0.	1.	1.	0.	0.
PURITAN	82.	0.	0.	0.	1.	2.	6.	15.	23.	15.	7.	6.	3.	4.	0.	0.	0.
PARIS	82.	0.	0.	0.	3.	2.	5.	9.	24.	17.	7.	10.	2.	3.	0.	0.	0.
FO[illegible]	82.	0.	0.	1.	0.	0.	1.	7.	38.	18.	4.	0.	1.	1.	0.	0.	1.
ERICSSON	82.	0.	0.	0.	2.	2.	3.	18.	24.	14.	12.	2.	1.	5.	0.	0.	0.
NUMERO TEORICO DE OBSERVACIONES		0.	0.	0.	2.	4.	7.	12.	16.	16.	12.	7.	4.	2.	0.	0.	0.
NUMERO PROMEDIO DE OBSERVACIONES		0.	0.	0.	1.	2.	5.	13.	24.	17.	9.	5.	2.	2.	0.	0.	0.
DIFERENCIA		0.	-0.	-0.	1.	2.	2.	-1.	-8.	-2.	3.	3.	1.	-0.	-0.	-0.	-0.

TABLA II.1.b.

TABLA 2

ESTADISTICOS DE LAS DISTRIBUCIONES MUESTRALES

	RENDIMIENTO MAXIMO	RENDIMIENTO MINIMO	RANGO DE STUDENT	MEDIA	DESVIACION STANDAR	ASIMETRIA	CURTOSIS (SOBRE 3)	ESTADISTICO DE NORMALIDAD
AAALFA B	0,2757	-0,2029	5,0213	-,0077	0,0951	0,4960	0,0507	1,7200
AURRERA A	0,2381	-0,1759	4,0388	0,0131	[illegible]	0,0937	1,0510	2,0203
CELANES BA	0,3131	-0,2401	6,8034	0,0037	0,0853	0,2095	2,2058	5,4637
CIHRUC	0,5338	-0,2069	4,7955	0,0019	0,1078	1,4751	5,5369	4,1261
DESC BB	0,3653	-0,1652	6,9295	0,0042	0,0765	1,6035	3,9174	21,6700
FRISCO BA	0,7808	-0,3553	2,3129	0,0101	0,1354	2,0411	7,0095	14,4753
GISSA B	0,2130	-0,2033	5,2016	0,0054	0,0802	0,2572	0,4073	7,3011
GMEXICO BA	1,0992	-0,6309	8,6757	0,0187	0,1994	2,7243	15,0235	35,5430
KIMBER A	0,2000	-0,1712	4,0196	0,0085	0,0770	0,1046	-0,0534	1,6013
LIVEPOL	0,4241	-0,2308	2,2497	0,0011	0,0901	0,8955	5,1209	1,2303
LOCEMIN BA	0,3978	-0,2545	5,6341	0,0216	0,1152	0,7655	1,6896	4,5798
MODERNA BA	0,5344	-0,1803	4,8702	-,0021	0,0906	0,5171	-0,0161	5,0880
PONDRA BA	0,3302	-0,2174	5,1344	0,0074	0,1082	0,0560	0,7241	9,3762
SPICER BA	0,2466	-0,1827	8,4743	0,0118	0,0788	0,6720	3,0315	26,9708
TAMSA	0,1473	-0,4075	[illegible]	0,0149	[illegible]	0,0108	1,5149	5,5835
TELMEX	0,2101	-0,2319	4,2488	0,0007	0,0708	-0,0690	2,0001	11,3714
TOLMEX BA	0,3379	-0,3063	4,7211	0,0209	[illegible]	-0,0190	1,9645	1,2949
TREMEC BA	0,2115	-0,2034	4,4130	-,0001	[illegible]	0,2790	-0,2974	0,1544
VIAREAL	0,3070	-0,5003	4,2453	0,0050	[illegible]	0,3619	-0,4794	9,0593
VIDA	0,3600	-0,3400	4,9903	-,0014	[illegible]	0,5700	1,0114	7,9649
PENOLES BA	0,3242	-0,3198	5,2495	0,0148	0,1227	0,2890	0,3019	7,1960
VITRO AA	0,3636	-0,2023	[illegible]	0,0022	0,1091	1,0201	3,7298	14,4770
CHIHUHA A	0,2709	-0,1009	[illegible]	0,0138	0,1024	0,4663	0,0143	2,4990
EATON BA	0,4192	-0,2613	[illegible]	0,0240	0,1109	0,4670	1,6144	1,9726
CARBIDE BA	0,4480	-0,2814	7,7854	0,0078	0,1194	1,9774	9,2529	24,5810
SANBORN	0,7403	-0,5262	[illegible]	0,0170	0,1317	1,3374	15,1441	22,3941
APCO	0,4480	-0,2579	[illegible]	0,0042	0,0981	1,0239	0,1490	57,4156
MORESA A	0,2071	-0,4118	[illegible]	0,0040	0,1239	-0,2723	1,0760	5,1307
CEMEX A	0,6102	-0,3959	7,4453	0,0315	0,1327	1,7341	3,3900	33,7410
APASCO A	1,0467	-0,4681	7,8447	0,0392	0,1701	2,2110	9,0000	33,1008
DIONA B	0,4082	-0,3185	[illegible]	-,0019	0,1197	0,7247	1,4483	10,6035
METALVER B	0,5469	-0,2667	[illegible]	0,0079	0,1181	1,3000	5,7904	34,5057
COMIMEX BA	1,6714	-0,1583	9,1521	0,0347	0,1999	6,9471	54,7053	76,0500
CYDSA A	0,2953	-0,2037	5,7484	0,0044	0,1008	0,1117	1,4550	4,8747
FUNDORA	0,4081	-0,3433	4,3191	0,0038	[illegible]	1,5307	3,9176	11,8407
NACOBRE BA	0,3151	-0,2095	4,7171	0,0098	0,0980	0,0692	1,9232	2,4142
PURITAN	0,2934	-0,5405	5,4493	0,0070	0,0959	0,4492	0,6400	7,0408
KARIS	0,2160	-0,2727	5,1467	0,0094	0,0950	-0,2761	0,7134	9,4498
FUNSAM	1,1493	-0,5074	10,3210	0,0158	0,1592	4,2106	31,6005	63,3034
ERICSON	0,3333	-0,2907	5,3391	-,0024	0,1127	0,6024	1,5316	14,5506
						1,0158		

TABLA II.2.a.

ASIMETRIA

DISTRIBUCION MUESTRAL DE LOS RENDIMIENTOS EN PERIODOS DE 1 SEMANAS

	TOTAL DE OBSERVACIONES	NUMERO DE OBSERVACIONES EN LOS INTERVALOS 1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
AAALFA B	165.	0.	0.	0.	3.	6.	12.	28.	34.	42.	15.	16.	5.	3.	0.	1.	0.
AURRERA A	165.	0.	0.	0.	4.	7.	12.	26.	41.	27.	22.	20.	8.	2.	1.	0.	0.
CELANES SA	165.	0.	1.	0.	1.	5.	11.	20.	41.	34.	25.	15.	5.	4.	0.	0.	0.
CERMOC	165.	0.	0.	0.	3.	7.	8.	26.	37.	40.	17.	13.	4.	2.	1.	0.	1.
DESC SB	165.	0.	0.	0.	4.	5.	10.	21.	43.	37.	19.	9.	2.	1.	0.	1.	1.
FRISCO SA	165.	1.	0.	0.	1.	3.	11.	22.	40.	51.	19.	8.	2.	3.	0.	2.	0.
GISSA B	165.	0.	0.	0.	8.	3.	13.	17.	43.	36.	15.	10.	2.	4.	0.	0.	1.
GMEXICO SA	165.	1.	0.	0.	1.	3.	4.	13.	44.	51.	19.	[illegible]	2.	1.	0.	1.	1.
KIMBER A	165.	1.	0.	1.	2.	3.	9.	18.	51.	43.	19.	12.	1.	4.	0.	1.	0.
LIVEPOL	165.	0.	1.	0.	4.	3.	2.	20.	42.	36.	26.	11.	4.	1.	1.	1.	0.
LUISMIN SA	165.	0.	1.	0.	3.	3.	12.	25.	41.	38.	23.	13.	3.	1.	3.	0.	1.
MODERNA SA	165.	0.	0.	0.	3.	8.	12.	23.	41.	30.	21.	14.	7.	4.	0.	0.	0.
PURINA SA	165.	0.	0.	0.	5.	4.	13.	29.	44.	34.	19.	19.	3.	4.	1.	0.	0.
SPICER SA	165.	0.	1.	0.	4.	7.	3.	30.	42.	38.	19.	8.	7.	5.	1.	1.	0.
TAMSA	165.	1.	1.	0.	2.	2.	10.	33.	42.	38.	19.	8.	7.	5.	1.	1.	0.
TELMEX	165.	0.	0.	0.	2.	3.	7.	23.	42.	43.	14.	10.	6.	4.	0.	0.	1.
TOLMEX SA	165.	0.	1.	1.	3.	3.	10.	20.	48.	35.	24.	10.	6.	3.	1.	0.	0.
TREMEC SA	165.	1.	0.	0.	1.	9.	11.	27.	32.	38.	28.	11.	4.	2.	0.	1.	0.
[illegible]	165.	0.	0.	0.	1.	7.	2.	24.	32.	48.	35.	13.	9.	4.	1.	0.	0.
VISA	165.	0.	0.	1.	3.	6.	6.	24.	45.	43.	18.	5.	9.	3.	2.	0.	0.
FENOLES SA	165.	0.	0.	0.	4.	3.	14.	21.	41.	45.	15.	6.	6.	7.	0.	1.	0.
VITRO AA	165.	0.	2.	0.	2.	5.	8.	20.	40.	52.	25.	4.	3.	2.	1.	1.	0.
CRISOBA A	165.	1.	1.	0.	1.	5.	2.	22.	32.	47.	23.	8.	6.	1.	0.	1.	0.
EATON SA	165.	0.	1.	1.	1.	1.	12.	22.	40.	43.	19.	10.	3.	2.	0.	2.	0.
CARBIDE SA	165.	0.	1.	1.	1.	8.	4.	21.	43.	38.	11.	9.	5.	5.	0.	1.	0.
SANBORN	165.	1.	0.	0.	1.	6.	1.	12.	57.	50.	20.	7.	2.	0.	0.	2.	1.
ACCO	165.	0.	1.	0.	3.	5.	3.	18.	51.	40.	18.	4.	2.	4.	1.	3.	0.
NOREGA A	165.	1.	0.	1.	3.	5.	7.	23.	43.	40.	30.	9.	2.	2.	2.	0.	0.
CEMEX A	165.	1.	0.	1.	0.	0.	4.	13.	53.	33.	10.	4.	2.	1.	0.	2.	1.
APASCO A	165.	1.	0.	0.	1.	4.	4.	18.	41.	40.	19.	7.	2.	1.	0.	2.	1.
[illegible]	165.	0.	1.	1.	1.	2.	8.	17.	32.	39.	27.	11.	8.	1.	0.	1.	0.
METALVER B	165.	0.	1.	3.	1.	4.	8.	14.	38.	38.	12.	4.	2.	4.	0.	0.	0.
COBUMEX SA	165.	0.	0.	0.	1.	1.	4.	20.	71.	41.	19.	4.	2.	1.	0.	0.	1.
CYDSA A	165.	0.	0.	1.	2.	1.	2.	18.	52.	33.	23.	10.	0.	1.	1.	0.	0.
[illegible]	165.	0.	0.	1.	1.	2.	12.	18.	38.	32.	23.	8.	2.	7.	1.	0.	0.
NACOBRE SA	165.	0.	1.	2.	1.	3.	8.	28.	48.	28.	25.	13.	5.	2.	0.	1.	0.
PURITAN	165.	0.	0.	0.	3.	3.	14.	21.	38.	31.	18.	9.	5.	4.	0.	0.	1.
[illegible]	165.	0.	0.	1.	4.	2.	8.	30.	38.	33.	17.	4.	5.	3.	2.	0.	1.
[illegible]	165.	1.	0.	0.	1.	1.	1.	33.	72.	38.	12.	3.	0.	3.	0.	0.	0.
ERICSON	165.	0.	0.	1.	4.	3.	7.	33.	43.	66.	16.	11.	3.	4.	0.	2.	0.
NUMERO TEORICO DE OBSERVACIONES		0.	0.	0.	4.	7.	15.	28.	31.	31.	25.	15.	7.	4.	0.	0.	0.
NUMERO PROMEDIO DE OBSERVACIONES		0.	0.	0.	2.	4.	8.	22.	52.	38.	20.	9.	4.	3.	1.	1.	0.
DIFERENCIA		-0.	-0.	-0.	1.	3.	7.	3.	-21.	-7.	5.	6.	3.	1.	-0.	-1.	-0.

TABLA II.2.b.

TABLA 2

ESTADISTICOS DE LAS DISTRIBUCIONES MUESTRALES

	RENDIMIENTO MAXIMO	RENDIMIENTO MINIMO	RANGO DE STUDENT	MEDIA	DESVIACION STANDAR	ASIMETRIA	KURTOSIS (MENOS 3)	ESTADISTICO DE NORMALIDAD
ALFA B	0.3200	-0.2141	7.3878	-.0065	0.0724	[illegible]	[illegible]	9.5697
AURRERA A	0.1744	-0.1283	4.1180	0.0043	[illegible]	-0.016[illegible]	0.4667	9.2940
CELANES BA	0.1768	-0.3014	[illegible]	-.0017	[illegible]	-0.340[illegible]	[illegible]	6.9409
ECOMUC	0.4748	-0.2231	[illegible]	-.0003	[illegible]	1.1035	6.0602	15.2408
DESC BB	0.3214	-0.1495	9.4273	0.0002	0.0502	1.6971	11.9060	54.3005
FRISCO BA	0.5232	-0.5703	[illegible]	-.0008	[illegible]	0.4066	7.5444	[illegible]
GISSA B	0.3146	-0.1520	7.9495	0.0029	[illegible]	0.0457	[illegible]	37.0074
GMEXICO BA	0.8252	-0.9865	13.1962	-.0002	0.1373	-0.4066	[illegible]	82.7559
KIMBER A	0.2797	-0.3595	9.0688	0.0021	[illegible]	-0.5[illegible]	[illegible]	30.4277
LIVERPOL	0.3176	-0.2975	[illegible]	0.0009	[illegible]	0.2690	4.5104	14.4050
LUISMIN BA	0.3708	-0.3100	[illegible]	0.0080	[illegible]	0.92[illegible]	4.7615	9.7743
MODERNA BA	0.2036	-0.1997	[illegible]	-.0011	[illegible]	0.15[illegible]	0.1970	4.4030
PURINA BA	0.2412	-0.2231	5.9509	0.0016	0.0779	0.1071	[illegible]	14.0789
SPICER BA	0.2669	-0.2344	[illegible]	0.0039	[illegible]	0.414[illegible]	[illegible]	49.2019
TAMSA	0.4760	-0.3035	[illegible]	0.0003	[illegible]	-0.6[illegible]	[illegible]	34.7846
TELMEX	0.2113	-0.0996	7.8175	0.0030	0.0414	0.73[illegible]	[illegible]	19.1477
TOLMEX BA	0.2421	-0.3196	8.0967	0.0040	0.0497	-0.627[illegible]	3.8959	16.1319
TREMEC BA	0.3782	-0.4780	10.5417	-.0011	[illegible]	-0.511[illegible]	[illegible]	8.1800
VIDRIEAL	0.2800	-0.2379	[illegible]	-.0006	[illegible]	0.21[illegible]	[illegible]	10.5575
VISA	0.2012	-0.2519	6.7319	-.0033	[illegible]	0.380[illegible]	1.0076	21.0101
PENOLES BA	0.3430	-0.1937	6.4972	0.0047	0.0827	0.71[illegible]	1.9[illegible]	21.5543
VITRO AA	0.3661	-0.3093	8.5570	-.0008	0.0790	-0.1215	7.0037	42.2539
CLISOBA A	0.4143	-0.5450	10.4024	-.0014	[illegible]	-0.986[illegible]	16.4102	21.1779
EATON BA	0.4117	-0.3767	9.3463	0.0076	[illegible]	0.31[illegible]	6.9611	24.7444
CARBIDE BA	0.3163	-0.3494	8.7031	0.0036	0.0765	-0.0439	5.1[illegible]	53.1759
SANBORN	0.6398	-0.7407	13.0070	0.0054	0.1000	-1.1395	27.1510	59.0784
[illegible]	0.2819	-0.2708	9.5603	0.0018	[illegible]	0.9437	9.7556	149.9740
MORESA A	0.2921	-0.8306	9.2119	-.0003	[illegible]	-1.0460	0.0566	22.2503
CEMEX A	0.6097	-0.6993	12.5624	0.0120	0.1104	0.4000	21.2309	162.2327
APASCO A	0.6998	-0.7366	12.4897	0.0112	[illegible]	-0.4001	17.2254	44.6037
DINA B	0.3063	-0.3030	[illegible]	-.0046	[illegible]	-0.7381	3.5414	13.6671
METALVER B	0.4141	-0.3422	[illegible]	0.0010	[illegible]	-0.0352	7.0502	105.1424
CONDUMEX BA	1.0570	-0.2801	12.9911	0.0114	0.1029	6.4257	61.1104	80.3652
CYDSA A	0.2406	-0.3054	7.0086	0.0008	0.0770	-0.3871	3.4417	36.6417
FUNDRNA	0.3403	-0.3760	7.1803	-.0063	[illegible]	0.4200	3.1554	16.7811
NACOBRE BA	0.3010	-0.2896	8.1048	0.0019	0.0734	-0.3365	4.0472	16.3026
PURITAN	0.3207	-0.1850	8.1963	0.0023	0.0428	1.0530	4.6007	27.2161
PARIS	0.2966	-0.2776	7.3218	0.0027	0.0763	0.3071	1.6100	34.9407
LORENA	0.7369	-0.7370	15.3118	0.0054	[illegible]	0.0504	40.4652	126.0429
ERICSON	0.4839	-0.3412	8.3743	-.0033	[illegible]	0.0766	5.3712	29.3412
						1.5027		

tercero, es decir, el grado de asimetría al que se hace referencia. Esto trae como consecuencia que dicha asimetría cause sesgos que demeritan el valor de la teoría de cartera y de los estadísticos de regresión OLS, ya que el modelo que considera dos momentos podría pues ser inadecuado.[3/]

Sin embargo, el grado de asimetría puede reducirse si se elige adecuadamente la frecuencia de observaciones a utilizarse. Observando las tablas II.I y II.2, puede apreciarse que el fenómeno de asimetría es de menor magnitud para períodos bisemanales en la mayoría de las acciones (28 de 40), con un promedio de 1.0158, al compararse contra períodos semanales cuyo promedio es 1.5027. Por tal motivo se juzgó que el considerar períodos bisemanales era conveniente para reducir el problema citado.

Además, si se hiciera más pequeño el tamaño del período por ejemplo de un día, podría traer consigo el propiciar una marcada autocorrelación en los rendimientos, lo cual significaría reforzar la posibilidad de una violación del supuesto de no autocorrelación mencionado en el Capítulo I.

Aunque el problema de asimetría puede ser reducido mediante la elección de una frecuencia adecuada de observaciones, al

---

[3/] J.C. Francis, S.H. Archer. Obra citada, pags. 361 y siguientes.

final del Capítulo se volverá a discutir el tema, así como una medida para reducir aún más e inclusive llegar a eliminar dicho fenómeno de muchas distribuciones de probabilidades.

II.3. Selección del Grupo de Acciones

Al parecer, este aspecto de la muestra, se encuentra también indefinido, en cuanto a la cantidad de emisoras que deben figurar en la muestra, así como las cualidades que justifiquen su inclusión. Sin embargo, es razonable que una muestra muy amplia de emisoras traerá como consecuencia, una mayor significancia de las pruebas. Así se observa por ejemplo, que en el estudio hecho por Martin y Klemkosky, que ya se ha mencionado, se cuenta con una muestra de 355 acciones. Por otra parte, en el estudio realizado por Belkaoui para el mercado canadiense, se incluyeron en la muestra a 45 acciones elegidas aleatoriamente.

Aunque lo más conveniente sea incluir el mayor número de emisoras posible, abarcando la totalidad de los sectores de la economía, habría que tomar en cuenta ciertas consideraciones que restringen fuertemente el universo de emisoras a elegir. Si por otro lado se lograra justificar el reducir la muestra, se tendría la alternativa de elegir una muestra pequeña, pero adecuada para los fines que se persiguen en este estudio.

Las restricciones que reducen el universo de selección son, básicamente, las siguientes:

Se encuentra que en los años 1978 y 1979 un número creciente de empresas se inscribieron en la BMV. Algunas de dichas emisoras llegaron a destacar rápidamente por su gran actividad bursátil. No obstante el haber elegido un período que inicia en noviembre de 1978, descarta la posibilidad de incluir empresas de inscripción posterior.

Se tiene además, que otras emisoras que podían figurar en la muestra presentan una actividad bursátil casi nula, reflejada en los largos períodos en que no se operaron, a veces mayores a un año, así como precios inalterados a pesar de las tendencias del mercado, por lo que su aportación al estudio resultaría nula.

Se presentan también acontecimientos como la nacionalización de la Banca y la estatización de algunas empresas como Mexicana de Aviación, que al impedir la participación del público en las emisoras afectadas, paralizaban su actividad bursátil, al menos durante algún tiempo. Aunque la mayoría de estos hechos ocurrieron en el año de 1982, que no se considera en el estudio, entre las emisoras afectadas, se encuentran algunas bastante representativas de la actividad del mercado en años anteriores, como son algunos bancos y "AVIAMEX" (Mexicana de Aviación). Ante esto, existía la posibilidad de incluirlas en la muestra, lo cual no implicaba problemas a nivel teórico. Pero a nivel práctico, el llegar a ciertas conclusiones en este estudio sobre una muestra que contiene acciones que quizá no volvieran a cotizar, podría hacer que dichas conclusiones fueran irrelevantes para una futura aplicación del modelo del mercado, o para estudios que se desprendieran del presente.

Ahora bien, la alternativa de reducir la muestra se ve reforzada al considerar que:

La tendencia de las emisoras que cotizan en Bolsa es, en general la misma, de tal forma que si se elige un adecuado grupo representativo para la muestra, puede esperarse que las variaciones del resto de las emisoras sea similar. Esta tendencia común es además, de suma importancia para la factible aplicación del modelo de Sharpe.

Puede observarse asimismo, que un gran porcentaje del monto total inscrito en Bolsa, corresponde a un número relativamente pequeño de emisiones. Por ejemplo al 31 de diciembre de 1979, se tenía que el 50% del monto inscrito era acumulado solamente por las emisiones de 14 empresas.

De todo lo anterior se desprende que la forma de elegir la muestra no debe ser aleatoria, sino más bien utilizando un criterio de selección de las emisiones más activas durante el período de estudio, que abarquen la mayoría de los sectores económicos, y que reflejen el comportamiento general del mercado, la muestra elegida consta entonces de 40 emisiones que son, a saber:

aaalfa	b
aurrera	a
celanes	*a
cermoc	
desc	*b
frisco	*a
gissa	b
gmexico	*a
kimber	a
livepol	
luismin	*a
moderna	*a
purina	*a
spicer	*a
tamsa	
telmex	
tolmex	*a
tremec	*a
virreal	
visa	

peñoles	*a
vitro	a
crisoba	a
eaton	a
carbide	*a
sanborn	
acco	
moresa	a
cemex	a
apasco	a
diana	b
metalver	b
condumex	*a
cydsa	a
fundora	
nacobre	*a
puritan	
paris	
fonbnm	
ericson	

Estas emisiones operaron en promedio 158.28 de las 165 semanas comprendidas en el período de estudio, es decir, un 96.51% del total de semanas de operación.[4/] Además el importe operado en las mismas representa un 48.01% del total operado desde el año 1978 hasta el año de 1981[5/], o 58.1% si se excluyen bancos y "AVIAMEX".

Las cifras anteriores sugieren que el grupo escogido es en verdad representativo del mercado en general, por lo que parece razonable el haber reducido la muestra a las cuarenta emisiones citadas, de acuerdo a las consideraciones enunciadas.

II.4. Cálculo de Rendimientos. Transformación para Reducir Asimetría

La ecuación utilizada para calcular el rendimiento en el período t para la acción es:

$$r_{it} = \frac{p_{it} + d_{it}}{p_{it-1}} - 1 \quad \ldots\ldots\ldots \quad (II.2)$$

donde: p_{it} = precio en el t-ésimo período en el que la acción pasó a ser excupón, es decir, después de otorgar dividendo u otro derecho a los accionistas.

4/ Los detalles por emisora pueden observarse en el Apéndice II.1.

5/ El desgloce por emisión se aprecia en el cuadro 2 del Apéndice II.1.

d_{it} = dividendo en el período t, y

r_{it} = como se definió anteriormente

Cabe aclarar que los precios y dividendos se sujetan a ajustes por cambios de unidad contable (ver Apéndice II.2); debidos a su vez, a dividendos en acciones, "splits" de las mismas, suscripciones, asi como sus combinaciones.

Para esto, la mecánica fue fijar el último precio y a partir de ahi ajustar toda la serie de precios y dividendos anteriores, permitiendo hacer los precios comparables al nivel más reciente observado.

Como podrá observarse la tasa de rendimiento definida se refiere a un período, y es compuesto en forma discreta, ya que se trata con períodos bisemanales.

En la Sección 2 del presente Capítulo, se mostró la posibilidad de encontrar asimetría en la distribución de las tasas de rendimiento, así como se explicaron brevemente, algunas de las graves implicaciones que podrían surgir al despreciar este fenómeno.

Se propuso una periodicidad bisemanal con el propósito de reducir el grado de asimetría; sin embargo, dicha medida puede resultar aún insuficiente[6/]. Por este motivo, se describirá a continuación una medida complementaria que puede reducir, e inclusive llegar a eliminar el grado de asimetría de muchas distribuciones de probabilidad. Esta consiste en transformar la tasa de rendimiento (r_{it}) finitamente compuesta definida en (II.2), en una tasa de rendimiento compuesta continuamente, sea esta última $\tilde{r}_{it}$, mediante

$$\tilde{r}_{it} = \ln(1 + r_{it}) \text{ ....(II.3)},$$

es decir, $\tilde{r}_{it}$ es el logaritmo natural de $1+r_{it}$, donde se suma el 1 con la finalidad de que $\ln(1+r_{it}) > = 0$, ya que el dominio de la función logarítmica comprende el intervalo abierto desde cero hasta infinito.

Esta transformación tiene la ventaja adicional de evitar problemas creados por la longitud arbitraria del período que pueda tomarse en el modelo de Sharpe, basado en rendimientos definidos como en la ecuación (II.2), dado que en este modelo no se define la longitud adecuada. Esta ventaja se logra porque con la transformación logarítmica, las tasas de rendimiento se componen en forma continua sobre cualquier longitud del período.

6/ Las pruebas de significancia para el grado de asimetría no se realizan en este estudio; pero su descripción se encuentra en F.E. Croxton y D.J. Cowden, "Applied General Statistics", Englewood Cliffs, N.J., Prentice Hall, Inc., 1953 pags. 231,720-721,764.

Además, el modelo puede ser reformulado y probado empíricamente en términos de rendimientos continuos.[7/]

El efecto de la transformación propuesta puede apreciarse al observar la figura II.2, recordando que la asimetría en la frecuencia de la distribución de rendimientos se debe a que:

$$-100.0\% = -1.0 \; = r_{it} < \infty \; \ldots\ldots\ldots\ldots \; (II.4),$$

lo cual trunca la cola negativa de la distribución y extiende la cola positiva.

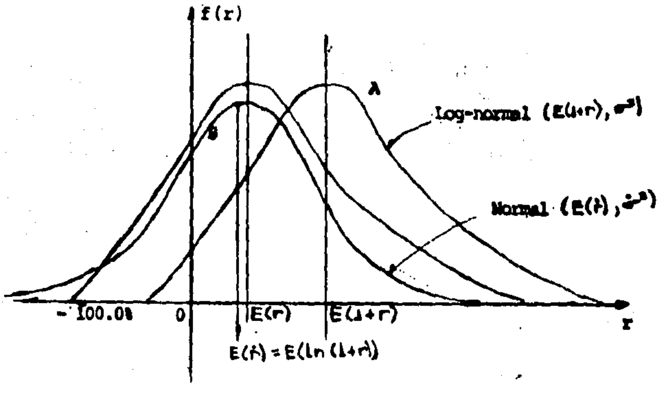


Fig. II.2.

7/ E.J. Elton y M.J. Gruber, "Portfolio Theory when Investment Relatives are Lognormally Distributed", The Journal of Finance", junio 1974.

Si dividimos el dominio de la función logarítmica en dos intervalos de la siguiente manera:

$$0 <= 1+r_{it} <= 1 \;\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\;(2.5),\ y$$

$$1 < 1+r_{it} < \infty \;\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\;(2.6),$$

la función logaritmo natural, que es inyectiva, extenderá la imagen del primer invervalo del dominio a

$$-\infty < f(1+r_{it}) <= 0, \text{para } 0 \;\; = 1+r_{it} <= 1 \ldots (2.7),$$

mientras que la imagen del segundo intervalo comprenderá:

$$0 < f(1+r_{it}) < \infty \text{ , para } 1 < 1+r_{it} < \infty \ldots\ldots\ldots (2.8),$$

de tal forma que esta transformación "jala" hacia la izquierda, la inclinación positiva que tiene la distribución de r_{it} , y extiende la cola truncada negativa, pasando de una distribución asimétrica lognormal (A) para $1+r_{it}$ a una distribución simétrica normal (B) para $\hat{r}_{it}$. (Ver figura II.2.)

Evidencia empírica en E.E.U.U.A.[8] muestra como la transformación citada reduce fuertemente el grado de asimetría, especialmente para frecuencias cortas de observaciones. Esta evidencia

---

[8] J.C. Francis, S.H. Archer. Obra citada, pag. 335. Se puede esperar un resultado similar para México, si se considera que la causa de la asimetría se refiere más bien al planteamiento teórico que a las condiciones específicas del mercado.

sugiere claramente el utilizar rendimientos contínuamente compuestos para estimar "betas" y otros coeficientes estadísticos de riesgo para trabajo empírico. Varios investigadores[9/] han llegado a la conclusión de que los rendimientos compuestos contínuamente, dan lugar a coeficientes estadísticos más eficientes que el considerar rendimientos no compuestos.

Se ha demostrado[10/] que los conceptos de la teoría de riesgo-rendimiento de mercados de capitales no se distorsiona al transformar los rendimientos.

En el Capítulo IV, se estudiará otra ventaja que la transformación logarítmica tiene para reducir la posibilidad de violar el supuesto de homoscedasticidad referido en el Capitulo I.

Los argumentos hasta aquí expuestos, han sugerido que para el presente estudio, debe considerarse el modelo del mercado como un modelo multiplicativo[11/] manejable a base de logaritmos, es decir:

9/ M.F.M. Osborne. "Brownian Motion in the Stock Market", reimpreso en las pags. 100-1028 de "The Random Character of Stock Market Prices", editado por P. Cootner, Cambridge Mass. The MIT Press, 1964.

10/ Cheng Few Lee. "Functional form, Skewness, Effect and the Risk-return relationship", Journal of Financial and Quantiative Analysis. Marzo 1977. Muestra las pruebas empíricas para determinar si la transformación logarítmica es apropiada para eliminar la asimetría.

11/ Queda fuera del alcance de este estudio, la verificación formal de la correcta especificación del modelo.

$$1+r_{it} = \alpha_i (1+r_{It})^{\beta_i} e_{it} \; ....(2.9), \text{ o bien}$$

$$\ln(1+r_{it}) = \ln\alpha_i + \beta_i \ln(1+r_{It}) + \ln e_{it} \; ....(2.10),$$

$$\dot{r}_{it} = \alpha_i + \beta_i \dot{r}_{It} + \dot{e}_{it} \; ....(2.11).$$

En base a esta transformación, se calcularon de nuevo las distribuciones muestrales de los rendimientos, $\dot{r}_{it}$, así como los estadísticos respectivos, mismos que se muestran en las tablas II.3 y II.4 para períodos semanales y bisemanales. Observándose como la transformación enunciada "jala" hacia la izquierda la distribución muestral de los rendimientos, presentándose ahora un 42% aproximadamente de emisiones con asimetría negativa. Los promedios de asimetría para los períodos bisemanales y semanales son de 0.2003 y 0.2802 respectivamente, que, comparados con los resultados obtenidos previamente para el caso de rendimientos compuestos discretamente, significan una reducción muy importante del fenómeno en cuestión.

Tomando en cuenta los estadísticos de normalidad contenidos en las mismas tablas, se aprecia que al 1% de significancia los porcentajes de emisiones para los cuales se acepta la hipótesis de distribución normal en los rendimientos, son de 67.5% y 22.5% respectivamente para períodos bisemanales y semanales.[12/] Esto confirma la ventaja de considerar períodos de dos semanas ya que, como es sabido, la distribución normal es simétrica y se

12/ Al 5% de significancia, los porcentajes son 55% y 20%. El estadístico empleado y su distribución se describen en J. Kmenta. Obra Citada pags. 148 y 149.

TABLA II.3.a.

ASIMETRIA

DISTRIBUCION MUESTRAL DE LOS RENDIMIENTOS EN PERIODOS DE 2 SEMANAS

	TOTAL DE OBSERVACIONES	NUMERO DE OBSERVACIONES EN LOS INTERVALOS : 1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
AAALFA B	82.	0.	0.	0.	2.	1.	8.	15.	17.	15.	9.	9.	5.	1.	0.	0.	0.
AURRERA A	82.	0.	0.	1.	3.	2.	3.	13.	22.	18.	12.	6.	4.	1.	0.	0.	0.
CELANES BA	82.	0.	0.	1.	3.	2.	3.	12.	[illegible]	18.	12.	7.	1.	1.	1.	0.	0.
CERMOC	82.	0.	0.	0.	2.	1.	4.	9.	19.	18.	12.	8.	3.	0.	0.	1.	0.
DESC BB	82.	0.	0.	0.	3.	2.	4.	7.	22.	23.	10.	3.	0.	1.	1.	1.	0.
FRISCO BA	82.	0.	0.	1.	0.	3.	3.	10.	12.	21.	12.	3.	3.	0.	1.	1.	0.
DINSA B	82.	0.	0.	0.	2.	4.	2.	9.	12.	17.	10.	4.	3.	3.	0.	0.	0.
GMEXICO BA	82.	1.	0.	0.	0.	1.	1.	10.	30.	23.	12.	3.	0.	0.	1.	0.	0.
KIMBER A	82.	0.	0.	0.	3.	2.	8.	15.	10.	14.	11.	5.	7.	1.	0.	0.	0.
LIVEPOL	82.	0.	0.	0.	3.	1.	8.	11.	19.	17.	15.	8.	1.	0.	0.	0.	0.
LORENZO BA	82.	0.	0.	0.	2.	1.	9.	10.	17.	12.	10.	7.	2.	3.	0.	0.	0.
MODERNA BA	82.	0.	0.	0.	8.	2.	7.	13.	14.	19.	6.	8.	4.	3.	0.	0.	0.
PURINA BA	82.	0.	0.	0.	1.	0.	11.	19.	12.	14.	12.	5.	3.	4.	0.	0.	0.
SPICER BA	82.	0.	0.	0.	1.	1.	1.	10.	20.	22.	6.	4.	5.	5.	0.	0.	0.
TAMSA	82.	0.	1.	0.	0.	1.	3.	13.	21.	18.	8.	9.	5.	1.	0.	0.	0.
TELMEX	82.	0.	0.	1.	2.	3.	8.	6.	18.	26.	17.	2.	0.	3.	0.	0.	0.
TOLMEX BA	82.	0.	0.	1.	1.	2.	5.	13.	18.	18.	14.	6.	2.	2.	0.	0.	0.
TREMEC BA	82.	0.	0.	0.	1.	2.	12.	14.	10.	20.	11.	6.	4.	2.	0.	0.	0.
VIRMEAL	82.	0.	0.	0.	1.	4.	8.	12.	14.	18.	12.	5.	7.	1.	0.	0.	0.
VISA	82.	0.	0.	1.	1.	0.	8.	15.	18.	22.	6.	8.	4.	2.	0.	0.	0.
PENOLES BA	82.	0.	0.	1.	1.	3.	4.	18.	22.	17.	9.	7.	5.	1.	0.	0.	0.
VITRO AA	82.	0.	0.	0.	1.	1.	7.	9.	18.	21.	12.	2.	3.	1.	2.	0.	0.
CATISOBA A	82.	0.	0.	0.	3.	1.	8.	14.	12.	21.	13.	4.	3.	1.	0.	0.	0.
EATON BA	82.	0.	0.	0.	3.	1.	8.	12.	10.	18.	13.	6.	2.	1.	1.	0.	0.
CARBIDE BA	82.	0.	0.	1.	0.	4.	5.	9.	21.	15.	9.	5.	3.	1.	0.	1.	0.
SANBORN	82.	1.	0.	0.	0.	1.	3.	10.	21.	22.	11.	3.	2.	0.	0.	1.	0.
ACCO	82.	0.	0.	0.	3.	2.	2.	10.	24.	23.	7.	1.	4.	0.	0.	0.	0.
MORESA A	82.	0.	1.	0.	3.	2.	8.	11.	12.	23.	11.	6.	5.	0.	0.	0.	0.
CEMEX A	82.	0.	1.	0.	0.	0.	1.	11.	22.	18.	4.	5.	4.	0.	2.	0.	0.
APASCO A	82.	0.	0.	1.	0.	1.	2.	12.	22.	22.	5.	5.	0.	0.	0.	1.	0.
DIANA B	82.	0.	0.	1.	0.	4.	4.	17.	21.	22.	0.	3.	6.	3.	0.	0.	0.
METALVER B	82.	0.	0.	0.	0.	1.	4.	18.	18.	21.	8.	9.	1.	1.	1.	0.	0.
COMMEX BA	82.	0.	0.	0.	0.	0.	4.	18.	20.	21.	8.	1.	0.	1.	0.	0.	1.
CYDSA A	82.	0.	0.	0.	1.	1.	4.	15.	19.	21.	12.	4.	2.	3.	0.	0.	0.
FUNDONA	82.	0.	0.	0.	1.	1.	5.	20.	18.	19.	8.	2.	5.	2.	1.	0.	0.
NACOBRE BA	82.	0.	0.	1.	2.	1.	8.	13.	13.	20.	15.	9.	0.	2.	0.	0.	0.
PURITAN	82.	0.	0.	1.	1.	2.	3.	14.	23.	14.	8.	4.	6.	0.	0.	0.	0.
PARIS	82.	0.	0.	1.	1.	4.	3.	8.	23.	18.	8.	9.	5.	0.	0.	0.	0.
FONDMA	82.	0.	0.	0.	0.	1.	3.	8.	23.	23.	7.	0.	1.	1.	0.	0.	1.
ERICSON	82.	0.	0.	1.	1.	2.	3.	15.	22.	17.	13.	2.	1.	5.	0.	0.	0.
NUMERO TEORICO DE OBSERVACIONES	.	0.	0.	0.	2.	4.	7.	12.	16.	16.	12.	7.	4.	2.	0.	0.	0.
NUMERO PROMEDIO DE OBSERVACIONES		0.	0.	0.	1.	2.	5.	12.	21.	19.	10.	5.	3.	2.	0.	0.	0.
DIFERENCIA		-0.	-0.	-0.	0.	2.	2.	-0.	-5.	-4.	2.	2.	1.	0.	-0.	-0.	-0.

TABLA II.3.b.

TABLA 2

ESTADISTICOS DE LAS DISTRIBUCIONES MUESTRALES

	RENDIMIENTO MAXIMO	RENDIMIENTO MINIMO	RANGO DE STUDENT	MEDIA	DESVIACION STANDARD	ASIMETRIA	KURTOSIS (MENOS 3)	ESTADISTICO DE NORMALIDAD
AAALFA B	0.2435	-0.2248	4.9406	-.0132	0.0948	0.2489	-0.1620	2.0135
AUMMCHA A	0.2136	-0.1935	[illegible]	0.0102	[illegible]	-0.2054	1.0044	7.0531
CELANES BA	0.2725	-0.2052	[illegible]	-.0007	[illegible]	-0.1073	2.0790	10.7548
CERMOC	0.4212	-0.2316	[illegible]	-.0034	[illegible]	0.8005	2.6083	0.8467
DEN BB	0.3114	-0.1805	[illegible]	0.0019	[illegible]	0.9494	4.7456	10.9165
FRISCO BA	0.6721	-0.4309	[illegible]	-.0002	[illegible]	0.9478	4.0141	9.7724
DIBUA B	0.1937	-0.2272	[illegible]	0.0024	[illegible]	-0.0749	0.4534	3.9141
GMEXICO BA	0.7416	-0.9946	[illegible]	0.0018	[illegible]	-0.6532	13.6314	27.0829
KIMBER A	0.1823	-0.1078	[illegible]	0.0052	[illegible]	-0.0379	0.0304	2.4113
LIVEPOL	0.3535	-0.2623	[illegible]	-.0022	[illegible]	0.1745	3.0745	1.9517
LUISMIN BA	0.3349	-0.4034	[illegible]	0.0161	[illegible]	0.2626	1.1270	2.1990
MODERNA BA	0.2104	-0.1897	[illegible]	-.0041	[illegible]	0.2897	-0.1772	4.0305
PURINA BA	0.2914	-0.2451	[illegible]	0.0021	[illegible]	0.5275	0.5593	2.1989
SPICER BA	0.2204	-0.2012	[illegible]	0.0086	[illegible]	0.8425	1.9001	17.5172
TAMSA	0.4981	-0.8144	[illegible]	0.0153	[illegible]	-0.9413	1.6615	4.9557
TELMEX	0.1907	-0.2630	[illegible]	-.0019	[illegible]	-0.4925	1.2715	14.4200
TOLMEX BA	0.3936	-0.3457	[illegible]	0.0142	[illegible]	-0.6132	5.5903	5.2220
TREMEC BA	0.1317	-0.2261	[illegible]	-.0045	[illegible]	0.0443	-0.3022	6.7198
VIRREAL	0.3523	-0.2334	[illegible]	-.0002	[illegible]	0.1593	-0.5821	5.4777
VISA	0.3075	-0.4158	[illegible]	-.0078	[illegible]	-0.0600	2.0115	6.2989
PENOLES BA	0.2808	-0.3053	[illegible]	0.0075	[illegible]	-0.1624	0.7664	5.2869
VITRO AA	0.3102	-0.2260	[illegible]	-.0025	[illegible]	0.5742	1.6110	7.8436
CRISOBA A	0.2460	-0.1885	[illegible]	0.0075	[illegible]	0.2094	-0.2333	1.1910
EATON BA	0.3501	-0.3028	[illegible]	0.0101	[illegible]	-0.0441	1.1649	1.8067
CAMPIOS BA	0.4996	-0.3304	[illegible]	0.0013	[illegible]	0.9370	4.7309	20.5553
SANBORN	0.8840	-0.7467	[illegible]	0.0004	[illegible]	-1.3093	14.7550	15.9492
ACCO	0.3707	-0.7504	[illegible]	-.0001	[illegible]	1.2050	9.5308	45.5030
MORESA A	0.2924	-0.5306	[illegible]	-.0019	[illegible]	-0.9249	2.7177	6.9020
CEMEX A	0.4813	-0.5040	[illegible]	0.0235	[illegible]	0.4021	6.6307	27.1261
APASCO A	0.2163	-0.4313	[illegible]	0.0247	[illegible]	0.8071	5.5589	20.9743
DIANA B	0.3473	-0.3030	[illegible]	-.0008	[illegible]	0.1993	1.2093	11.6492
METALVER B	0.4362	-0.3103	[illegible]	0.0015	[illegible]	0.3890	3.4978	34.5825
COMMEX BA	0.9826	-0.1723	[illegible]	0.0233	[illegible]	4.9074	33.7523	25.2854
CYDSA A	0.2587	-0.3332	[illegible]	-.0014	[illegible]	-0.4325	1.9745	8.9254
FUNDIMA	0.3751	-0.4305	[illegible]	-.0008	[illegible]	0.3313	1.4742	4.8954
NACOBRE BA	0.2739	-0.3419	[illegible]	0.0028	[illegible]	-0.4577	2.3434	3.0498
PURITAN	0.2521	-0.2457	[illegible]	0.0037	[illegible]	0.1124	0.6650	5.5066
PARIS	0.1956	-0.3180	[illegible]	0.0038	[illegible]	-0.4736	1.3668	10.8320
FONGHA	0.7451	-0.7080	1[illegible]	0.0034	[illegible]	0.4040	10.3640	53.0332
ERICSON	0.2077	-0.3408	[illegible]	-.0004	[illegible]	0.1440	1.5008	10.2204
						0.2003		

TABLA II.4.a.

ASIMETRIA

DISTRIBUCION MUESTRAL DE LOS RENDIMIENTOS EN PERIODOS DE 1 SEMANA

	TOTAL DE OBSERVACIONES	NUMERO DE OBSERVACIONES EN LOS INTERVALOS I 1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
AAALFA B	165.	0.	0.	0.	3.	4.	11.	32.	37.	41.	13.	16.	4.	4.	0.	0.	1.
BUNKERA A	165.	0.	0.	0.	4.	3.	12.	28.	42.	26.	22.	17.	4.	2.	1.	0.	0.
CELANES SA	165.	0.	1.	0.	0.	10.	11.	[illegible]	40.	[illegible]	20.	15.	4.	4.	1.	0.	0.
CERMOC	165.	0.	0.	0.	3.	[illegible]	16.	[illegible]	[illegible]	[illegible]	17.	11.	4.	[illegible]	1.	0.	[illegible]
DESC SB	165.	0.	0.	0.	3.	[illegible]	11.	[illegible]	[illegible]	[illegible]	18.	7.	[illegible]	1.	0.	1.	[illegible]
FRISCO SA	165.	0.	0.	1.	1.	[illegible]	12.	19.	40.	32.	20.	6.	0.	5.	0.	0.	2.
DISSA B	165.	0.	0.	0.	1.	[illegible]	14.	17.	[illegible]	[illegible]	12.	8.	[illegible]	4.	0.	0.	[illegible]
GMEXICO SA	165.	0.	1.	0.	0.	1.	7.	[illegible]	[illegible]	[illegible]	13.	5.	2.	1.	0.	0.	[illegible]
KIMBER A	165.	0.	1.	0.	0.	4.	9.	[illegible]	48.	41.	19.	10.	3.	4.	0.	1.	0.
LIVEPOL	165.	0.	0.	[illegible]	[illegible]	3.	[illegible]	[illegible]	41.	[illegible]	22.	12.	4.	[illegible]	0.	[illegible]	[illegible]
LUISMIN SA	165.	0.	0.	0.	[illegible]	3.	13.	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]
MODERNA SA	165.	0.	0.	0.	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	14.	7.	[illegible]	[illegible]	0.	0.
PURINA SA	165.	0.	0.	0.	4.	[illegible]	13.	30.	43.	[illegible]	[illegible]	17.	[illegible]	3.	[illegible]	0.	0.
SPICER SA	165.	0.	0.	[illegible]	2.	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	6.	3.	[illegible]	[illegible]	0.	[illegible]
TAMSA	165.	0.	[illegible]	0.	[illegible]	[illegible]	12.	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	8.	7.	[illegible]	[illegible]	0.	0.
TELMEX	165.	0.	0.	0.	[illegible]	[illegible]	16.	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	9.	6.	4.	0.	0.	[illegible]
TOLMEX SA	165.	0.	1.	[illegible]	[illegible]	[illegible]	10.	[illegible]	[illegible]	[illegible]	22.	11.	5.	4.	1.	0.	0.
TREMEC SA	165.	0.	[illegible]	0.	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	10.	[illegible]	[illegible]	0.	[illegible]	[illegible]
VIRREAL	165.	0.	0.	0.	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	18.	[illegible]	9.	[illegible]	[illegible]	0.	[illegible]
VISA	165.	0.	0.	0.	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	17.	5.	9.	[illegible]	2.	1.	0.
PENOLES SA	165.	0.	0.	0.	[illegible]	3.	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	15.	5.	[illegible]	7.	1.	1.	0.
VITRO SA	165.	0.	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	4.	[illegible]	[illegible]	[illegible]	0.	[illegible]
CRISOBA A	165.	0.	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	0.	[illegible]
EATON SA	165.	0.	0.	[illegible]	0.	[illegible]	14.	[illegible]	[illegible]	[illegible]	20.	[illegible]	[illegible]	3.	0.	1.	1.
CARBIDE SA	165.	0.	0.	5.	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	43.	[illegible]	[illegible]	9.	4.	4.	[illegible]	1.	0.
BANCOMER	165.	1.	0.	[illegible]	[illegible]	3.	4.	18.	41.	[illegible]	15.	7.	2.	0.	0.	0.	[illegible]
APCO	165.	0.	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	4.	[illegible]	[illegible]	[illegible]	13.	4.	0.	4.	0.	[illegible]	0.
MORESA A	165.	0.	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	7.	24.	57.	[illegible]	28.	11.	1.	3.	2.	[illegible]	0.
CEMEX A	165.	0.	1.	0.	[illegible]	[illegible]	1.	14.	67.	[illegible]	[illegible]	[illegible]	1.	1.	0.	0.	[illegible]
APASCO A	165.	0.	[illegible]	[illegible]	0.	[illegible]	7.	[illegible]	70.	[illegible]	18.	[illegible]	6.	[illegible]	0.	[illegible]	[illegible]
DIANA B	165.	0.	0.	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	10.	4.	[illegible]	0.	[illegible]	[illegible]
METALVER B	165.	0.	0.	[illegible]	3.	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	11.	[illegible]	4.	2.	[illegible]	[illegible]	[illegible]
CONDMEX SA	165.	0.	0.	0.	0.	1.	1.	[illegible]	93.	[illegible]	8.	[illegible]	1.	0.	0.	0.	[illegible]
CYDSA A	165.	0.	0.	[illegible]	[illegible]	[illegible]	9.	[illegible]	[illegible]	[illegible]	21.	9.	1.	4.	4.	0.	[illegible]
FUNDORA	165.	0.	0.	[illegible]	[illegible]	[illegible]	1.	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	1.	4.	[illegible]	0.	0.
NACOBRE SA	165.	0.	0.	2.	[illegible]	[illegible]	[illegible]	30.	47.	[illegible]	23.	13.	5.	[illegible]	0.	1.	0.
PURITAN	165.	0.	0.	0.	[illegible]	[illegible]	15.	21.	56.	[illegible]	17.	9.	4.	3.	1.	0.	1.
PANIS	165.	0.	0.	1.	4.	[illegible]	9.	20.	[illegible]	41.	17.	[illegible]	4.	3.	1.	2.	0.
FONSAN	165.	0.	1.	0.	0.	[illegible]	2.	12.	72.	40.	9.	1.	0.	2.	0.	0.	1.
ERICSON	165.	0.	0.	0.	3.	[illegible]	4.	26.	74.	19.	17.	10.	1.	4.	0.	1.	1.
NUMERO TEORICO DE OBSERVACIONES		0.	0.	0.	4.	7.	15.	25.	31.	31.	26.	15.	7.	4.	0.	0.	0.
NUMERO PROMEDIO DE OBSERVACIONES		0.	0.	1.	2.	4.	9.	23.	57.	35.	18.	9.	4.	3.	1.	0.	1.
DIFERENCIA		-0.	-0.	-0.	2.	4.	6.	1.	-25.	-4.	7.	6.	4.	1.	-1.	-0.	-1.

TABLA 2

TABLA II.4.b.

ESTADISTICOS DE LAS DISTRIBUCIONES MUESTRALES

	RENDIMIENTO MAXIMO	RENDIMIENTO MINIMO	RANGO DE STUDENT	MEDIA	DESVIACION STANDAR	ASIMETRIA	KURTOSIS (MOMENTO 4)	ESTADISTICO DE NORMALIDAD
ALFA A	0.3703	-0.1920	7.7250	-.0039	0.0739	1.0339	4.1170	16.6115
AURRERA A	0.1905	-0.1204	6.2382	0.0074	0.0499	0.1685	0.5266	9.1854
CELANESE BA	0.1933	-0.2453	7.3230	0.0000	0.0599	0.0071	1.8471	7.4774
[illegible]	0.6071	-0.2000	[illegible]	0.0034	0.0901	2.1404	12.0033	73.1120
DESC BA	0.3610	-0.1389	9.0504	0.0014	0.0529	2.5833	17.0076	69.0755
FRISCO BA	0.6075	-0.4392	9.2991	0.0061	0.1212	1.8994	10.3406	43.7766
GISSA B	0.3697	-0.1410	8.4119	0.0030	0.0607	1.4341	7.7537	35.5371
[illegible] BA	1.2824	-0.6271	12.5077	0.0094	0.1527	4.1043	34.0914	121.7543
KIMBER A	0.3237	-0.3020	9.6899	0.0042	0.0645	0.2611	6.1707	21.1222
LIVEPOL	0.3238	-0.2574	8.4553	0.0035	0.0727	0.9733	6.0038	16.9311
[illegible] BA	0.4201	-0.1094	8.3378	0.0109	0.0794	1.6377	5.2606	15.3999
MODERNA BA	0.3258	-0.1010	5.7040	0.0074	0.0703	0.3833	0.2603	13.5333
[illegible] BA	0.2727	-0.2000	5.9983	0.0046	0.0788	0.4151	0.0001	13.2550
SPICER BA	0.3058	-0.2090	[illegible]	0.0051	0.0577	1.0023	6.1947	40.2090
TAMSA	0.3190	-0.3956	[illegible]	0.0102	0.0807	0.2034	5.4013	33.2126
TELMEX	0.2353	-0.0940	7.8151	0.0039	0.0422	1.0616	4.9354	14.2360
TOLMEX BA	0.2739	-0.2736	7.8873	0.0115	0.0694	-0.0074	3.9177	15.4044
TREMEC BA	0.4597	-0.3000	10.3558	0.0021	0.0811	0.6811	7.0300	8.9070
[illegible]	0.3231	-0.2117	6.0867	0.0026	0.0813	0.5136	0.2559	14.7024
VISA	0.3247	-0.2227	6.7760	-.0002	0.0808	0.8334	3.5035	20.0793
PEÑOLES BA	0.4103	-0.1761	6.7951	0.0082	0.0843	1.1563	5.1959	77.0905
VITRO AA	0.4421	-0.3225	9.8494	0.0023	0.0801	1.0173	0.6704	52.9051
[illegible] A	0.5134	-0.4206	10.3050	0.0025	0.0906	0.5001	0.0041	35.9071
[illegible] BA	0.5094	-0.3139	9.2739	0.0113	0.0880	1.4421	9.1094	25.1504
[illegible] BA	0.3721	-0.2949	8.8919	0.0065	0.0774	0.7319	5.0370	54.7109
SANBORN	0.8961	-0.5232	13.2800	0.0104	0.1030	2.9725	30.0050	65.5759
[illegible]	0.3256	-0.2433	7.3142	0.0034	0.0811	1.8540	11.2754	151.4601
MORENA A	0.3393	-0.4118	8.4305	0.0036	0.0870	0.0011	4.0153	35.9132
CEMEX A	0.9930	-0.5031	12.0976	0.0185	0.1237	3.7040	[illegible]	103.6641
APASCO A	1.0133	-0.5213	12.4704	0.0185	0.1231	2.8907	26.0559	64.4742
DIANA A	0.2292	-0.3102	6.7830	-.0016	0.0807	-0.1919	5.0650	13.0734
METALVER B	0.5131	-0.2090	9.2720	0.0046	0.0866	1.1414	9.7251	159.9090
CONDUMEX BA	1.0779	-0.2443	13.3384	0.0184	0.1591	9.8622	113.6702	170.5011
CYDSA A	0.2720	-0.2632	6.9010	0.0034	0.0767	0.1941	2.9096	35.5002
[illegible]	0.4054	-0.3134	7.0042	-.0013	0.1024	1.0361	3.0956	33.6650
NACOBRE BA	0.3512	-0.2514	8.3241	0.0045	0.0724	0.3039	4.1952	15.9867
PURITAN	0.3892	-0.1696	8.5303	0.0043	0.0655	1.6122	7.3134	20.5460
PARIS	0.3453	-0.2424	7.3119	0.0050	0.0702	0.9375	4.3309	37.7636
[illegible]	1.0996	-0.5214	14.8102	0.0071	0.1080	5.6274	63.9259	146.0801
ERICSON	0.6224	-0.2801	8.8941	0.0018	0.1061	1.9167	9.4707	80.9699
						0.2802		

define a partir de los dos primeros momentos muestrales (media y variancia), mismos que se consideran en la teoría moderna de cartera, así como en la regresión.

A este respecto sería conveniente para estudios posteriores, en adición a la prueba ji- cuadrada de bondad de ajuste aquí utilizada, emplear la prueba Kolmogarov-Smirnoff de normalidad para media y variancia desconocidas, siendo esta última más poderosa que la primera. Así mismo, podrían aplicarse ambas pruebas sobre el total de los rendimientos observados y no sólo en forma desagregada por emisión.

CAPITULO III

SELECCION DEL INDICE

III.1. Estimación del Factor común del Movimiento de Precios

En el Capítulo I se mencionó la principal característica del modelo de mercado, que es la relación existente entre los rendimientos de las acciones del mercado, que reaccionan de una manera sistemática a algún factor común subyacente. Si se observan de manera casual los precios de las acciones, se podrá apreciar que cuando el mercado tiende al alza, la mayoría de las acciones tendrán una tendencia a incrementar su precio, mientras que si el mercado tiende a la baja, los precios tenderán a sufrir un decremento. Esta variabilidad sistemática o común entre las acciones se debe a cambios en el contexto económico, psicológico y político que afecta simultáneamente a todas las acciones[1/].

La factibilidad de aplicar el modelo del mercado, tal como Sharpe lo definió, es evidente si se toman en cuenta las consideraciones antes mencionadas. Es claro que el supuesto clave del modelo del mercado es que la única razón para que los precios de dos acciones tengan comportamientos similares, es su mo-

---

1/ J.C. Francis, "Intertemporal Differences in Sistematic Stock Price Movement", Journal of Financial and Quantitative Analysis, junio 1975 pags. 205-219.

vimiento conjunto con el mercado. Parece evidente, además que una medida adecuada de la sensibilidad que el precio de una acción (y en consecuencia su rendimiento) tiene a algún cambio en el mercado, se presenta en la pendiente de la recta de la regresión del modelo, es decir, en el coeficiente β (beta), ya que dicha pendiente significa el cambio relativo del rendimiento de la acción por unidad de cambio en el rendimiento del mercado.

Sin embargo, y pese a la valiosa simplificación que el modelo de Sharpe aporta, se encuentra una dificultad muy grande al tratar de aplicar el modelo a la práctica. Esta dificultad radica en la subjetividad que implica el hablar de un factor subyacente de variabilidad en las acciones, debido a cambios en el contexto económico, psicológico y político, ya que esta subjetividad conlleva el problema de medir adecuadamente al "factor común subyacente".

En atención a medir los cambios mencionados en el contexto, se han propuesto varias alternativas, de las cuales algunas van más allá del mercado accionario, y en ocasiones implican considerar modelos de regresión múltiple en lugar del modelo de Sharpe. Tal es el caso de utilizar como medida del "factor común" una serie de índices industriales2/. Se ha tratado también de utili-

2/ King, Bernard. "Market and Industry Factors in Stock Price Behavior", Journal of Business, enero 1966.

zar índices económicos como el producto interno bruto, la oferta monetaria, etc., y obviamente se han considerado también, como medidas del "factor común subyacente", a índices del mercado accionario.

Independientemente al hecho de justificarse cualitativamente el empleo de un índice u otro como la medida óptima, está la necesidad de seleccionar un índice en base a su desempeño relativo respecto a otros índices que puedan ser utilizados.

En cuanto al desempeño de modelos de varios índices industriales en comparación con el modelo del mercado, se han encontrado resultados contradictorios[3/]. Sin embargo, en la medida en que se añadan más índices al modelo de mercado, puede cuestionarse la aportación de información real 'versus' la introducción de perturbación aleatoria que ésto pueda implicar.

3/ Elton, E.J.; Gruber, M.J., "Estimating the Dependence Structure of Share Prices", Journal of Finance, diciembre 1973. Probaron el desempeño de un modelo múltiple de índices generales, y encontraron que era inferior al modelo del mercado.

Cohen, K.; Pogue, G.A. "An Empirical Evaluation of Alternatives Portfolio Selection Models" Journal of Business, April 1967. Llegaron a un resultado similar utilizando índices industriales.

Farrell, James. "Analizing Covariance of Returns to Determine Homogeneous Stock Groupings", Journal of Business, april 1974. Empleando índices de grupos de acciones, encontró que su modelo superaba al de mercado.

Según se anotó en el Capítulo I, una de las principales ventajas que el modelo sencillo de Sharpe presenta, es la posibilidad de simplificar el cálculo de la información necesaria como insumo para análisis de cartera. En tanto que un modelo que permite realizar pronósticos razonablemente aproximados, sea lo más simple posible, más factible será su utilización. La experiencia muestra que en general es aceptable y conveniente sacrificar exactitud hasta cierto punto, con el propósito de reducir la sofisticación de un modelo. Por lo tanto sería conveniente el empleo del modelo de Sharpe de un sólo índice.

Se ha concluído además, en un estudio llevado a cabo por Smith[4/] basándose en coeficientes de determinación en la regresión, que los índices del mercado accionario permiten estructurar carteras eficientes más convenientes que otros índices económicos.

El presente capítulo tiene como finalidad el someter a prueba la calidad de cinco índices diferentes que pueden ser usados como medida de r en (I.1).

En la sección 2 de este capítulo se discuten las características principales que pueden tener dichos índices.

4/ Smith, K.V. "Stock Price and Economic Indexes for Generating Efficient Portfolios", The Journal of Business, 42, abril 1969 pags. 326-336.

La sección 3 enumera y describe los índices propuestos para las pruebas, en atención a las características referidas en la sección 2.

En la sección 4 se propone la metodología a seguir y se resumen los resultados de las pruebas para concluir en la sección 5.

III.2. Características de los Indices del Mercado

Básicamente, los índices del mercado pueden ser formulados a partir de las siguientes características:

a) Población del índice.

Esta característica se refiere a la muestra de acciones que sirven de base para el cálculo del índice. Un índice puede basarse en una muestra reducida de acciones como el promedio Dow Jones (... Industrial averages, DJIA), que considera en forma no aleatoria, solamente 30 acciones; o bien, puede basarse en una muestra muy grande que inclusive llegue a ser exhaustiva, tal es el caso del índice del mercado accionario de Nueva York (NYSEI), que incluye a todas las acciones inscritas en ese mercado. En general puede esperarse que un índice exhaustivo sea mejor que uno construido a partir de una muestra en virtud del error implícito producido al tratar de generalizar los resultados de una muestra sobre el total de la población. Sin embargo, existe evidencia empírica que muestra que algunos índices que consideran una muestra, llegan a ser bastante adecuados para reflejar la variación del total de la población[5/]. Esto es particularmente importante para satisfacer la principal característica del modelo de Sharpe.

b) Método de Ponderación

El porcentaje que representa el número de acciones con el que una emisión en particular forma parte de una muestra (al cual se denominará "peso" de la acción), puede ser determinado de una manera ponderada, de acuerdo al porcentaje real de participación de la acción en el mercado, considerando tanto precio como número de acciones, o por otra parte puede ese "peso" fijarse de manera uniforme (es decir, en partes iguales) para todas las acciones. Puede decirse que un índice que considere el "peso" verdadero que las acciones tienen en el mercado, refleja con mayor fidelidad los efectos de los movimientos del precio, motivo por el cual se piensa que en el contexto del modelo Sharpe es mejor considerar ese tipo de índices a uno que asigne porcentajes iguales a las acciones.

5/ L. Fisher and J.M. Lone. "Some studies of the Variability of Returns on Investment in Common Stocks", Journal of Business, 43, pags. 99-134

c) Método de Construcción

Esta característica se refiere al método utilizado para promediar los precios o rendimientos de las acciones , considerando sus "pesos" específicos mencionados en el inciso (b). El promedio puede ser aritmético o geométrico. Respecto a estos dos caminos de construcción, se han aducido principalmente los siguientes argumentos: Cootner arguye que un índice construido como promedio geométrico, será un índice de cambios de precio sesgado hacia abajo al compararlo con un índice formulado como promedio aritmético[6/]; sin embargo, quienes apoyan el método geométrico, señalan que los índices aritméticos son sensibles a la elección de la periodicidad de las observaciones discutidas en el Capítulo II, mientras que los índices geométricos producirán el mismo efecto para calcular r_{it} de (I.1), independientemente del intervalo de tiempo empleado[7/].

Tomando en cuenta el haber considerado el modelo de Sharpe como un modelo multiplicativo en (II.9) y no aditivo, sería más congruente con esa especificación, el emplear el método geométrico en lugar del aritmético.

6/ P.M. Cootner. "Stock Market Indexes-Illusions and fallacies", The Commercial and Financial Chronicle, septiembre 1966 pags. 18-19

7/ M. Rothstein, "On Geometric and Arithmetic Performance Indexes" Journal of Financial and Quantitative Analysis, septiembre 1972 pags. 1983-1995.

III.3. Indices Propuestos.

Considerando las características enumeradas en la Sección anterior, se proponen a continuación cinco alternativas[8/] que pueden servir de base para calcular el rendimiento utilizado como variable explicativa del modelo de mercado en (II.9)

Se explicarán brevemente las características de cada uno, con el fin de apreciar las posibles ventajas y desventajas que puedan tener al emplearse en el modelo de Sharpe.

Cabe aclarar que en las cuatro primeras proposiciones se incluyen a todas las acciones considerando en la muestra[9/].

8/ A partir de aquí, dichas alternativas serán llamadas índices indistintamente, a pesar de que no todas ellas se refieran a un indice de mercado, sino más bien a una variable que puede emplearse para estimar la variable explicativa del modelo.

9/ Este es un punto delicado a justificar, si se toma en cuenta las siguientes consideraciones:

En teoría, para que el modelo no este mal especificado, es necesario que el índice que se utilice como variable independiente para efectuar la regresión de la acción i, no contenga a dicha acción. Es decir, si se considera el modelo OLS $r_{it} = \alpha + \beta r_{Mt} + e_{it}$, el modelo tendrá $cov(e_i, r_M) \neq 0$ y $cov(r_i, r_M) \neq 0$ si M contiene a la acción i. Esto claramente viola el supuesto 2 de la Sección I.2, y en consecuencia los estimadores $\hat{\alpha}$ y $\hat{\beta}$ no serán BLUE de acuerdo con el teorema de Gauss Markov.

Fama en su estudio "Risk, Return and Equilibrium: Some Clarifying comments", pags 37-39, discute el problema y su significancia y llega a la conclusión que el error producido por el modelo de mínimos cuadrados descrito, es infinitamente pequeño.

En el Capítulo IV se mostrarán las pruebas para el presente estudio, que llevan a la misma conclusión a la que llegó Fama, y que por tanto validan la inclusión de la acción i en el índice.

Se describirán los índices en el orden en que su sofisticación sea mayor:

a) Media aritmética de los rendimientos de las acciones de la muestra (r_{I_t}).

Este es el índice más simple a considerarse:

$$r_{I,t} = \frac{1}{40} \sum_{i=1}^{40} r_{it} \qquad , \; 5=1,2,\ldots.,82.$$

El empleo de este índice supone que la variación relativa del índice dependerá de las variaciones individuales de las emisiones de la muestra en conjunto, considerando que las contribuciones de estas variaciones son equivalentes e independientes entre sí.

Como puede observarse, la población de este índice es de regular tamaño, el "peso" específico de las acciones en el índice es uniforme y se construye en forma aritmética.

b) Media geométrica de los rendimientos de las acciones de la muestra (r_{I_t}),

$$r_{I_t} = \sqrt[40]{\prod_{i=1}^{40} (1+r_{it})} -1, \quad t=1,2,\ldots,82.$$

Este índice difiere del anterior en el método de construcción empleado, que en este caso es el geométrico. Suponiendo en este caso, una contribución compuesta de las variaciones relativas de las emisiones.

c) Cambio relativo del valor de una cartera que conste de las acciones de la muestra (r_{I_t}),

$$r_{I_t} = \frac{\sum_{i=1} p_{it} \; q_{it}}{\sum_{i=1} p_{it-1} \; q_{it-1}} - 1 \qquad ,t=2,3,\ldots,82,$$

donde:

p_{it} = precio ajustado de la acción i en el tiempo t.

q_{it} = número ajustado de acciones i en el tiempo t.

La población de este índice es la misma que en los anteriores. El peso específico de la acción en el índice se determina en forma ponderada al tomar en cuenta el número de acciones ajustado. La construcción de este índice es diferente ya que simplemente se considera el cociente del valor de la cartera en t, entre el valor de la cartera en t-1, es decir, se calcula el rendimiento que se hubiera obtenido al comprar una cartera con las acciones de la muestra, y en proporción con el número total de acciones emitidas.

d) Indice medio geométrico de los precios de las acciones de la muestra (r_{1_4}).

$$r_{1_4 t} = \sqrt[40]{\prod_{i=1}^{40} \frac{p_{it}\, q_{it}}{p_{it-1}\, q_{it-1}}} - 1 \qquad , t=2,3,\ldots,82$$

Este indice es distinto del anterior por el método con que se construye. En este caso se considera el promedio geométrico de los rendimientos que el total de cada emisión tuvo en el período específico.

d) Indice de precios y cotizaciones de la Bolsa Mexicana de Valores (r_{1_5}).

$$r_{1_5 t} = \frac{I_t}{I_{t-1}} - 1 \qquad , t=2,3,\ldots\ldots 82,$$

donde $\quad I_t = (I_{t-1})\,(1+r_{1_3 t})\,,$

y $r_{1_3 t}$ como se definió en el inciso (c).

Como se observa:

$$r_{1_5 t} = \frac{I_t}{I_{t-1}} - 1$$

$$= \frac{I_{t-1}\,(1+r_{1_3 t})}{I_{t-1}} - 1$$

$$= r_{1_3 t}\,,$$

la diferencia con respecto al índice del inciso(c), consiste en que se consideran diferentes poblaciones. Si bien en r_{I_5} se considera un promedio de cuarenta emisiones, dichas emisiones no son constantes, sino que pueden entrar y salir de la muestra al ser revisada la muestra bimestralmente.

Tomando en cuenta la nota no. 9, parece razonable que en el aspecto de población del índice, este último tiene ventaja sobre los anteriores, ya que la acción i de la muestra del modelo, no necesariamente forma parte de la población del índice del inciso (e). Por otra parte, es de suponer que los indices que consideran el número de acciones para su ponderación, sean mejores que r_{I_1} y r_{I_2} de acuerdo con lo que se discutió en la sección III.2 inciso(c). Pudiera ser que por el método de construcción geométrico de r_{I_4}, este índice fuera superior. Sin embargo, analizando la construcción de r_{I_3} y r_{I_5}, se observa que estos índices son bastante representativos de los movimientos de las carteras que consideran[10/].

Por lo tanto, podría esperarse que el índice más adecuado para el presente estudio fuera r_{I_5}, mientras que r_{I_1} el más inadecuado.

10/ En particular, además del método con que se forma r_{I_5}, se considera que por su población dinámica, este índice puede ser bastante representativo de los movimientos del mercado ya que incluye a las emisoras más activas. Esto representa una ventaja significativa al tomar en cuenta la idea del "factor común subyacente" de movimientos de precios, sobre el cual se apoya fundamentalmente el modelo de Sharpe.

III.4. Metodología y Pruebas Empíricas

La investigación acerca de cual es el mejor índice para ser utilizado, es aún escasa desde el punto de vista del efecto de dicho índice sobre el modelo de Sharpe.

Los estudios realizados hasta ahora para comparar la calidad de distintos índices se han enfocado a determinar la superioridad de un índice sobre otro, en base a los siguientes aspectos principalmente:

Por un lado como pronosticadores de variaciones en el mercado accionario o como una medida común del desempeño de cartera desde el punto de vista a priori[11/], o por otra parte se evalúan como datos significativos para el modelo de regresión de acuerdo al coeficiente de correlación y como datos para el procedimiento cuadrático de selección de cartera[12/]. Encontrándose con diferencias no significativas al comprar la calidad de varios índices del mercado.

Sin embargo, el aspecto que aún no se ha tomado en cuenta para comparar los índices, es el considerar que un índice sea superior en tanto que su empleo en el modelo de Sharpe, implique

---

11/ K.V. Smith. Obra citada, pags. 326-336.

12/ G.M. Frankfurter, "The Effect of Market Indexes on the Ex-post Performance of the Sharpe Portfolio Selection Model", Journal of Finance, Junio 1976 pags. 949-955.

reducir la significancia de las violaciones a los supuestos econométricos del modelo OLS, mencionados en el Capítulo I. Este aspecto cobra mayor importancia al considerar la discusión tratada en la nota no.9 del presente capítulo, además pruebas empíricas sugieren que las diferencias entre un índice y otro, al comparar su calidad en base a este aspecto, sí llegan a ser significativas[13/]. Por lo tanto se cree que este último aspecto debe también considerarse para determinar la calidad relativa de los índices.

En el presente estudio se compararán en primer lugar, los coeficientes de correlación promedio que resulten de las regresiones OLS, empleando los cinco distintos índices, así como se efectuarán pruebas "F" y "t" de significancia para los coeficientes de la regresión. Posteriormente, se someterán los cinco índices a las pruebas que se conducirán en el Capítulo IV, con el propósito de atender al último criterio de comparación propuesto y, hasta entonces, llegar a una conclusión definitiva sobre el índice más adecuado.

13/ Las pruebas fueron realizadas por el autor de este estudio, considerando la muestra de 40 acciones, los resultados se detallan en el Capítulo IV.

III.5. Resultados de las Regresiones para los Cinco Indices

Se efectuaron las regresiones para las 40 emisiones con cada uno de los cinco índices. Los resultados se sumarizan en las tablas III.1 y III.2, en donde:

INDGEO: corresponde al índice I_4,
INDARI: corresponde al índice I_3,
INDIG1: corresponde al índice I_2,
INDIA1: corresponde al índice I_1,
INDBMV: corresponde al índice I_5,

Observando tanto el coeficiente de correlación medio, así como las pruebas "F" y "t", es evidente, por una parte, la significancia de la relación lineal para los cuatro primeros índices, y por otra parte el rechazo claro de la hipótesis nula de relación lineal ($\beta_i \neq 0$) para el índice de la BMV, resultado contrario a lo que se esperaba, y que pone en duda la eficacia de la selección de la población de éste índice, ya que su construcción es similar al índice I_3, que presenta resultados satisfactorios.

Se hace patente, por lo tanto, la importancia de una correcta selección de la población del índice para procurar representar el factor común subyacente de movimiento de los precios, to

TABLA III.1.

PRUEBA F DE SIGNIFICANCIA DE LOS PARAMETROS
ALFA Y BETA DE LA REGRESION
CON 52 OBSERVACIONES

	INDGEO			INDARI			INDIQI			INDIAI			INDBMV		
EMISOR	ESTADISTICO	SIGNIF. 5 %	1 %	ESTADISTICO	SIGNIF. 5 %	1 %	ESTADISTICO	SIGNIF. 5 %	1 %	ESTADISTICO	SIGNIF. 5 %	1 %	ESTADISTICO	SIGNIF. 5 %	1 %
AAALFA B	92.376839	*	*	70.340440	*	*	110.191557	*	*	104.610255	*	*	1.684275		
AURRERA A	91.387288	*	*	56.931958	*	*	136.334874	*	*	132.603608	*	*	0.927775		
CELANES SA	59.460910	*	*	39.822387	*	*	71.460102	*	*	68.731166	*	*	1.986731		
CERMOC	59.949021	*	*	73.339873	*	*	43.013438	*	*	60.062489	*	*	1.992051		
DESC SB	19.707111	*	*	17.504789	*	*	45.775224	*	*	25.193433	*	*	3.436921		
FRISCO SA	32.930076	*	*	20.913151	*	*	51.112701	*	*	50.047543	*	*	0.137727		
GISSA B	28.192591	*	*	10.788613	*	*	38.374381	*	*	36.704942	*	*	0.481410		
GMEXICO BA	7.002080	*		4.890974	*		9.740248	*	*	7.805406	*	*	1.144844		
KIMBER A	105.706419	*	*	66.981784	*	*	149.973812	*	*	147.254500	*	*	0.393974		
LIVEPOL	64.250760	*	*	49.096631	*	*	47.967444	*	*	48.525172	*	*	0.687987		
LUISMIN SA	13.258050	*	*	11.025507	*	*	16.021879	*	*	16.772500	*	*	0.002683		
MODERNA SA	70.213006	*	*	38.840913	*	*	90.081700	*	*	87.604436	*	*	2.407670		
PURINA SA	32.993981	*	*	13.912559	*	*	53.745744	*	*	49.310155	*	*	1.202209		
SPICER SA	27.751291	*	*	23.233976	*	*	30.494307	*	*	29.151392	*	*	1.801189		
TAMSA	9.685421	*	*	9.840216	*	*	19.043723	*	*	9.724503	*	*	0.249878		
TELMEX	6.880074	*		11.851639	*	*	9.845159	*	*	10.518010	*	*	0.487875		
TOLMEX SA	21.104864	*	*	16.131060	*	*	32.484627	*	*	30.670333	*	*	0.445196		
TREMEC SA	75.351817	*	*	57.117165	*	*	112.339487	*	*	111.019153	*	*	2.594882		
VIRREAL	42.179860	*	*	21.124746	*	*	87.157042	*	*	96.454376	*	*	3.256435		
VISA	50.874676	*	*	32.811044	*	*	[illegible]	*	*	[illegible]	*	*	1.501277		
PENOLES SA	29.693919	*	*	20.837192	*	*	48.820174	*	*	43.507791	*	*	1.347402		
VITRO AA	30.191896	*	*	21.038980	*	*	50.488174	*	*	50.632074	*	*	0.604300		
CHIHUA A	87.134664	*	*	42.825617	*	*	84.850769	*	*	53.059949	*	*	1.540590		
EATON SA	16.602912	*	*	14.320054	*	*	53.024883	*	*	[illegible]	*	*	0.478363		
CARBIDE SA	31.097592	*	*	41.540937	*	*	40.803331	*	*	39.342006	*	*	1.243005		
SANBORN	15.180768	*	*	10.496120	*	*	19.777220	*	*	19.102569	*	*	0.603153		
ACCO	4.837002	*		4.447738	*		8.613980	*		9.267611	*		0.000065		
MORESA A	20.667409	*	*	16.474695	*	*	25.556830	*	*	24.709400	*	*	0.001870		
CEMEX A	2.164579			1.770409			3.035856			2.066560			0.053253		
APASCO A	12.234223	*	*	18.165832	*	*	15.875744	*	*	17.155519	*	*	0.557179		
DIANA B	44.412505	*	*	22.874518	*	*	46.244297	*	*	46.509113	*	*	0.939053		
METALVER B	17.328503	*	*	15.158896	*	*	20.349781	*	*	20.520417	*	*	0.353708		
CONDUMEX SA	5.574291			1.909491			3.924190			5.331273	*		0.000009		
CYDSA A	42.391596	*	*	23.434004	*	*	48.335453	*	*	45.947426	*	*	0.540883		
FUNDORA	32.352184	*	*	13.878442	*	*	22.910502	*	*	22.144161	*	*	0.121169		
NACOBRE SA	70.101456	*	*	30.152538	*	*	63.438833	*	*	80.100714	*	*	0.948693		
PURITAN	38.924220	*	*	22.700041	*	*	48.906485	*	*	50.039075	*	*	0.160549		
PARIS	45.714564	*	*	40.265207	*	*	42.810707	*	*	42.934500	*	*	0.660785		
[illegible]	21.399813	*	*	11.181551	*	*	33.021812	*	*	34.051337	*	*	0.731329		
ERICSON	9.718198	*	*	4.873882	*		18.387902	*	*	15.310395	*	*	0.110445		
% ACEP HIP NULA		95.0%	87.5%		95.0%	87.5%		95.0%	92.5%		97.5%	92.5%		0.0%	0.0%
CDF CORR MEDIO	0.5307454			0.4742506			0.8684887			0.5651838			0.1074597		
MEDIA DEL IND.	0.0196360			0.0155950			0.0033002			0.0078116			0.0387907		
DESV STD IND	0.0036279			0.0042436			0.0032225			0.0031924			0.1146901		

TABLA III.2.

PRUEBA T DE SIGNIFICANCIA DE LOS PARAMETROS
B E T A DE LA REGRESION
CON 82 OBSERVACIONES

	INDGEO			INDANI			INDGBI			INDIAI			INDBMV		
E M I S O R	ESTADISTICO	SIGNIF.		ESTADISTICO	SIGNIF.		ESTADISTICO	SIGNIF.		ESTADISTICO	SIGNIF.		ESTADISTICO	SIGNIF.	
		5 %	1 %		5 %	1 %		5 %	1 %		5 %	1 %		5 %	1 %
AAALFA B	9.611287	*	*	8.386921	*	*	10.497217	*	*	10.527916	*	*	1.297796		
AURRERA A	9.559670	*	*	7.545327	*	*	11.676241	*	*	11.518017	*	*	0.963211		
CELANES SA	7.724569	*	*	6.282081	*	*	8.453881	*	*	8.590426	*	*	1.409805		
CEDDOC	7.732675	*	*	6.563870	*	*	7.838100	*	*	7.751302	*	*	1.411401		
DESC SB	4.439269	*	*	4.183869	*	*	8.076431	*	*	5.019306	*	*	1.053894		
FRISCO SA	5.738473	*	*	4.573090	*	*	7.149315	*	*	7.074429	*	*	0.371116		
GISSA B	5.309470	*	*	4.334353	*	*	4.921118	*	*	6.058460	*	*	0.493847		
GMEXICO SA	3.244144	*	*	3.311885	*		3.783130	*	*	3.793096	*	*	1.068974		
KIMBER A	10.281363	*	*	6.164230	*	*	12.123234	*	*	12.134847	*	*	0.627673		
LIVEPOL	8.015657	*	*	7.006899	*	*	6.925853	*	*	6.256091	*	*	0.029450		
LUISMIN SA	3.709185	*	*	3.430075	*	*	4.101412	*	*	4.095424	*	*	0.050826		
MODERNA SA	8.379325	*	*	6.216162	*	*	9.431243	*	*	9.374670	*	*	1.551669		
PURINA SA	5.744034	*	*	5.729654	*	*	7.331547	*	*	7.022119	*	*	1.094453		
SPICER SA	5.267949	*	*	4.850163	*	*	5.540244	*	*	5.399205	*	*	1.342084		
TAMSA	3.108926	*	*	3.130187	*	*	3.149104	*	*	3.310414	*	*	0.499526		
TELMEX	2.805744	*	*	3.457114	*	*	3.137820	*	*	3.043175	*	*	0.829316		
TOLMEX SA	4.594003	*	*	4.615107	*	*	4.499511	*	*	5.538006	*	*	0.887210		
TREMEC SA	8.680543	*	*	7.557590	*	*	10.599032	*	*	10.574430	*	*	1.610864		
VIRREAL	6.494402	*	*	4.574147	*	*	7.471472	*	*	7.513614	*	*	1.804618		
VISA	7.477984	*	*	7.754518	*	*	9.331374	*	*	9.166307	*	*	1.076009		
PENOLES SA	6.449213	*	*	4.875918	*	*	4.784271	*	*	6.519800	*	*	1.160777		
VITRO AA	5.494715	*	*	4.586837	*	*	7.119563	*	*	7.114919	*	*	0.777368		
CHIHUA A	7.550748	*	*	4.544129	*	*	7.333947	*	*	7.215250	*	*	1.249236		
EATON SA	4.346805	*	*	3.776369	*	*	4.298424	*	*	4.727047	*	*	0.671630		
CARBIDE SA	5.447795	*	*	4.445847	*	*	6.376368	*	*	6.272391	*	*	1.114901		
SANBORN	3.096251	*	*	3.233892	*	*	4.447160	*	*	4.379791	*	*	0.776628		
ACCO	2.199319	*		3.160474	*		2.369178	*		2.395130	*		0.089809		
MORESA A	8.372040	*	*	4.058829	*	*	5.081928	*	*	4.270904	*	*	0.040075		
LEMEX A	1.471251			1.330609			1.224761			1.693094			0.230766		
APASCO A	3.497745	*	*	4.243139	*	*	3.904430	*	*	4.141973	*	*	0.746444		
DIANA B	6.479259	*	*	4.782731	*	*	4.851894	*	*	6.025622	*	*	0.969047		
METALVER B	4.160217	*	*	3.851106	*	*	4.822091	*	*	4.496715	*	*	0.593890		
CONDUMEX SA	1.604504			1.301914			1.677328			2.308955	*		0.003066		
CYDSA A	6.510813	*	*	4.861482	*	*	4.944753	*	*	6.710451	*	*	0.735448		
FUNDIDORA	4.727810	*	*	3.725409	*	*	4.784492	*	*	4.205758	*	*	0.348094		
NACOBRE SA	8.372666	*	*	4.338629	*	*	7.133100	*	*	9.994815	*	*	0.974004		
PONDERMEX	4.230908	*	*	4.774824	*	*	4.392888	*	*	7.073830	*	*	0.400684		
PARIS	6.761255	*	*	6.345487	*	*	6.542709	*	*	6.552448	*	*	0.817793		
FOMENTO	4.625993	*	*	3.339674	*	*	5.727190	*	*	5.749204	*	*	0.855170		
ERICSON	3.117402	*	*	3.138644	*		3.920192	*	*	3.912050	*	*	0.332333		
% ACEP HIP NULA		95.0%	92.5%		95.0%	87.5%		95.0%	92.5%		97.5%	92.5%		0.0%	0.0%
COF CORR MEDIO	0.5107654			0.4742506			0.5404807			0.5551030			0.1074597		
MEDIA DEL IND.	0.0196360			0.0155950			0.0033002			0.0078116			0.0387907		
DESV STD IND	0.0036379			0.0042436			0.0032333			0.0031924			0.1146981		

mando además en cuenta las conclusiones descritas en la nota 9 de este capítulo. En resumen, quizá debe pensarse en elegir una muestra estática y no dinámica para formar el índice que se utilice en el modelo del mercado.

Se aprecia además la superioridad que los índices que asignan el mismo peso específico a todas las acciones con respecto a los que ponderan el promedio atendiendo al número de acciones vigente en cada período presentando además la ventaja de ser más simples que estos últimos.

Otro punto que destaca al comparar el método de construcción geométrico contra el aritmético es la superioridad del primero sobre el segundo, independientemente del método de ponderación.

Considerando los argumentos hasta aquí expuestos, es evidente que el índice que mejor explica la relación lineal es I_2 , es decir, la media geométrica de los rendimientos de las acciones de la muestra.

Se observa además como varía la media del rendimiento de los cinco índices, siendo similar solamente para I_4 e I_3 ; sin embargo, a excepción de I_5, la desviación estándar es más o menos constante.

TABLA III.3.

COEFICIENTES ALFA Y BETA PARA LAS REGRESIONES CON 92 OBSERVACIONES

EMISOR	ALFA. INDGEO	ALFA. INDARI	ALFA. INDIG1	ALFA. INDIA1	ALFA. INDBMV	BETA. INDGEO	BETA. INDARI	BETA. INDIG1	BETA. INDIA1	BETA. INDBMV
AAALFA B	-0.03467	-0.02760	-0.01427	-0.02194	-0.01343	1.15094	0.99836	1.27113	1.26294	0.04019
AUMAERA A	-0.00556	0.00011	0.00746	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	0.95064	0.95026	0.02149
CELANES BA	-0.01028	-0.01204	-0.00397	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	1.00181	0.99605	0.03005
CERMOC	-0.02511	-0.02026	-0.00729	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	1.19432	1.18383	0.04701
DESC BB	-0.00907	-0.00581	-0.00059	-0.00344	[illegible]	[illegible]	0.47553	0.63579	0.63324	0.04301
FRISCO BA	-0.03494	-0.01593	-0.00530	-0.01727	[illegible]	[illegible]	[illegible]	1.54705	1.54505	0.01721
GISSA B	-0.01098	-0.00604	-0.00034	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	0.78437	0.79047	0.01819
GMEXICO BA	-0.01519	-0.00874	-0.00136	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	0.96401	0.97220	0.06462
KIMBER A	-0.01324	-0.00685	0.00198	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	1.08271	1.08811	0.01579
LIVEPOL	-0.02193	-0.01577	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	0.95430	0.94220	0.02412
LUISMIN BA	0.00134	0.00554	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	0.81447	0.81727	-0.00186
MODERNA BA	-0.02601	-0.01810	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	1.14969	1.14830	0.04524
PURINA BA	-0.01420	-0.00755	-0.00179	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	1.16425	1.13941	0.03746
SPICER BA	-0.00410	-0.00021	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	0.70897	0.47902	0.03349
TAMSA	-0.00053	0.00372	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	0.70090	0.69413	0.01961
TELMEX	[illegible]	-0.00795	-0.00314	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	0.41790	0.43239	0.01964
TOLMEX BA	0.00172	0.00440	0.01302	0.00703	[illegible]	[illegible]	[illegible]	0.91018	0.89577	0.02112
TREMEC BA	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	1.20474	1.20012	[illegible]
VITRMEAL	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]
VISA	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	0.99179	1.45320	1.45606	0.04106
PENOLES BA	-0.01316	-0.00584	0.00314	[illegible]	[illegible]	[illegible]	0.94807	1.20777	1.24441	0.04610
VITRO AA	[illegible]	-0.01309	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	1.06267	1.06719	0.02476
CRISOBA B	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	1.11772	1.10228	0.04070
EATON BA	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	0.89504	0.88473	0.02444
CARDIDE BA	-0.01774	-0.01300	-0.00224	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	1.13075	1.12381	0.04039
SANBORN	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	1.04088	[illegible]	[illegible]
ACCO	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	0.41749	[illegible]	[illegible]
MORESA A	-0.02343	[illegible]	-0.00587	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	1.11907	1.10697	0.00173
CEMEX A	0.01675	0.01890	0.02208	0.02004	[illegible]	0.32810	0.27557	0.33033	0.40159	-0.00929
APASCO A	0.00443	0.00705	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	1.19962	1.24455	0.04109
DIANA B	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	1.36317	0.03742
METALVER B	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	0.88456	0.87624	0.02156
COBUMEX BA	0.01543	[illegible]	0.02142	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	0.47594	0.58183	0.00013
CYDSA A	-0.02114	[illegible]	[illegible]	-0.01913	[illegible]	[illegible]	[illegible]	1.10275	1.08894	0.02465
FUNDIRA	-0.03060	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	1.22513	1.21460	-0.01695
NACOBRE BA	-0.01774	-0.01012	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	1.14146	1.13557	0.02899
PURITAN	-0.01504	-0.00811	-0.00045	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	1.07426	1.03637	0.01247
PARIS	-0.01524	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	1.05647	1.01240	0.02602
EDNAMM	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	1.31654	1.32377	0.03085
ERICSON	-0.02619	-0.01487	-0.01067	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	0.70614	0.78855	0.01219

La tabla III.3 presenta los coeficientes alfa y beta de la regresión para los cinco índices. Puede notarse aquí también la distorsión de los coeficientes del índice I_5 al compararlo con los otros cuatro. Como era razonable suponer, los coeficientes alfa son más o menos constantes para los cuatro primeros índices, ya que éste coeficiente representa la parte del rendimiento de la acción que es independiente del mercado. Las betas son más o menos constantes, a excepción del índice I_3, que presenta dichos coeficientes subestimados en comparación a los otros tres índices. Esto puede ser importante si se nota que mientras los índices I_4, I_2, e I_1 presentan betas mayores a uno, las correspondientes a I_3 llegan a ser menores que la unidad, es decir, que mientras que por un lado puede afirmarse que una emisión es muy sensible a los movimientos del mercado, si se considera I_3 puede pensarse que la misma emisión es poco sensible. Queda pues de manifiesto nuevamente la necesidad de elegir adecuadamente el índice a emplearse en el modelo.

CAPITULO IV

VIOLACIONES A LOS SUPUESTOS BASICOS DEL MODELO DE REGRESION LINEAL

IV.1. Supuestos Básicos

Como se mencionó en el Capítulo I, el método de regresión de mínimos cuadrados ordinarios descansa en una serie de supuestos básicos que son los siguientes:

1. El valor esperado del error estocástico, condicional a los valores de la variable explicativa r_1 , es cero.

2. La variable explicativa r_1 no es estocástica, y si lo es, se distribuye en forma independiente del error estocástico ϵ_i, o al menos no esta correlacionada con este error.

3. La variancia condicional de ϵ_i es constante u homoscedástica.

4. La autocorrelación entre los errores estocásticos es cero.

CAPITULO IV

VIOLACIONES A LOS SUPUESTOS BASICOS DEL MODELO DE REGRESION LINEAL

IV.1. Supuestos Básicos

Como se mencionó en el Capítulo I, el método de regresión de mínimos cuadrados ordinarios descansa en una serie de supuestos básicos que son los siguientes:

1. El valor esperado del error estocástico, condicional a los valores de la variable explicativa r_i , es cero.

2. La variable explicativa r_i no es estocástica, y si lo es, se distribuye en forma independiente del error estocástico ϵ_i, o al menos no esta correlacionada con este error.

3. La variancia condicional de ϵ_i es constante u homoscedástica.

4. La autocorrelación entre los errores estocásticos es cero.

5. ε_i se distribuye normalmente con media y variancia dadas en los supuestos 1 y 3.

En el presente capítulo se analizarán las consecuencias de violar cada uno de estos supuestos, para lo cual se establecerá, para fines prácticos, una distinción entre aquellos supuestos que no representen mayor dificultad para efectos del desempeño del modelo del mercado, y aquellos que por su naturaleza representan un problema más serio en la detección y corrección de posibles violaciones. Las razones que justifican esta diferenciación se evidenciarán a lo largo de la discusión de cada uno de los supuestos. Al primer grupo, que será discutido brevemente en la sección IV.2, corresponden los supuestos 1,2 y 5, mientras que al segundo, que merecerá mayor atención, pertenecen los supuestos 3 y 4.

IV.2. Primer Grupo. Supuestos menos Críticos

IV.2.1 Violación del Supuesto 1

El supuesto 1 (media cero del error estocástico), conlleva la especificación de que la línea de regresión poblacional sea:

$$E(r_{it}/r_{3t}) = \alpha_i + \beta_i\, r_{3t} \qquad [E(\varepsilon_{it}/r_{3t})=0.]$$

En el caso en que la media del error estocástico, no sea cero, sino un valor k_t, se tendría:

$$E(r_{it}/r_{3t}) = \alpha_i + \beta_i\, r_{3t} + k_t \qquad [E(\varepsilon_{it}/r_{3t})=k_t\ ),$$

donde las consecuencias de esta violación se pueden considerar asumiendo dos posibilidades de acuerdo a la naturaleza de k_t :

a) Si k_t tiene un valor constante para cualquier t, es decir $k_t = k$, para toda t, en cuyo caso la línea de regresión poblacional será:

$$\begin{aligned} E(r_{it}/r_{3t}) &= \alpha_i + \beta_i\, r_{3t} + k \\ &= \alpha_i^{*} + \beta_i\, r_{3t} \qquad \text{(es decir, } \alpha_i^{*} = \alpha_i + k\text{)}, \end{aligned}$$

que como se observa, equivale simplemente a una traslación vertical de la línea de regresión, es decir, se afecta la intercepción α_i ; mas la pendiente de la recta no se ve alterada y en consecuencia el estimador de mínimos cuadrados para β_i no se afecta, mientras que al estimar la intercepción, se encuentra en realidad una estimación para α_i y no existe una manera de estimar α_i y k_i por separado y obtener estimaciones insesgados o al menos consistentes[1/]. Sin embargo, al considerar las ecuaciones (I.2), y (I.3) y (I.4), que constituyen la aportación principal del modelo de Sharpe a la formulación del problema de análisis de cartera, se observa que el estimador realmente importante lo es β_i ; que queda inalterado por la traslación discutida en este inciso. Por lo tanto se considera que una violación al supuesto 1 con las características expuestas hasta aquí, no representa un problema serio para la aplicación del modelo.

b) Si el valor de k_t fuera variable para cada t, se tendría que la intercepción sería distinta para cada observación, lo que implicaría en la línea de regresión poblacional que:

$$\begin{aligned} E(r_{it}/r_{It}) &= \alpha_i + \beta_i r_{It} + k_t \\ &= (\alpha_i + k_t) + \beta_i r_{It} \qquad \text{....(IV.1)} \\ &= \alpha^*_{it} + \beta_i r_{It} , \end{aligned}$$

1/ J. Kmenta, "Elements of Econometrics". Mac Millan Publishing Co., Inc., Nueva York, 1971 p.249.

es decir, el valor esperado condicional de la variable dependiente r_{it}, variará ya no sólo por cambios en la variable r , sino por otras razones. Es decir, el modelo estaría mal especificado ya sea en su forma funcional, en la forma de especifica el error estocástico ε_i , o en la inclusión y cualidades de las variables explicativas, que podrían ser más de una[2/].

El error de especificación cometido ocasionaría que el estimador $\hat{\beta}_i$ fuera sesgado o inconsistente, en este caso la violación del supuesto 1 sería grave[3/]

IV.2.2. Violación del Supuesto 2

Al anunciar los supuestos básicos en este estudio, se han manejado los valores esperados y las variancias, como condicionados de los valores de la variable explicativa. Estas consideraciones son razonables si se toma en cuenta que no se tiene un control directo sobre la información, en el sentido de que es-

---

[2/] Estos errores de especificación se detallan en J. Kmenta. Obra citada Sección 10-4 "Specification Errors", pags. 391 y siguientes.

[3/] Las pruebas para determinar la existencia de dichos errores, así como su corrección, están fuera de los objetivos de este estudio. Sin embargo, para profundizar en el caso, ver la obra citada en la nota 2, o bien, ver Peter Schmidt, "Econometrics", Marcel Dekker, Inc., Nueva York 1976, pags. 36-39.

ta información es conjuntada y proporcionada por la B.M.V., de tal forma que una manera práctica de enfrentar el problema en cuestión, es suponer que la variable explicativa, es decir, el índice empleado, está dada aunque la variable en sí pueda ser de naturaleza estocástica. Por lo tanto los resultados del análisis de regresión son condicionados a esos valores dados (valores observados de la variable explicativa)[4/], y estos pueden ser considerados como no estocásticos en la práctica.

Si no se pudieran hacer estas consideraciones, y se encontrata además que el índice empleado y el error estocástico estuvieran correlacionados, se tendría como resultado que los estimadores de la regresión serían sesgados e inconsistentes. Esto se explica al recordar que la variancia total de la variable dependiente en el método de mínimos cuadrados está dada por la influencia separada y aditiva de la variable explicativa por un lado, y del error estocástico por el otro, es decir:

Variación total de la variable dependiente	=	variación explicada por la regresión	+	variación residual
(sst)	=	(ssr)	+	(sse)

[4/] Ver H. Theil. "Principles of Econometrics". John Wiley & Sons, Inc., Nueva York 1971, p.111

TABLA IV.1.

REGRESION DE LOS RENDIMIENTOS DE 40 ACCIONES PARA LA VARIABLE EXPLICATIVA INDICE

EMISOR	ALFA	BETA	COEFICIENTE DE CORR.	ESTADISTICOS F	ESTADISTICOS T	VARIANCIA DEL ERROR	COEFICIENTE DURB.-WATSON	RENDIMIENTO MEDIO	COEF CORR ERROR VS X	EST ERR VS X F
AAALFA B	-0.0344453	1.1605381	0.7320523	92.3748384	9.4112870	.4170D-02	1.9787314	-0.0120733	.1359D-10	.1478D-19
AURRERA A	[illegible]	0.8229794	0.7302198	[illegible]	[illegible]	[illegible]	1.4493957	0.0104909	.4929D-11	.1944D-20
CELANESE SA	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	1.3984442	-0.0005367	.3178D-10	.3797D-19
[illegible]	[illegible]	1.1062721	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	1.7413372	-0.0033538	.2032D-10	.6418D-19
DESC BB	-0.0090720	0.8388948	0.4445785	19.7021109	[illegible]	[illegible]	1.8324194	0.0014688	.1569D-10	.1970D-19
FRISCO SA	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	1.9455082	-0.0001782	.3402D-12	[illegible]
[illegible] B	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	1.9600415	[illegible]	[illegible]	.6349D-20
[illegible] SA	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	1.6093133	0.0018496	.4759D-11	.1012D-20
KIMBER A	[illegible]	[illegible]	0.7544617	105.7064108	[illegible]	[illegible]	1.5664700	0.0055420	.1537D-10	.1889D-19
LIVEPOL	[illegible]	0.7770199	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]
[illegible] SA	[illegible]	0.7044232	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	1.7057411	0.0150365	[illegible]	[illegible]
MODERNA SA	[illegible]	1.0144634	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	1.8593199	-0.0058656	.3558D-10	.1013D-10
PURINA SA	[illegible]	0.9340104	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	1.4430726	0.0019849	.7433D-11	.4419D-20
SPICER SA	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	0.0084924	.1031D-10	.2603D-19
TAMSA	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	0.0123119	[illegible]	.2196D-19
TELMEX	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	1.8145473	-0.0016147	.6853D-11	.3757D-20
TOLMEX SA	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	1.4376207	0.0160042	.4705D-11	.3603D-20
[illegible] SA	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]
[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]
VISA	[illegible]	1.3343372	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	1.8842149	-0.0077428	.2033D-10	.3307D-19
PENOLES SA	-0.0131565	1.0443599	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	0.0072954	.6750D-11	.3645D-20
[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]
[illegible] A	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]
[illegible] SA	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	.1013D-21
CARBIDE SA	-0.0177360	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	1.4335194	[illegible]	.1380D-10	.1534D-19
SANBORN	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	.7500D-11	[illegible]
[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	.6076D-11	[illegible]
[illegible] A	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	.1256D-10	.1262D-19
CEMEX A	[illegible]	0.3203015	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	1.3128730	[illegible]	[illegible]	.4213D-22
APASCO A	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]
DIANA B	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	-0.0004027	[illegible]	[illegible]
METALVER B	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	0.0013306	.7507D-11	[illegible]
CONDUMEX SA	[illegible]	0.3850405	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	0.0230043	.8337D-12	[illegible]
CYDSA A	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]
[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	1.8015705	[illegible]	[illegible]	[illegible]
NACOBRE SA	-0.0177410	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	0.0023350	.8005D-11	.5127D-20
PURITAN	-0.0180377	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	0.0025572	.1735D-10	.2409D-19
[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	.2164D-11	[illegible]
[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]
ERICSON	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	1.3790270	[illegible]	[illegible]	[illegible]

COEF. DE CORR. MEDIO 0.5307654
MEDIA DEL INDICE 0.0196370
DESV.STD. DEL INDICE 0.0036370

TABLA IV.2.

REGRESION DE LOS RENDIMIENTOS DE 40 ACCIONES PARA LA VARIABLE EXPLICATIVA INDARI

EMISOR	ALFA	BETA	COEFICIENTE DE CORR.	ESTADISTICOS F	ESTADISTICOS T	VARIANCIA DEL ERROR	COEFICIENTE DURB.-WATSON	RENDIMIENTO MEDIO	COEF CORR ERROR VS X	EST ERR F X
AAALFA B	-0.0275960	0.9953643	0.6840134	70.3404399	8.3869208	.4782D-02	1.9[illegible]741	-0.0121737	.3030D-11	.3995D-20
AURRERA A	-0.0001050	0.6728530	0.4448009	56.3319579	7.5053269	.2200D-02	1.7[illegible]07	0.0104497	.3998D-11	.5642D-20
CELANESE SA	-0.0120614	0.7308771	0.5750659	38.5323867	6.2070809	.4587D-05	1.4717345	-0.0005368	.6126D-11	.3041D-20
C[illegible]NOC	-0.0202845	1.0042798	0.4913002	73.3390227	8.5638702	.8442D-02	1.7017791	-0.0033538	.1900D-10	.2017D-19
IMBC SB	-0.0059062	0.4755315	0.4237065	17.5047889	4.1838409	.4386D-02	1.09[illegible]101	0.0014600	.1446D-10	.1719D-19
FRISCO SA	-0.0169325	0.9834023	0.4552382	20.9131906	4.5730920	.1570D-01	1.95[illegible]946	-0.0001782	.1140D-10	.1097D-19
GISSA B	-0.0060423	0.5331347	0.4360091	[illegible]	[illegible]	.[illegible]D-02	1.07[illegible]731	0.0073498	.6139D-11	.3021D-20
GMEXICO SA	-0.0087646	0.6700551	0.2400304	4.6009232	2.1449646	.3109D-01	1.7[illegible]3370	0.0018496	.1323D-11	.1401D-21
KIMBER A	-0.0068235	0.7914707	0.6750465	66.9812565	8.1843383	.3175D-02	1.6[illegible]7722	0.0055420	.2067D-10	.6570D-19
LIVEPOL	-0.0157730	0.8375978	0.4160724	[illegible]	[illegible]	.4954D-02	1.61[illegible]649	-0.0026431	.3757D-11	.1129D-20
LUISMIN SA	0.0055376	0.6110383	0.3538827	11.8280829	3.4391377	.1072D-01	1.91[illegible]34	0.0150366	.1335D-10	.1415D-19
MODERNA SA	-0.0163004	0.7856003	0.5706981	36.6460134	[illegible]	.3422D-02	1.94[illegible]933	-0.0050654	.2395D-10	.4580D-19
PURINA SA	-0.0076497	0.6157739	0.3840945	13.9125988	3.7299543	.9259D-02	1.6[illegible]370	0.0019849	.6241D-11	.3116D-20
SPICER SA	-0.0002115	0.5565704	0.4744043	21.2339758	[illegible]	.4924D-02	1.59[illegible]617	0.0008924	.1951D-10	.3742D-19
TAMSA	0.0037264	0.2074404	0.3310215	8.6402101	[illegible]	.1244D-01	1.8[illegible]055	0.0123119	.4301D-11	.1446D-20
TELMEX	-0.0094404	0.3045858	0.3408336	11.9816101	[illegible]	.4445D-02	1.80[illegible]264	-0.0014147	.1019D-12	.0309D-24
TOLMEX SA	0.0045981	0.6044172	0.4095320	16.1210076	4.0151074	.7483D-02	1.41[illegible]521	0.0160042	.6164D-11	.3039D-20
TREMEC SA	-0.0163202	0.8859190	0.6959126	[illegible]	[illegible]	.4443D-02	1.89[illegible]050	-0.0042107	.3188D-10	.8133D-19
VIDREAL	-0.0133628	0.2710024	0.4370452	[illegible]	[illegible]	.3583D-02	1.7[illegible]710	-0.0009834	.6410D-11	.3598D-20
VISA	-0.0132048	0.7918969	0.8640803	[illegible]	[illegible]	.8001D-02	1.92[illegible]033	-0.0077458	.0452D-11	.5715D-20
PENOLES SA	-0.0058358	0.0400682	0.4554426	20.9371920	4.5757177	.1164D-01	1.8[illegible]491	0.0072954	.1163D-10	.1001D-19
VITRO SA	-0.0130937	0.6794441	0.4563183	21.0399799	[illegible]	.7439D-02	1.9[illegible]459	-0.0024237	.0827D-11	.4233D-20
CRISOBA A	-0.0066979	0.9037105	0.5700859	42.9250174	[illegible]	.6909D-02	1.67[illegible]23	0.0073903	.1534D-10	.1003D-19
EATON SA	0.0078260	0.4415474	0.3000431	14.2200441	[illegible]	.7799D-03	1.04[illegible]867	0.0179213	.1999D-11	.3197D-21
CA[illegible] SA	-0.0137922	0.9925508	0.5846613	41.5409365	[illegible]	.8050D-02	1.54[illegible]960	0.0017053	.2201D-10	.3204D-19
SANBORN	-0.0023547	0.6924372	0.3399901	10.4561187	[illegible]	.1585D-01	1.33[illegible]257	0.0044674	.[illegible]D-12	.5152D-24
APCO	-0.0051969	0.5569143	0.5342879	[illegible]	[illegible]	.[illegible]D-01	1.69[illegible]80	0.0000451	.7197D-11	.4144D-[illegible]
MORESA A	-0.0145943	0.8157510	0.4132417	[illegible]	[illegible]	.1371D-01	1.61[illegible]218	-0.0010721	.1227D-10	.1204D-19
CEMEX A	0.0188909	0.2755721	0.1471460	1.7704893	1.3305973	.1456D-01	1.37[illegible]295	0.0231736	.3410D-11	.9905D-21
AVASCO A	0.0070383	1.1050500	0.4301723	[illegible]	[illegible]	.2282D-01	1.4474639	0.0245543	.5053D-11	.2044D-20
[illegible] B	-0.0319436	0.8915079	0.4715438	[illegible]	[illegible]	.1822D-01	1.50[illegible]141	-0.0044077	.9780D-11	.7343D-20
METALVER B	-0.0090977	0.6753810	0.3991030	[illegible]	[illegible]	.1621D-01	1.94[illegible]980	0.0013308	.1320D-10	.1394D-19
CONDUMEX SA	0.0181805	0.3082740	0.1526912	1.9096910	1.3819157	.1609D-01	1.71[illegible]902	0.0230043	.3509D-11	.1030D-20
CYDSA A	-0.0132494	0.7467673	0.4775485	[illegible]	[illegible]	.8011D-02	1.5[illegible]655	-0.0013433	.1216D-10	.1180D-19
[illegible]	-0.0317417	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	.[illegible]D-04	1.49[illegible]000	-0.0001917	.3703D-11	.1145D-20
NACOBRE SA	-0.0101150	0.0047404	0.5700813	40.1522380	[illegible]	.8474D-02	1.7097761	0.0023350	.2067D-10	.3419D-19
PURITAN	-0.0081137	0.6024213	0.4709372	22.7989406	4.7748236	.4935D-02	1.7[illegible]761	0.0029572	.7329D-11	.4181D-20
PAMIG	-0.0092446	0.8596690	0.5704220	[illegible]	[illegible]	.4231D-02	1.6451575	0.0017941	.2765D-10	.6117D-19
FIMENA	-0.0028371	0.7422185	0.3498000	[illegible]	[illegible]	.1672D-01	1.14[illegible]013	0.0032039	.9155D-11	.7001D-20
ERICSON	-0.0144491	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	.1169D-01	1.4039002	-0.0008341	.2194D-11	.3000D-21

COEF. DE CORR. MEDIO 0.4742506
MEDIA DEL INDICE 0.0155950
DESV.STD. DEL INDICE 0.0042436

TABLA IV.3.

REGRESION DE LOS RENDIMIENTOS DE 40 ACCIONES
PARA LA VARIABLE EXPLICATIVA
INDI01

E M I S O R	ALFA	BETA	COEFICIENTE DE CORR.	ESTADISTICOS F	ESTADISTICOS T	VARIANCIA DEL ERROR	COEFICIENTE DURB.-WATSON	RENDIMIENTO MEDIO	COEF CORR ERROR VS X	EST ERR VS X F
AAMLFA B	-0,0162603	1,2711253	0,7611645	110,1915574	10,4972167	.3780D-02	1,9[illegible]1977	-0,0121742	.[illegible]07D-10	.3904D 19
AURRERA A	0,0074607	0,9506674	0,7938529	136,3345959	11,6762407	.1709D-02	1,4034790	0,0104497	.4469D-10	.1590D 18
CELANES BA	-0,0039704	1,0018142	0,6869032	71,4601019	8,4538809	.3620D-02	1,4[illegible]7170	-0,0005368	.1000D-11	.2593D 21
CERMOC	-0,0072880	1,1943163	0,6637861	63,0134379	7,9381004	.5835D-02	1,6571190	-0,0033530	.1406D-10	.1562D 19
DESC BR	-0,0005005	0,6357930	0,4936388	25,7752260	5,0769308	.4043D-02	1,9[illegible]	0,0014600	.1252D-10	.1255D 19
FRISCO BA	-0,0053044	1,5470538	0,6243700	51,1127011	7,1493147	.1208D-01	1,9[illegible]105	-0,0001702	.1717D-11	.2452D-21
GISSA B	-0,0003357	0,7843712	0,5590730	36,3743804	6,0311177	.4360D-02	1,99[illegible]	0,0032498	.3307D-11	.6750D-21
GMEXICO BA	-0,0013593	0,9640078	0,2976147	7,7402478	2,7821301	.3695D-01	1,6[illegible]74	0,0018496	.6447D-11	.3325D 20
KIMBER A	0,0019443	1,0827103	0,8046755	146,9728122	12,1232344	.2056D-02	1,3[illegible]9001	0,0055420	.2249D-10	.6959D 19
LIVEPOL	-0,0050601	0,9542929	0,6122424	47,9674443	6,9258533	.4879D-02	1,9[illegible]997	-0,0026431	.3644D-11	.1065D-20
LUISMIN BA	-0,0153007	0,8144726	0,4168188	16,0215768	4,1014118	.1017D-01	1,9139508	0,0150365	.1553D-10	.1423D-19
MODERNA BA	-0,0098432	1,1496860	0,7277660	90,0837001	9,4912433	.3702D-02	1,01[illegible]	-0,0050656	.1090D-10	.2056D-19
PURINA BA	-0,0017059	1,1242468	0,6339165	53,7457458	7,3311490	.6501D-02	1,4011551	0,0019849	.1727D-10	.2305D-19
SPICER BA	0,0061284	0,7089707	0,5765823	30,6943074	5,5402443	.4221D-02	1,49[illegible]	0,0084924	.4116D-11	.1356D-20
TAMSA	0,0098952	0,7009007	0,3339728	10,0432229	3,1691044	.1261D-01	1,0872191	0,0123119	.1585D-11	.2011D-21
TELMEX	-0,0031441	0,4178988	0,3310388	9,8459184	3,1378203	.4572D-02	1,00[illegible]	-0,0016147	.8714D-12	.6075D-22
TOLMEX BA	0,0130201	0,9101840	0,5373923	32,4044269	5,6995111	.6574D-02	1,2[illegible]115	0,0160042	.7484D-11	.4481D-20
TREMEC BA	-0,0003785	1,7032478	0,7642438	112,1394874	10,5990324	.3325D-02	1,9[illegible]901	-0,0042107	.2174D-10	.4770D-19
VITREAL	-0,0043977	1,5322516	0,6520109	59,1590419	7,6914913	.7649D-02	1,6[illegible]	-0,0005834	.6714D-11	.5613D-20
VISA	-0,0125355	1,4532785	0,7214677	86,8450821	9,3191138	.6269D-02	1,9407470	-0,0077420	.1327D-10	.1409D-19
PENOLES BA	0,0031399	1,2877700	0,6026273	45,6701743	6,7542708	.9170D-02	1,75[illegible]	0,0072954	.2472D-10	.3080D 19
VITRO AA	-0,0060198	1,0626722	0,6227800	50,6801760	7,1195429	.5743D-02	1,7753601	-0,0024237	.5915D-12	.2799D-21
CRISOBA A	0,0032990	1,1177157	0,6367330	54,5507687	7,3858492	.5903D-02	1,59[illegible]946	0,0073582	.1973D-11	.3115D-21
EATON BA	0,0140797	0,8950374	0,4728260	23,0349469	4,7994736	.8965D-02	1,8[illegible]7996	0,0179233	.7558D-11	.4520D-20
CARRIDE BA	-0,0022437	1,1302498	0,5801365	40,5833314	6,3705048	.8114D-02	1,2[illegible]3018	0,0017053	.7524D-11	.4528D-20
BANHORN	0,0050118	1,0408707	0,4452121	19,7772281	4,4471596	.1412D-01	1,3064003	0,0084678	.1023D-10	.8173D-20
ACCO	-0,0014172	0,4124184	0,2560719	5,6138489	2,3693275	.7810D-02	1,64[illegible]771	0,0000451	.1304D-11	.1533D-21
MONESA A	-0,0055659	1,1190700	0,4939819	25,8226384	5,0815980	.1280D-01	1,4974183	-0,0018721	.7116D-11	.4051D-20
CEMEX A	0,0220790	0,3303206	0,1574198	2,0328561	1,4257826	.1451D-01	1,3350054	0,0231736	.5842D-12	.2730D-22
APASCO A	0,0203126	1,1996180	0,4069234	15,0757456	3,8844379	.2337D-01	1,3302509	0,0245543	.1782D-11	.2542D 21
DIANA B	-0,0120615	1,2603335	0,6001136	46,9443569	6,8516879	.8735D-02	1,4701539	-0,0084027	.6170D-12	.3045D [illegible]
METALVER B	-0,0014860	0,8045641	0,4555509	20,9497612	4,5770909	.7625D-02	1,94[illegible]96	0,0013300	.4110D-11	.1351D 20
CONDUMEX BA	0,0214173	0,4759395	0,2054156	3,5243590	1,8773274	.1657D-01	1,6813092	0,0230043	.2108D-11	.3553D 21
CYDSA A	-0,0052632	1,1027543	0,6144754	48,5356526	6,9667814	.4557D-02	1,33[illegible]777	-0,0013433	.6693D-12	.3584D [illegible]
FUNDURA	-0,0127101	1,2251339	0,4718321	22,9105015	4,7864916	.1689D-01	1,5510791	-0,0001912	.4011D-11	.1051D 20
NACOBRE BA	-0,0013322	1,1414618	0,7144999	83,4354325	9,1342998	.4025D-02	1,6719591	0,0023350	.7072D-11	.4001D 20
PURITAN	-0,0000516	1,0242624	0,6159271	48,9004845	6,9928801	.5530D-02	1,4010452	0,0075572	.2995D-11	.2170D-21
PARIS	0,0004396	1,0066692	0,5904160	42,8107071	6,5429892	.6102D-02	1,6096448	0,0037931	.1976D-11	.3122D-21
FOMANM	-0,0006066	1,3143424	0,5405879	33,0319112	5,7473195	.1355D-01	1,1792915	0,0037039	.3404D-11	.9711D-21
ERICSON	-0,0100747	0,7061384	0,4014266	15,3679022	3,9201916	.1037D-01	1,3726318	-0,0082341	.1487D-10	.1770D-19

COEF. DE CORR. MEDIO 0,5604807
MEDIA DEL INDICE 0,0033002
DESV.STD. DEL INDICE 0,0032222

TABLA IV.4.

REGRESION DE LOS RENDIMIENTOS DE 40 ACCIONES
PARA LA VARIABLE EXPLICATIVA
INDIA1

E M I S O R	ALFA	BETA	COEFICIENTE DE CORR.	ESTADISTICOS F	T	VARIANCIA DEL ERROR	COEFICIENTE DURB.-WATSON	RENDIMIENTO MEDIO	COEF CORR ERROR VS X	EST ERR VS X F
AAALFA B	-0.0219389	1.2629449	0.7537647	104.6102549	10.2279155	.3894D-02	1.9[illegible]190	-0.0191737	.2066D-11	.3414D 21
AURRERA A	0.0031751	0.9502618	0.7098444	132.4034077	11.5188371	.1738D-02	1.49[illegible]904	0.0104497	.6938D-11	.3051D 20
CELANES BA	-0.0083450	0.9926541	0.6797917	68.7311665	8.2904363	.3687D-05	1.41[illegible]035	-0.0005368	.5252D-10	.5526D 19
CERMOC	-0.0125948	1.1038292	0.6549112	60.0826092	7.7513024	.5957D-02	1.66[illegible]136	-0.0033838	.2400D-10	.4951D 19
DESC BB	-0.0034369	0.6332442	0.4893035	25.1934327	5.0193060	.4065D-02	1.97[illegible]429	0.0014688	.3007D-10	.7623D 19
FRISCO BA	-0.0122655	1.9450532	0.6203550	50.0478429	7.0744288	.1218D-01	1.92[illegible]209	-0.0001782	.7144D-11	.6688D 20
DINSA B	-0.0039229	0.7904703	0.5608155	38.7049423	6.0584604	.4348D-02	1.91[illegible]073	0.0022498	.2696D-10	.5016D 19
GMEXICO BA	-0.0057723	0.9722032	0.2981530	7.0054859	2.7938100	.3093D-01	1.65[illegible]339	0.0010496	.6478D-11	.5537D 20
KIMBER A	-0.0029004	1.0801132	0.8049669	147.2544995	12.1348465	.2093D-02	1.3[illegible]005	0.0055420	.1555D-10	[illegible]
LIVEPOL	-0.0102270	0.9621998	0.6144541	48.5231721	6.9660012	.4873D-02	1.95[illegible]740	-0.0026431	.7548D-11	.7293D 20
LUISMIN BA	0.0048845	0.8172736	0.4163150	16.7724997	4.0954243	.1017D-01	1.97[illegible]110	0.0150365	.1761D-10	.3407D 19
MODERNA BA	-0.0150190	1.1402958	0.7235204	87.8844362	9.3746898	.3032D-02	1.8[illegible]031	-0.0050656	.5202D-11	.2232D 20
PURINA BA	-0.0060442	1.1394106	0.6175212	49.3101554	7.0221190	.6724D-02	1.48[illegible]735	0.0019049	.2572D-10	.5211D 19
SPICER BA	0.0030077	0.6990245	0.5167911	29.1813922	5.3992029	.4201D-02	1.5014[illegible]66	0.0084924	.5280D-11	.2249D 20
TAMSA	0.0067061	0.6941371	0.3292139	9.7246034	3.1184136	.1265D-01	1.8[illegible]594	0.0123119	.1521D-10	.1857D 19
TELMEX	-0.0051421	0.4323361	0.3408897	10.5188100	3.2432719	.4538D-02	1.81[illegible]647	-0.0016147	.2258D-11	.4070D 21
TOLMEX BA	0.0070265	0.8957706	0.5264336	30.6703325	5.5380802	.6602D-02	1.2[illegible]141	0.0160042	.2360D-10	.4405D 19
TREMEC BA	-0.0130436	1.3081683	0.7635054	111.0191532	10.5744579	.3334D-02	1.8[illegible]724	-0.0042107	.1681D-11	.2261D-21
VIRREAL	-0.0100043	1.5509855	0.6432114	55.4543758	7.5176127	.7080D-05	1.6[illegible]103	-0.0002034	.1419D-10	.1621D-19
VISA	-0.0191135	1.4560596	0.7195016	85.0658827	9.2663846	.4306D-02	1.9[illegible]452	-0.0077420	.3415D-10	.9320D-19
PENOLES BA	-0.0024088	1.2646121	0.5890503	42.5077905	6.5197999	.9609D-02	1.7[illegible]112	0.0072984	.1700D-11	.2334D-21
VITRO AA	-0.0108492	1.0671887	0.6225320	50.6220740	7.1149191	.5744D-02	1.01[illegible]564	-0.0024237	.6247D-11	.3122D-20
CRISOBA A	-0.0012619	1.1072755	0.6278650	51.0599485	7.1455580	.6015D-02	1.52[illegible]722	0.0073502	.3319D-11	.0013D-21
EATON BA	0.0100911	0.8887289	0.4673197	22.3525359	4.7278469	.9025D-02	1.04[illegible]358	0.0179233	.2114D-11	.3575D-21
CARBIDE BA	-0.0072920	1.1238140	0.5741625	39.3420855	6.2723907	.8199D-02	1.2[illegible]612	0.0017053	.2153D-10	.3707D-19
SANBORN	0.0003779	1.0329617	0.4397002	19.1025607	4.3707909	.1421D-01	1.30[illegible]711	0.0004670	.1374D-10	.1510D-19
ACCO	-0.0031997	0.4051643	0.2485508	5.5424510	2.3951398	.7842D-02	1.6[illegible]440	0.0000451	.3496D-11	.1093D-20
AUREGA A	-0.0105199	1.1069717	0.4063791	24.7894883	4.9789043	.1262D-01	1.40[illegible]564	-0.0010731	.5736D-12	.2632D-22
CEMEX A	0.0200593	0.4015930	0.1859908	2.8665681	1.6930942	.1437D-01	1.3[illegible]147	0.0231736	.5573D-11	.2405D 20
APASCO A	0.0145497	1.2445543	0.4202118	17.1555191	4.1419232	.2304D-01	1.3[illegible]443	0.0245543	.7549D-11	.4559D-20
DIANA B	-0.0105695	1.5531654	0.6066502	46.5881125	6.8256219	.8742D-02	1.4[illegible]140	-0.0084027	.1071D-10	.9174D-20
METALVER B	-0.0054116	0.8762434	0.4491764	20.2204166	4.4967117	.9696D-02	1.94[illegible]131	0.0013308	.2177D-10	.3790D-19
COMIMEX BA	0.0180431	0.5810204	0.2499547	5.3312726	2.3089549	.1622D-01	1.6[illegible]177	0.0230043	.3416D-11	.9336D 21
CYDSA A	-0.0101303	1.0889588	0.6039986	45.9474241	6.7784531	.4981D-02	1.3[illegible]610	0.0013433	.1960D-10	.3073D-19
FUNDORA	-0.0176620	1.2146029	0.4456106	22.1441612	4.7057583	.1701D-01	1.9[illegible]319	-0.0081912	.1307D-10	.1366D-19
NACOBRE BA	-0.0064358	1.1355736	0.7078232	80.1887136	8.9548181	.4107D-02	1.6[illegible]255	0.0023350	.2561D-10	.5666D 19
PURITAN	-0.0055670	1.0363705	0.6203227	50.0390754	7.0738303	.5482D-02	1.4[illegible]763	0.0029572	.1663D-10	.2214D 19
PARIS	-0.0041458	1.0123033	0.5909718	42.9345800	6.5524489	.4076D-02	1.59[illegible]421	0.0037941	.1273D-11	.1297D-21
FONSNA	-0.0065953	1.3227606	0.5407110	33.0533366	5.7492031	.1355D-01	1.19[illegible]056	0.0017839	.0770D-11	.5422D-20
ERICSON	-0.0144402	0.7885537	0.4007987	15.3103940	3.9128800	.1637D-01	1.37[illegible]708	-0.0002341	.7293D-11	.4255D-20

COEF. DE CORR. MEDIO 0.5651038
MEDIA DEL INDICE 0.0070116
DESV.STD. DEL INDICE 0.0031924

TABLA IV.5.

REGRESION DE LOS RENDIMIENTOS DE 40 ACCIONES
PARA LA VARIABLE EXPLICATIVA
INDBMV

EMISOR	ALFA	BETA	COEFICIENTE DE CORR.	ESTADISTICOS F	ESTADISTICOS T	VARIANCIA DEL ERROR	COEFICIENTE DURB.-WATSON	RENDIMIENTO MEDIO	COEF CORR ERROR VS X	EST ERR VS X F
AAALFA B	-0.0136324	0.0401925	0.1435943	1.6842747	1.2977961	.8801D-02	1.4977917	-0.0121737	.4589D-11	.1684D-20
AURRERA A	0.0097645	0.0214910	0.1070711	0.9277247	0.9632106	.4960D-02	1.8071524	0.0104497	.4320D-11	.1493D-20
CELANES SA	-0.0021404	0.0300548	0.1554751	1.9869310	1.4095854	.4666D-02	1.7220904	-0.0005360	.1032D-10	.8324D-20
CERMUC	-0.0051706	0.0470061	0.1558707	1.9920514	1.4114008	.1018D-01	1.6959974	-0.0033538	.5901D-11	.2787D-20
DESC SB	-0.0001898	0.0438138	0.2029578	3.4349211	1.8533928	.5125D-02	1.6014932	0.0014688	.7190D-11	.4145D-20
FRISCO SA	-0.0008444	0.0172257	0.0414563	0.1377260	0.3711154	.1377D-01	1.8547149	-0.0001782	.1957D-11	.3063D-21
GISSA B	0.0015465	0.0181870	0.0773410	0.4814103	0.6938373	.4106D-02	1.7716939	0.0023498	.3940D-11	.6913D-21
GMEXICO SA	-0.0006844	0.0646165	0.1107798	1.1448430	1.0699737	.3344D-01	1.6954130	0.0010496	.4008D-11	.1049D-20
KIMBER A	0.0049071	0.0157870	0.0700038	0.3939737	0.6276732	.5805D-02	1.9913043	0.0055420	.2625D-11	.5602D-21
LIVEPOL	-0.0036465	0.0241237	0.0923391	0.6879847	0.8294478	.7762D-02	1.8352041	-0.0026431	.1399D-11	.1565D-21
LUISMIN SA	0.0151409	-0.0018610	0.0056024	0.0025915	0.0509258	.1556D-01	1.8943353	0.0150365	.2132D-11	.4351D-21
MODERNA SA	-0.0078044	0.0452506	0.1709589	2.4076781	1.5516498	.7064D-02	1.8031992	-0.0058656	.6495D-11	.7212D-20
PURINA SA	0.0006035	0.0374597	0.1216763	1.2022093	1.0964530	.1071D-01	1.9727782	0.0019049	.4760D-11	.1019D-20
SPICER SA	0.0071693	0.0334858	0.1483003	1.8011886	1.3420837	.7712D-02	1.9001235	0.0084974	.4746D-11	.1297D-20
TAMSA	0.0114475	0.0196146	0.0587418	0.2495261	0.4995256	.1416D-01	1.8561164	0.0123119	.4732D-11	.1946D-20
TELMEX	-0.0025227	0.0195354	0.0923277	0.6870152	0.8288462	.5091D-02	1.8564165	-0.0016147	.4456D-11	.1509D-20
TOLMEX SA	0.0152047	0.0211104	0.0743919	0.4451956	0.6672298	.9192D-02	1.7150058	0.0160042	.4314D-11	.1489D-20
TREMEC SA	-0.0042210	0.0467930	0.1772483	2.5890818	1.6090630	.7793D-02	1.8621691	-0.0042107	.4714D-11	.1776D-20
VIRREAL	-0.0047514	0.0641733	0.1677287	3.3548348	[illegible]	.1126D-01	1.9009313	-0.0003834	.1037D-10	.6603D-20
VISA	-0.0093323	0.0410641	0.1216275	1.2012293	1.0960061	.1288D-01	1.6899961	-0.0077428	.6072D-11	.2949D-20
PENOLES SA	0.0056017	0.0460961	0.1286995	1.3474022	1.1607766	.1447D-01	1.8647090	0.0072954	.4792D-11	.1837D-20
VITRO AA	-0.0034733	0.0247634	0.0865859	0.6043003	0.7773478	.7311D-02	1.8401748	-0.0024237	.2108D-11	.3841D-21
CRISOBA A	0.0050090	0.0406983	0.1303762	1.7605485	[illegible]	.6944D-02	1.9960461	0.0073587	.0046D-11	.6760D-20
EATON SA	0.0168047	0.0244612	0.0770975	0.4783430	0.6916379	.1140D-01	1.8475149	0.0179233	.2455D-11	.4820D-21
CARBIDE SA	-0.0000800	0.0403911	0.1236925	1.2430047	1.1149012	.1204D-01	1.7500453	0.0017053	.7071D-11	.4000D-20
BANHUMN	0.0071321	0.0318976	0.0865042	0.6031515	0.7766201	.1249D-01	1.4231720	0.0084670	.4019D-11	.1292D-20
ACCO	-0.0001633	0.0027107	0.0100400	0.0080449	0.0896938	.3557D-02	1.0990240	0.0000451	.1097D-14	.2064D-23
MORESA A	-0.0019400	0.0017348	0.0045688	0.0016700	0.0408661	.1684D-01	1.8969218	-0.0018721	.6745D-12	.3619D-22
CEMEX A	0.0235568	-0.0092909	0.0257918	0.0532629	0.2307659	.1487D-01	1.3720497	0.0231736	.1335D-11	.1004D-21
APASCO A	0.0226776	0.0410936	0.0831657	0.5571292	[illegible]	.2791D-01	1.4077660	0.0245543	.1276D-11	.1302D-21
DIANA B	-0.0101535	0.0374167	0.1072135	0.9300536	0.9644023	.1538D-01	1.8560137	-0.0004027	.3503D-11	.9819D-21
METALVER B	0.0005969	0.0215624	0.0662531	0.3527088	0.5938962	.1718D-01	1.6397071	0.0013308	.1329D-11	.1413D-21
CONDUMEX SA	0.0229029	0.0001330	0.0003425	0.0000094	0.0030636	.1730D-01	1.7451124	0.0230043	.7205D-12	.4746D-22
CYDSA A	-0.0025000	0.0246492	0.0819470	0.5400834	[illegible]	.1031D-01	1.7010526	-0.0013433	.3972D-11	.1241D-20
FUNDORA	-0.0075103	-0.0169345	0.0308886	0.1211689	0.3480932	.4129D-01	1.6997766	-0.0081912	.0495D-12	.5630D-22
NACOBRE SA	0.0013104	0.0289978	0.1082578	0.9488433	0.9740089	.8172D-02	1.9073919	0.0023350	.6047D-11	.2929D-20
PURITAN	0.0020448	0.0124739	0.0447531	0.1605490	0.4006856	.8893D-02	1.0611702	0.0025577	.3365D-14	.9061D-27
PARIS	0.0027525	0.0260206	0.0910522	0.6687852	0.8177929	.7790D-02	1.9666577	0.0037931	.5009D-11	.2007D-20
FONRRM	0.0025309	0.0380451	0.0951777	0.7313287	0.8551778	.1083D-01	1.2055550	0.0037839	.4086D-11	.1336D-20
ERICSON	-0.0087531	0.0121876	0.0371303	0.1104451	0.3323328	.1234D-01	1.5174001	-0.0082341	.6473D-12	.3249D-22

COEF. DE CORR. MEDIO 0.1074597
MEDIA DEL INDICE 0.0307907
DESV.STD. DEL INDICE 0.1144981

Sin embargo, cuando la variable explicativa y el error estocástico están correlacionados, no se puede llevar a cabo esta separación, ya que no se consideraría el efecto conjunto de las dos variables sobre la variable dependiente.

En atención a este punto, se hicieron pruebas para determinar la significancia de dicha correlación, procediéndose de la siguiente manera: tomando el vector de errores de la regresión efectuada para los rendimientos de las acciones con cada uno de los índices, se efectuó una segunda regresión de dichos errores contra los mismos índices, para encontrar si los coeficientes beta de esta última regresión eran significativamente distintos a cero. Los resultados están contenidos en las dos últimas columnas de las tablas IV.1 a la IV.5. Puede observarse que los coeficientes de correlación son aproximadamente cero, asi como la prueba F implica el rechazo de la hipotesis nula ($\beta \neq 0$). Por lo tanto se tiene que el supuesto 2 se cumple satisfactoriamente.

IV.2.3. Violación del Supuesto 5

La violación del supuesto de normalidad en la distribución del error estocástico, no representa un problema delicado si se toman en cuenta las siguientes consideraciones:

Aun sin el supuesto de normalidad, los estimadores de mínimos cuadrados son insesgados y presentan la variancia menor entre todos los estimadores lineales insesgados de los parámetros respectivos.

Con la ayuda del teorema del Límite Central, puede demostrarse además, que la distribución de los estimadores de mínimos cuadrados tiende a ser normal en la medida en que el tamaño de la muestra aumenta indefinidamente[5/]. Esto trae como consecuencia, que dichos estimadores tengan, en forma asintótica, la misma distribución que los estimadores máximo verosimiles basados en el supuesto de normalidad, y por tanto tienen las mismas media y variancia asintóticas. Esto es muy importante ya que los intervalos de confianza y las pruebas de hipótesis para los estimadores α y β, dependen del supuesto de normalidad.

En resumen, dado que la muestra considerada en éste estudio consta de 82 observaciones por acción y éste es un número rela-

---

[5/] E. Malinvaud. "Statitical Methods of Econometrics". Chicago, Rand Mc Nally: 1966 pags. 195-197.

tivamente grande, puede decirse que los estimadores de mínimos cuadrados conservan, aún sin el supuesto de normalidad del error estocástico, sus propiedades fundamentales, así como permanecen inalteradas sus fórmulas de variancias.

IV.3 Segundo Grupo. Supuestos Críticos

Se procederá en ésta sección a examinar los supuestos de homoscedasticidad y no autocorrelación que, como se ha mencionado, son cruciales para que los estimadores de mínimos cuadrados tengan las propiedades que de ellos se espera para una adecuada aplicación del modelo de mercado. La violación de alguno de estos supuestos, representa un problema serio en cuanto a sus implicaciones, detección y corrección, por lo que la discusión se llevará a cabo en forma detallada y siguiendo el siguiente esquema:

Se centra y analiza el problema de violación respectivo; se examinan brevemente sus consecuencias específicas; se proponen y aplican los métodos que se consideran adecuados para su detección; y finalmente, cuando haya lugar a ello, se sugerirán medidas de corrección apropiadas para dar lugar a estimadores que posean las propiedades deseadas para la correcta aplicación del modelo.

IV.3.1. Problema de Heteroscedasticidad

IV.3.1.1. Naturaleza del Problema

Como se había mencionado, el supuesto de homoscedasticidad se refiere a la viariancia del error estocástico , condicional a los valores escogidos de la variable explicativa, y de la cual se dice que es un número constante, lo anterior se puede expresar simbólicamente como:

$$\begin{aligned} var(\varepsilon_{it}/r_{It}) &= E[\varepsilon_{it} - E(\varepsilon_{it})]^2 \\ &= E(\varepsilon_{it}^2)\text{ , de acuerdo con el supuesto 1,} \\ &= \sigma^2 \qquad \ldots(IV.3.1), \end{aligned}$$

donde σ^2 es el número constante mencionado,

t=1,....,n es el número de observaciones para la acción i,

La variancia de la variable dependiente r_{it} , condicional al valor de r_{It} , será la misma que la del error ε_{it} , ya que

$$\begin{aligned} var(r_{it}/r_{It}) &= var(\alpha_i + \beta_i r_{It} + \varepsilon_{it}/r_{It}) \\ &= var(\varepsilon_{it}/r_{It}) \\ &= \sigma^2 , \end{aligned}$$

y por lo tanto sería, en el supuesto de homoscedasticidad, constante para cada observación. Esto se ilustra en la figura IV.1

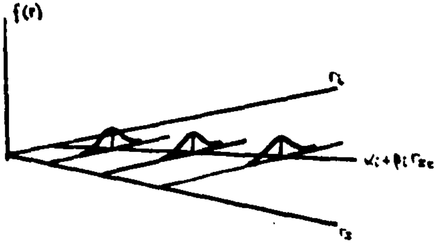


Fig.IV.1. Errores Homoscedásticos

La situación opuesta ocurre cuando la variancia condicional de r_{it}, o equivalentemente de ε_{it}, no es la misma para cada valor r_{It}, es decir:

$$E(\varepsilon_{it}^{2}) = \sigma_{it}^{2} \qquad \ldots\ldots \text{ (IV.3.2.)},$$

en este caso se dice que existe heteroscedasticidad, fenómeno que puede apreciarse gráficamente en la figura IV.2.

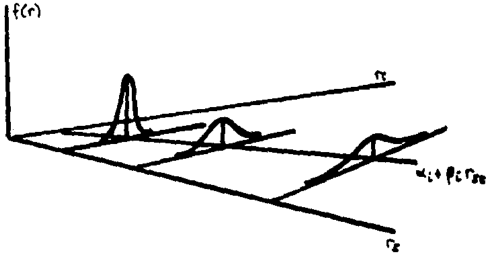


Fig. IV.2. Errores Heteroscedásticos

Cuando las observaciones se efectuan a lo largo del tiempo, el problema de heteroscedasticidad es en general poco frecuente[6/]. Sin embargo, a pesar de que en el modelo del mercado se manejen series de datos en el tiempo, es plausible intuir la existencia de ese problema si se considera el concepto de prima

---

1/ Las razones se exponen brevemente en D. Gujarati. Obra citada, pag.196.

de riesgo que puede derivarse como consecuencia del modelo de Sharpe[7/]. Este concepto puede resumirse en pocas palabras: en la medida en que el riesgo involucrado al invertir en una acción determinada, es mayor que el riesgo que representa el invertir en una acción alternativa, el rendimiento que debe esperarse ofrezca la primera, debe ser mayor que el de la segunda, en la magnitud en que su riesgo sea mayor, de lo contrario no resultaría atractivo invertir en la primera opción. El exceso de rendimiento obtenido al invertir en una acción que involucre un riesgo, sobre el rendimiento que ofrece una inversión sin riesgo, se denomina prima de riesgo. Debe recordarse además, que dicho riesgo es medido por la variabilidad en retrospectiva que el rendimiento tiene alrededor de su valor esperado.

Por lo tanto, conforme el rendimiento que se espera tenga una acción en un período dado, sea diferente que el esperado en otro período, el riesgo implícito de invertir en ella, es decir, la variancia de dicho rendimiento, se espera sea también diferente, y consecuentemente podrá surgir el problema de heteroscedasticidad.

A este respecto, Belkaoui[8/] afirma que en el modelo del mercado el problema ocurre, cuando la variancia del error aumenta

---

7/ Para detallar en el planteamiento hecho por Sharpe, ver J.C. Francis, S. Archer, "Portfolio Analysis". Obra citada.

8/ Belkaoui. Obra citada, pag. 1320.

con el cuadrado de la variable explicativa, simbólicamente.

$$E\ (\ \varepsilon_{it}^{2}\ ) = \sigma^{2}\ r_{1t}^{2} \qquad ......(IV.3.3)$$

sin embargo no fundamenta su afirmación, sino simplemente hace referencia a uno de los patrones de heteroscedasticidad posibles referido por Johnston[9/]. Por lo tanto, en el presente estudio, sólo se harán supuestos sobre la forma en que pueda aparecer la heteroscedasticidad, en lugar de fijar dicha forma a priori.

Cabe recordar además que, como se mencionó en el Capítulo II, se considerá el modelo de mercado como un modelo multiplicativo que puede manejarse a base de logaritmos naturales. La ventaja adicional que presenta esta transformación logarítmica es que frecuentemente permite reducir la heteroscedasticidad. Esto se debe a que la transformación comprime la escala en la que las variables están medidas[10/]. Por lo tanto, habrá que tomar en cuenta que el problema tratado en esta sección, ha sido quizá aliminado, o al menos reducido, en virtud de tal transformación.

9/ J. Johnston. "Econometric Methods", 2a. edición. Mc Graw-Hill, Nueva York, 1972 pags. 218-219.

10/ Para apreciar el efecto de dicha compresión, considérese el siguiente ejemplo: el número 80 es 10 veces el número B; sin embargo, ln(80)=4.3820, es solamente el doble de ln(8)=2.0794

IV.3.1.2. Consecuencias del Problema

De acuerdo con el teorema de Gauss-Marlcov, los estimadores $\hat{\alpha}_i$ y $\hat{\beta}_i$ que se obtienen por el método de mínimos cuadrados, presentan ciertas propiedades que les hacen ser "óptimos", gracias a los supuestos básicos del modelo de mínimos cuadrados ordinarios.

Estas propiedades se refieren a que los estimadores no sean sesgados, que sean eficientes, consistentes, y de variancia mínima en la clase de los estimadores lineales insesgados.

Por lo tanto, el hecho de que el supuesto básico de homoscedasticidad sea violado, podría propiciar que dichas propiedades se vieran afectadas y, con esto, que el método de regresión de mínimos cuadrados ordinarios no sea tan eficaz. En la presente sección, se enfocará la atención a dichas propiedades, y se esbozará la repercusión que tiene en ellas el violar el supuesto de homoscedasticidad.

a) Repercusiones sobre los estimadores de mínimos cuadrados.[11]

Ante la presencia de heteroscedasticidad se ha demostrado que los estimadores de mínimos cuadrados siguen siendo insesga

---

[11] Ver J. Kmenta. Obra citada, pags. 250-256 para el detalle de las demostraciones de lo expuesto.

dos, a la vez que conservan su consistencia. Sin embargo, se encuentra, que dichos estimadores ya no presentan la variancia más pequeña en la clase de los estimadores lineales insesgados y por tanto no son eficientes.

Por otra parte, las variancias de los estimadores de mínimos cuadrados no son asintéticamente equivalentes a las variancias de los estimadores máximo verosímiles, y esto lleva a que los estimadores mencionados no sean asintéticamente eficientes.

Por lo tanto, cuando existe heteroscedasticidad y, usando las fórmulas de mínimos cuadrados, ésta no es tomada en cuenta, se obtendrán estimadores que poseen aún algunas propiedades deseables. Sin embargo, si se está interesado en emplear dichos estimadores tanto para probar hipótesis, como para construir intervalos de confianza, se requiere además de que los estimadores sean insesgados, que sus variancias también lo sean, con el objeto de validar las pruebas referidas, y que los intervalos de confianza sean correctos.

b) Repercusión sobre las propiedades de las variancias estimadas de los estimadores de mínimos cuadrados.

Se ha demostrado que cuando el supuesto de homoscedasticidad es violado, la variancia del estimador $\hat{\beta}_i$ (calculada en la forma convencional), será sesgada. El mismo resultado se encuentra para la variancia del estimador .

La consecuencia de este hecho es que al intentar llevar a cabo el análisis de regresión considerando erróneamente que existe homoscedasticidad, las inferencias que se lograrán sobre los coeficientes de la línea poblacional, serían incorrectas. Es decir, tanto las conclusiones a que dieran lugar las pruebas t y F, como los intervalos de confianza que se construyeran, serían incorrectos.

Al ser inadecuadas las pruebas de significancia que permitan discernir sobre la verosimilitud de la relación lineal en el modelo de Sharpe, se desvirtuaría su aplicación, por lo que se considera que el problema de heteroscedasticidad no debe ser ignorado en caso de que exista.

IV.3.1.3 Detección de la Presencia de Heteroscedasticidad

Considerando las graves repercusiones que la presencia de heteroscedasticidad tendría al aplicar el modelo del mercado, es indispensable percibir con cierta certidumbre la presencia o ausencia relativas de dicho fenómeno.

Sin embargo, este no puede ser fácilmente detectado, y esto se debe a que su naturaleza (es decir, la forma de variancia del error) es generalmente desconocida[12/]. Aún una estimación de dicha variancia se dificulta en el caso del modelo del mercado, ya que sólo existe un valor observado r_{it} para cualquier valor específico de r_{It} . No obstante, se han desarrollado métodos para detectar el problema haciendo frente al desconocimiento de la forma de σ_{it}^2 . Esto mediante:

i) Suponer la naturaleza de la heteroscedasticidad, es decir, suponer que σ_{it}^2 se asocia a alguna variable por alguna función específica.

ii) Efectuar una estimación para σ_{it}^2 a partir de la muestra.

12/ En caso de existir heteroscedasticidad, la variancia del error sería, recordando la ecuación (IV.3.2):

$$E(\varepsilon_{it}^2) = \sigma_{it}^2$$

En el primer caso se cuenta con alguna información adicional sobre σ_{it}^2 , que permite formular un supuesto de una manera general, estableciendo que σ_{it}^2 depende de alguna variable que puede ser r_{It} (es decir, la variable explicativa). Para hacer dicho supuesto operacional, se especifica la función que fije dicha dependencia. Es plausible que dicha función sea[13/]

$$\sigma_{it}^2 = \sigma^2 \, r_{It}^{\delta} \qquad \text{......(IV.3.4),}$$

en donde es claro que el grado de heteroscedasticidad dependerá del valor de δ.

Frecuentemente se suele suponer un valor de 2 para 8, tal como lo ha hecho Belkaoui para el mercado canadiense, dando lugar a la ecuación (IV.3.3). Este supuesto implicaría considerar que la desviación estándar de ε_{it} es proporcional a r_{It} , como podrá apreciarse en las ecuaciones (IV.3.3) y (IV.3.4).

En el segundo caso no se hace ningún supuesto, sino que se acude a la información que proporciona la muestra, estimando σ_{it}^2 a partir de ella. Es claro que para realizar dicha estimación es necesario observar varios valores de la variable dependiente r_{it} para cada r_{It} , lo cual, como se anotó anteriormente, no es posible en el modelo de mercado.

13/ Para profundizar en los diversos casos que se derivan de esta función, consultar J. Kmenta. Obra citada, pags. 257-264.

La estimación se efectuaría mediante:

$$s^2_{it} = \frac{1}{n_t} \sum_{j=1}^{n_t} (r_{ij} - \bar{r}_t)^2 \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (IV.3.5),$$

donde $$\bar{r}_t = \frac{1}{n_t} \sum_{j=1}^{n_t} r_{tj} \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (IV.3.6),$$

y n_t es el número de observaciones de la variable dependiente para cada valor r_{it} .

El número de pruebas a realizarse en este estudio, así como su naturaleza, fueron motivados en atención a su precisión y capacidad para tomar en cuenta las consideraciones anteriores.

Las pruebas que se emplearán y discutirán en la siguiente sección son[14/]:

a) Método Gráfico.
b) Prueba de Goldfield y Quandt
c) Prueba del Coeficiente de Correlación por Rangos de Spearman.
d) Prueba de Bartlett .
e) Prueba de Jarque y Bera

14/ Las pruebas de Park y Glejser no se utilizan en el estudio por sus desventajas argumentadas, ver:

D. Gujarati. Obra citada pags. 203-204, y
J. Johnston. Obra citada pags. 220-221.

IV.3.1.4. Pruebas y Resultados

En las pruebas que se llevarán a efecto en esta sección, se está interesado en probar la hipótesis nula de homoscedasticidad, es decir:

$$H \; : \sigma_{i1}^2 = \sigma_{i2}^2 = \ldots\ldots = \sigma_{in}^2 \ldots\ldots\ldots\ldots (IV.3.7),$$

donde n es el número de observaciones, contra alguna hipótesis alternativa que se especificará de acuerdo con la prueba empleada.

Se observará que en dichas pruebas se enfrenta el problema de desconocimiento de σ_{it}^2 , considerando alguno de los dos casos (i) e (ii) expuestos en la Sección anterior.

a) **Método Gráfico.**

Dado que en el modelo del mercado mexicano no se tiene ninguna información empírica sobre la naturaleza, o aún sobre la existencia de heteroscedasticidad, el método gráfico puede ser de gran utilidad para detectar visualmente la existencia de algún posible patrón sistemático del comportamiento del error residual al cuadrado e^2_{it} , que puede usarse como sustituto de ε_{it} , especialmente si el tamaño de la muestra es suficientemente grande, como es el caso del presente estudio[15/].

La forma de aplicar el método gráfico consiste en realizar el análisis de regresión suponiendo homoscedasticidad, para posteriormente inspeccionar el comportamiento de los residuales cuadrados e^2_{it} , graficándolos contra la variable explicativa r_{it} , y en esta forma apreciar alguna posible relación sistemática entre estas dos variables, que de existir sugeriría la presencia de heteroscedasticidad de acuerdo con el caso (i) tratado en la Sección anterior.

A diferencia del estudio llevado a cabo por Fama[16/] , en el que se inspeccionaron visualmente los términos e^2_{it} y se concluyó que en general el supuesto homoscedasticidad era sostenible, en el presente estudio, el método se usará simplemente para sugerir algún posible patrón de comportamiento de los términos e^2_{it} ,

---

15/ Para detallar en la relación entre e y ε, ver E. Malnvaud. "Statistical Methods of Econometrics", North Holland Publishing Company, Amsterdam, 1970, pags. 88-89

16/ E. Fama. Obra citada, pags. 1-21

para tener algún conocimiento informal sobre la posible naturaleza de heteroscedasticidad en caso de que exista.

Como se ha indicado, la prueba se llevará a cabo graficando los residuales cuadrados de las regresiones que se efectuarán para cada acción, contra cada uno de los índices del mercado.

Las gráficas correspondientes se encuentran en el Apéndice IV.1, en las que no se observa ningún patrón sistemático, a excepción de las siguientes emisiones: PURINA *A y TAMSA con patrones creciente y decreciente respectivamente; así como ACCO y CYDSA A con patrones ligeramente cuadráticos.

b) Prueba de Goldfield y Quandt.

En esta prueba, la hipótesis alternativa es muy específica, y es además consistente con las consideraciones expuestas en el caso (i) de la Sección precedente, en el cual se supone que las variancias no son constantes, sino crecientes o decrecientes proporcionalmente a la variable explicativa r_{It} .

En particular se supondrá que la heteroscedasticidad toma la forma:

$$H_A : \sigma_{it}^2 = E(\varepsilon_{it}^2) = \sigma^2 r_{It}^2 ,$$

es decir, la desviación estándar de ε_{it} es proporcional a r_{it}.

A continuación se describirán los pasos a seguir para efectuar la prueba y posteriormente se explicará de una manera breve e intuitiva, la naturaleza y poder de esta prueba[17/].

1. Se ordenarán las observaciones de acuerdo al tamaño de r_i.
2. Se omitirán c observaciones centrales. El número c adecuado se determinará a continuación.
3. Se efectuarán las regresiones de mínimos cuadrados ordinarios por separado para las primeras (n-c)/2 observaciones, así como para las últimas (n-c)/2

4. Se calcularán las sumas de residuales cuadrados para ambas regresiones, denotándose por S_1 y S_2 respectivamente para la de observaciones pequeñas de r_i y la de observaciones más grandes. Por lo tanto el cociente $R=S_2/S_1$

   tendrá, en el supuesto de homoscedasticidad, una distribución F con [(n-c-4)/2, (n-c-4)/2] grados de libertad.

Considerando el supuesto que se hizo de proporcionalidad

17/ Para una explicación más amplia e inductiva, ver M. Theil. Obra citada, pags. 196-199.

entre σ_{it} y r_{it}, el propósito del cociente R es el comparar el tamaño relativo de la suma de los residuales cuadrados para las observaciones más grandes de r_i, con respecto a la misma suma para las observaciones más pequeñas, de manera tal que en la medida en que R se aproxima a tomar el valor de 1, ambas sumas tenderán a ser iguales, de tal forma que el incremento o decremento de la variancia σ_{it}^2 sea insignificante, y así no se rechace la hipótesis de homoscedasticidad.

Es muy importante mencionar que para que el cociente R tenga una distribución F, es necesario que el numerador sea independiente del denominador, requisito que se satisface al tomar las sumas de residuales cuadrados a partir de dos regresiones distintas, en vez de hacerlo a partir de una sola regresión. De esta manera el numerador y el denominador son forzados a ser independientes[18/].

Debe notarse además, que el poder de la prueba depende del valor escogido para c. Como puede apreciarse en los pasos 3 y 4 de la prueba, al aumentar el valor de c, se reduce el número de observaciones y por tanto los grados de libertad para la prueba, disminuyendo así su poder.[19/] Por otra parte, al disminuir el va-

18/ Al respecto cabe hacer notar que en el estudio de A. Belkaoui. Obra citada, los grados de libertad empleados son incorrectos al considerar esta prueba.

19/ La prueba de esto puede verse en H. Theil. Obra citada, en la nota número 4, p. 198.

TABLA IV.6.

PRUEBA DE GOLFIELD Y QUANDT
22 OBSERVACIONES CENTRALES OMITIDAS
DE UN TOTAL DE 82 OBSERVACIONES

I N D I C E S

	INDDEO			INDARI			INDIBI			INDIAI			INDBMV		
E M I S O R A	ESTADISTICO	SIGNIF. 5 %	1 %	ESTADISTICO	SIGNIF. 5 %	1 %	ESTADISTICO	SIGNIF. 5 %	1 %	ESTADISTICO	SIGNIF. 5 %	1 %	ESTADISTICO	SIGNIF. 5 %	1 %
AAALFA B	1.110196	*	*	1.073801	*	*	1.353847	*	*	1.545[illegible]	*	*	1.380570	*	*
AURRERA A	1.361545	*	*	1.084714	*	*	1.750719	*	*	1.129[illegible]	*	*	1.115944	*	*
CELANES SA	2.409872		*	2.124149		*	1.083432	*	*	1.291[illegible]	*	*	2.496929		*
CERMOC	3.057569			2.826705			1.379952	*	*	1.234877	*	*	1.647305	*	*
DESC SB	2.135606		*	2.242043		*	1.304499	*	*	5.276[illegible]			2.076917		*
FRISCO SA	3.05[illegible]			1.38[illegible]	*	*	[illegible]	*	*	1.173[illegible]	*	*	1.469519	*	*
GISSA B	1.225543	*	*	1.785540	*	*	[illegible]	*	*	1.340[illegible]	*	*	1.406796	*	*
GMEXICO SA	8.582049			1.117544	*	*	1.678095	*	*	3.015[illegible]			2.785074		
KIMBER A	3.181600			1.511592	*	*	[illegible]	*	*	1.113[illegible]	*	*	1.128117	*	*
LIVERPOL	1.038039	*	*	1.517078	*	*	[illegible]	*	*	2.044[illegible]		*	3.040104		
LUISMIN SA	1.013056	*	*	3.195693			1.420132	*	*	1.410912	*	*	1.030404	*	*
MODERNA SA	1.246552	*	*	1.605379	*	*	1.414448	*	*	1.165113	*	*	1.277803	*	*
PURINA SA	3.263[illegible]			1.374178	*	*	[illegible]	*	*	1.602743	*	*	1.102[illegible]	*	*
SPICER SA	1.515917	*	*	2.385258		*	[illegible]	*	*	2.090110		*	1.169608	*	*
TAMSA	1.273768	*	*	1.590547	*	*	[illegible]		*	1.710450	*	*	1.099652	*	*
TELMEX	1.314834	*	*	1.401915	*	*	1.308090	*	*	1.457[illegible]	*	*	1.343785	*	*
TOLMEX SA	1.518466	*	*	1.940047		*	1.117486	*	*	1.523176	*	*	1.113959	*	*
TREMEC SA	1.073517	*	*	1.218580	*	*	1.011403	*	*	1.13[illegible]	*	*	1.036103	*	*
VIRREAL	1.930274		*	1.634399	*	*	1.125708	*	*	1.740[illegible]	*	*	1.017971	*	*
VISA	1.307339	*	*	1.140187	*	*	1.753849	*	*	1.445[illegible]	*	*	2.284813		*
PENOLES SA	1.400838	*	*	1.004624	*	*	1.107949	*	*	2.476497		*	1.297094	*	*
VITRO AA	1.815731	*	*	1.551196			1.418250	*	*	1.959[illegible]		*	1.109153	*	*
CRISOBA A	1.853716		*	1.380376	*	*	1.848407		*	1.091161	*	*	1.194952	*	*
EATON SA	1.315605	*	*	2.741469			1.086523	*	*	1.024[illegible]	*	*	1.304149	*	*
CARDINE SA	9.913579			1.459604	*	*	1.817342	*	*	1.473[illegible]	*	*	1.789033	*	*
SANBORN	2.476074			1.735840			[illegible]			4.321121			6.037598		
ACCO	1.520315	*	*	1.057486	*	*	[illegible]			1.664129	*	*	4.363535		
MORESA A	1.897714		*	1.291125	*	*	1.039931	*	*	1.391[illegible]	*	*	1.049980	*	*
CEMEX A	2.273672		*	1.054917	*	*	1.442015	*	*	1.324[illegible]	*	*	1.594179	*	*
APASCO A	1.694709	*	*	1.217701	*	*	[illegible]		*	1.420[illegible]	*	*	1.019998	*	*
DIANA B	1.390150	*	*	1.573617	*	*	1.310209	*	*	2.017[illegible]		*	2.430021		*
METALVER B	1.640431	*	*	1.632740	*	*	1.542619	*	*	3.261[illegible]		*	2.[illegible]169		*
CONDUMEX SA	4.552393			1.236043	*	*	1.321612	*	*	2.370[illegible]		*	6.409474		
CYDSA A	1.070047	*	*	2.083058		*	[illegible]	*	*	1.42[illegible]	*	*	1.520626	*	*
FUNDURA	2.007917		*	1.513975	*	*	[illegible]	*	*	1.420140	*	*	1.820563	*	*
NACOBRE SA	1.008412	*	*	1.100508	*	*	1.044415	*	*	1.303313	*	*	1.417410	*	*
PURITAN	1.143023	*	*	1.703316	*	*	[illegible]	*	*	1.522169	*	*	1.396734	*	*
PARIS	1.610973	*	*	1.204645	*	*	[illegible]	*	*	1.340[illegible]	*	*	1.190446	*	*
PONDRA	34.081759			2.216100		*	2.[illegible]			2.729[illegible]			3.672985		
ERICSON	1.121454	*	*	1.359363	*	*	1.430038	*	*	2.065336		*	1.774160	*	*
% ACEP HIP NULA		60.0%	77.5%		72.5%	87.5%		85.0%	92.5%		70.0%	87.5%		72.5%	85.0%

lor de c, si la hipótesis alternativa fuera correcta, se incluirían observaciones centrales que propiciarían que S_1 y S_2 tendiesen en promedio a aproximarse más entre sí, que si se omitieran dichas observaciones[20/]. En base a cálculos experimentales de 8 para c cuando n sea 30 y de 16 cuando n sea igual a 60. Considerando que en este estudio se cuenta con 82 observaciones (n=82), el valor de c que se utilizara es de 22. Por lo tanto, bajo la hipótesis nula, R tendría una distribución F con (28,28) grados de libertad.

Considerando los cinco índices, se calculará el cociente R para cada acción y se aceptará o rechazará la hipótesis nula en base a éste.

En la tabla IV.6 pueden observarse los resultados de esta prueba. En general los porcentajes de aceptación de la hipótesis nula son altos; sin embargo, estos son especialmente elevados para el índice I_2 , que al 1% rechaza la hipótesis de homoscedasticidad sólo para tres empresas: de las cuales dos, SANBORN y FONBNM en menor medida, presentan al mismo resultado para el resto de los índices. Por lo tanto, esta prueba es en general congruente con lo juzgado en el método gráfico.

20/ Para apreciar visualmente este fenómeno, ver nota número 6, p. 199 H. Theil. Obra citada.

c) Prueba del Coeficiente de Correlación por Rangos de Spearman.

En esta prueba, la hipótesis nula es que los valores absolutos de e no se asocian con la variable explicativa r_{It} . La prueba consiste en suponer que

$$r_{it} = \alpha_i + \beta_i r_{It} + e_{it} ,$$

y seguir los siguientes pasos:

1. Efectuar la regresión sobre las observaciones de r_{it} y r_{It} , y obtener los residuales e_{it} .

2. Tomar los valores absolutos de los residuales e_{it} , y ordenar tanto $|e_{it}|$ como r_{It} en orden ascendente o descendente y calcular el coeficiente de correlación por rangos de Spearman, que es simplemente el coeficiente común de correlación; pero éste se aplica sobre los rangos asignados a $|e_{it}|$ y r_{It} , en lugar de aplicarlo sobre sus valores respectivos.

Si la hipótesis nula se cumple, es decir, que el coeficien poblacional de correlación por rangos ρ_s sea cero, la significancia del coeficiente muestral r_s, puede probarse mediante la prueba t, donde:

$$t = \frac{r_s\sqrt{n-2}}{\sqrt{1 - r_s^2}}$$, con n-2 grados de libertad.

Si el grado de t excede el valor crítico de t para un nivel dado de significancia, se puede rechazar la hipótesis nula de homoscedasticidad. De otra forma puede aceptarse.

Intuitivamente, la hipótesis nula bajo esta prueba, puede entenderse como el suponer que el orden en que se incremente la magnitud del error residual e_{it}, no depende del orden en que aumente o disminuya la variable explicativa r_{st}.

Nuevamente se emplearán los cinco índices para llevar a cabo la prueba con cada uno de ellos, sobre el total de las acciones consideradas. Los coeficientes de correlación para los cinco índices, así como las pruebas de significancia, se resumen en la tabla IV.7. Los resultados de esta prueba, contrastan notoriamente con lo observado tanto en el método gráfico, como en la prueba de Goldfield y Quandt.

TABLA IV.7.

PRUEBA DEL COEFICIENTE DE CORRELACION
POR RANGOS DE SPEARMAN
PARA 82 OBSERVACIONES

I N D I C E S

	INDDEU				INDARI				INDIOI				INDIAI				INDBMV			
E M I S O R A	COEF	ESTA	SIGNIF		COEF	ESTA	SIGNIF		COEF	ESTA	SIGNIF		COEF	ESTA	SIGNIF		COEF	ESTA	SIGNIF	
	CORR	DIST	5 %	1 %	CORR.	DIST	5 %	1 %	CORR	DIST	5 %	1 %	CORR	DIST	5 %	1 %	CORR	DIST	5 %	1 %
AAALFA B	-0.259	-2.36		*	-0.188	-1.71	*	*	-0.574	-6.30			-0.334	-3.16			-0.075	-0.67	*	*
AURRERA A	-0.435	-4.33			-0.548	-5.85			-0.481	-4.91			-0.507	-5.45			-0.628	-7.12		
CELANES CA	-0.431	-4.27			-0.468	-4.73			-0.394	-3.83			-0.482	-4.91			-0.678	-8.24		
CERMOC	-0.298	-2.80			-0.275	-2.55			-0.419	-4.12			-0.417	-4.11			-0.332	-3.15		
DESC B	-0.475	-4.83			-0.622	-7.10			-0.341	-3.24			-0.466	-4.71			-0.400	-3.90		
FRISCO CA	-0.064	-0.58	*	*	-0.491	-5.04			-0.224	-2.07		*	-0.211	-1.93	*	*	-0.573	-6.25		
GISSA B	-0.286	-2.67			-0.344	-3.28			-0.251	-2.32		*	-0.366	-3.51			-0.444	-4.44		
GMEXICO CA	-0.554	-5.95			-0.258	-2.39		*	-0.088	-0.79	*	*	-0.290	-2.71			-0.332	-3.15		
KIMBER A	-0.035	-0.31	*	*	-0.362	-3.47			-0.498	-5.00			-0.386	-3.75			-0.399	-3.90		
LIVEPOL	-0.483	-4.43			-0.725	-9.40			-0.632	-7.32			-0.389	-3.81			-0.390	-3.79		
LUISMIN CA	-0.325	-3.06		*	-0.312	-2.93			-0.620	-6.59			-0.017	-0.15	*	*	-0.283	-2.64		
MODERNA CA	-0.358	-3.43			-0.362	-3.47			-0.439	-4.37			-0.317	-2.99			-0.071	-0.64	*	*
PURINA CA	-0.388	-3.76			-0.240	-2.29		*	-0.410	-4.02			-0.156	-1.41	*	*	-0.401	-3.91		
SPICER CA	-0.213	-1.95	*	*	-0.153	-1.38	*	*	-0.173	-1.58	*	*	-0.624	-7.14			-0.452	-4.53		
TAMSA	-0.501	-5.17			-0.465	-4.69			-0.469	-5.02			-0.429	-4.24			-0.512	-5.33		
TELMEX	-0.391	-3.80			-0.411	-4.03			-0.343	-3.48			-0.357	-3.41			-0.290	-2.71		
TOLMEX CA	-0.339	-3.22			-0.794	-11.66			-0.189	-1.72	*	*	-0.382	-3.70			-0.257	-2.38		*
TREMEC CA	-0.247	-2.28		*	-0.428	-4.34			-0.397	-3.81			-0.396	-3.81			-0.347	-3.31		
VITREAL	-0.611	-6.90			-0.467	-4.73			-0.530	-5.29			-0.295	-2.76			-0.556	-5.99		
VISA	-0.283	-2.63			-0.473	-4.80			-0.305	-2.87			-0.588	-6.50			-0.404	-3.95		
PENOLES CA	-0.638	-7.42			-0.191	-1.74	*	*	-0.040	-0.36	*	*	-0.453	-4.55			-0.450	-4.51		
VITRO AA	-0.412	-4.04			-0.541	-5.75			-0.404	-3.95			-0.174	-1.60	*	*	-0.388	-3.77		
CRISOBA A	-0.435	-4.32			-0.424	-4.19			-0.511	-5.32			-0.429	-4.25			-0.359	-3.44		
EATON CA	-0.376	-3.63			-0.109	-0.98	*	*	-0.320	-3.02			-0.349	-3.33			-0.075	-0.67	*	*
CARBIDE CA	-0.054	-0.48	*	*	0.112	1.01	*	*	-0.344	-3.27			-0.247	-2.28		*	-0.541	-5.75		
SANBORN	-0.194	-1.77	*	*	-0.183	-1.66	*	*	-0.813	-12.05			-0.211	-1.93	*	*	-0.560	-6.13		
ACCO	-0.444	-4.44			-0.139	-1.26	*	*	-0.187	-1.70	*	*	-0.392	-3.81			-0.219	-2.01		*
MOREDA A	-0.407	-3.98			-0.460	-4.63			-0.470	-4.77			-0.146	-1.32	*	*	-0.351	-3.35		
CEMEX A	-0.427	-4.21			-0.275	-2.56			-0.191	-1.74	*	*	-0.413	-4.06			-0.477	-4.86		
APASCO A	-0.531	-5.47			-0.453	-4.53			-0.123	-1.11	*	*	-0.427	-4.20			-0.503	-5.21		
DIANA B	-0.651	-7.46			-0.193	-1.79	*	*	-0.164	-1.49	*	*	-0.459	-4.62			-0.371	-3.57		
METALVER B	-0.156	-1.42	*	*	-0.507	-5.27			-0.401	-3.93			-0.473	-4.80			-0.248	-2.29		*
CONDUMEX BA	-0.305	-2.87			-0.279	-2.60			-0.167	-1.51	*	*	-0.369	-3.54			-0.322	-3.04		
CYDSA A	-0.510	-5.30			-0.201	-1.84	*	*	-0.383	-3.74			-0.410	-4.02			-0.636	-7.37		
FUNDORA	-0.224	-2.06		*	-0.322	-3.04			-0.824	-13.01			-0.126	-1.13	*	*	-0.542	-5.70		
NACOBRE BA	-0.295	-2.76			-0.330	-3.13			-0.311	-2.93			-0.333	-3.14			-0.363	-3.48		
PURITAN	-0.175	-1.59	*	*	-0.337	-3.20			-0.124	-1.40	*	*	-0.143	-1.29	*	*	-0.308	-2.91		
PARIS	-0.252	-2.33		*	-0.414	-4.06			-0.160	-1.44	*	*	-0.345	-3.29			-0.397	-3.78		
FONDNM	-0.434	-4.30			-0.422	-4.16			-0.590	-5.24			-0.419	-4.13			-0.252	-2.33		*
ERICSON	-0.308	-2.90			-0.278	-2.58			-0.259	-2.40		*	-0.504	-5.25			-0.425	-4.19		
% ACEP HIP NULA			17.5%	30.0%			22.5%	27.5%			27.5%	35.0%			20.0%	22.5%			7.5%	17.5%

Cabe hacer notar además, que el índice para el cual se acepta la hipótesis nula de homoscedasticidad para un número mayor de emisiones, sigue siendo I_2 .

Para este índice, el 10% de las emisiones para las cuales se rechaza la hipótesis nula, habían sido rechazadas también en la prueba anterior al 5% de significancia.

b) Prueba de Bartlett.

En esta prueba no se hace ningún supuesto específico sobre la naturaleza de la posible heteroscedasticidad; sino que, de acuerdo con el caso (ii) de la Sección anterior, se tratará de estimar la variancia σ_{it}^2 a partir de la información muestral. Como se mencionó previamente, éste acercamiento puede ser problemático si se toma en cuenta que para cada valor específico r_{1t} de la variable explicativa, el valor de la variancia del residual e_{it} puede ser diferente y por tanto, para la estimación de dicha variancia, se necesitaría contar con varias observaciones de la variable dependiente r_{it} para cada r_{1t} , lo cual no es posible en el presente modelo del mercado.

Sin embargo, ante este obstáculo, se procederá a describir una alternativa para la estimación de dichas variancias a partir de la información muestral.

Para disponer de varias observaciones que permitan dicha estimación, en vez de considerar cada valor r_{It}, se tomará un grupo de ellos para estimar la respectiva variancia σ^2_{ig} para el grupo y ya no σ^2_{it} que se estimaría para cada observación. Es decir, se construirían grupos de observaciones (clasificando el total de ellas), cada uno conteniendo n_g observaciones de tal forma que:

$$\sum_{g=1}^{G} n_g = n \text{ (n= 82 observaciones).}$$

Posteriormente, para cada grupo se estimará la variancia muestral respectiva. En este caso, en lugar de considerar la ecuación (IV.3.5), se considerará el estimador insesgado:

$$s^2_{ig} = \frac{1}{n_g - 2} \sum_{j=1}^{n_g} (r_{gj} - \bar{r}_g)^2 \text{........(IV.3.7),}$$

donde $$\bar{r}_g = \frac{1}{n_g} \sum_{j=1}^{n_g} r_{gj} \text{..................(IV.3.8),}$$

Con esto se tendrán G variancias muestrales independientes s^2_1, s^2_2 .....,s^2_G, cada una con f_1, f_2,.....,f_G grados de libertad, de una población distribuida normalmente[21] con media $\bar{r}_{ig}$ y variancia σ_{ig}^2 .

La hipótesis nula será en este caso:

$$H_0 : \sigma_{i1}^2 = \sigma_{i2}^2 = \ldots = \sigma_{iG}^2 = \sigma^2,$$

es decir, cada variancia muestral es una estimación de la misma variancia poblacional σ^2 , que puede estimarse mediante:

$$s^2 = \frac{\sum^{G} f_i \; s_i^2}{\sum f} = \frac{\sum^{G} f_i \; s_i^2}{f} \quad \ldots\ldots\ldots (IV.3.9.a),$$

donde:

$$f = \sum_{i=1}^{G} f_i \; .$$

La hipótesis nula puede probarse usando el cociente A/B, que se distribuye aproximadamente como la distribución χ^2 con G-1 grados de libertad y en donde[22]:

---

[21] Recordar que se supuso que los rendimientos r_{it} se distribuyen normalmente en virtud de la transformación logarítmica discutida en el Capítulo II.

[22] D. Gujarati. Obra citada, p.213. Cabe explicar al respecto que la fórmula para el cociente A/B, descrita en el estudio de Belkaoui es incorrecta. La fórmula original se encuentra en M.S. Bartlett. "Properties of Sufficiency and Statistical Tests", Proceedings of the Royal Society of London, A. 160, 1937, p.268.

$$A=f\ \ln\ s^2-\sum_{j=1}^{G}(f_j\ -\ln\ s_j^2\ ),\ldots\ldots..(IV.3.9.b),$$

$$B=1+\frac{1}{3(G-1)}\left\{\sum_{j=1}^{G}\left(\frac{1}{f_j}\right)-\frac{1}{f}\right\}\ldots\ldots.(IV.3.9.c),$$

De tal manera que si el valor de A/B es mayor que el valor crítico de la distribución χ^2 para un nivel dado de significancia, puede rechazarse la hipótesis de homoscedasticidad.

El poder de esta prueba depende fuertemente de que la información se agrupe adecuadamente[23/]. Esto es razonable si se toma en cuenta que bajo la hipótesis nula, la variancia muestral de cada grupo estima la misma variancia poblacional .

En el estudio de Belkaoui para Canadá. Así como el de Martin y Klemkosky para Estados Unidos, se formaron cuatro grupos, cada uno de los cuales abarcaba un año.

Se estima que esta forma de clasificar la información no es la más adecuada. Esto se puede apreciar si se toma en cuenta que en el modelo del mercado, la heteroscedasticidad puede ocurrir al incrementarse el valor de la variable explicativa r , como se discutió en la Sección IV.3.1.1. En segundo lugar, en la prueba de Bartlett se pretende estimar la variancia σ_{ij}^2 para

23/ Pyndick. Econometrics, p. 102.

un grupo de observaciones r_{it} , en el defecto de no poder estimar las variancias σ_{it}^2 para cada valor de r_{it} , al no disponer de varias observaciones de la variable dependiente para el mismo valor r_{it} . Ante esta imposibilidad, se considera que el propósito de agrupar observaciones para estimar σ_{it}^2 es, al no poder fijar r_{it} para tomar varias observaciones de la variable dependiente, por lo menos tomar estas observaciones sobre valores que fluctúen alrededor de r_{it} , es decir, sobre un intervalo o grupo de valores r_{it} . De aquí se desprende que una agrupación apropiada debe atender a la magnitud de la variable r_i y no a sus valores en el tiempo. Aún más, en el caso de existir heteroscedasticidad y clasificar en forma incorrecta, teóricamente las observaciones podrían estar repartidas en dichos grupos de forma tal que las variancias muestrales sean iguales aproximadamente para todos ellos y con esto se llegaría aceptar erróneamente la hipótesis de homoscedasticidad.

Por lo tanto, en el presente estudio se ordenarán en primer lugar las observaciones en el orden ascendente de r_i . Posteriormente se formarán los intervalos siguientes de observaciones[24/]:

24/ Los intervalos se definen en forma arbitraria, ya que las fórmulas (IV.3.9) ponderan el número de observaciones para cada grupo. Se procuro además, que este número fuera más o menos constante tomando en cuenta que los rendimientos, bajo la transformación logarítmica descrita en el Capítulo II, tienen una distribución normal aproximadamente.

$$G_1 = \left\{ r_{jt} \,\middle|\, -\infty < r_{jt} <= \bar{r}_j - 2\hat{\sigma}_j \right\},$$
$$G_2 = \left\{ r_{jt} \,\middle|\, \bar{r}_j - 2\hat{\sigma}_j < r_{jt} <= \bar{r}_j - \hat{\sigma}_j \right\},$$
$$G_3 = \left\{ r_{jt} \,\middle|\, \bar{r}_j - \hat{\sigma}_j < r_{jt} <= \bar{r}_j \right\},$$
$$G_4 = \left\{ r_{jt} \,\middle|\, \bar{r}_j < r_{jt} <= \bar{r}_j + \hat{\sigma}_j \right\},$$
$$G_5 = \left\{ r_{jt} \,\middle|\, \bar{r}_j + \hat{\sigma}_j < r_{jt} <= \bar{r}_j + 2\hat{\sigma}_j \right\},$$
$$G_6 = \left\{ r_{jt} \,\middle|\, \bar{r}_j + 2\hat{\sigma}_j < r_{jt} < \infty \right\},$$

donde:

$\bar{r}_j$: es la media muestral de los valores r_{jt}, es decir:

$$\bar{r}_j = \frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n} r_{jt} ,$$

$\hat{\sigma}_j^2$: es la variancia muestral insesgada, es decir.

$$= \frac{1}{n-2}\sum_{t=1}^{n} (r_{jt} - \bar{r}_j)^2 ,$$

y a cada valor r_{jt} perteneciente a G_g , se asocia un valor observado para la variable dependiente, siendo este denotado por r_{gj} , que se utilizará en las ecuaciones (IV.3.7) y (IV.3.8) para después calcular el cociente A/B.

Se construirán los grupos para cada uno de los cinco índices por separado, y se calculará el cociente A/B para cada acción.

Los resultados de la prueba para los seis intervalos, se sumarizan en la table IV.8, en donde se observa, en armonía con la prueba de Goldfield y Quandt, que en general se acepta la hipótesis de homoscedasticidad para los cinco índices, predominando una vez más el índice geométrico I_g .

Para este índice, el 7.5% de las emisiones rechazadas concuerdan con las de la prueba de Goldfield y Quandt, y 10% con las emisiones respectivas de la prueba de Spearman (al 5% de significancia).

Para mayor precisión de esta prueba, y con el propósito de contar con más observaciones de las variancias muestrales, así como apreciar la consistencia de la prueba de Bartlett, se hizo una reclasificación de las observaciones de r_g en dieciséis intervalos semiabiertos por la izquierda con los siguientes límites alrededor de la media $\bar{r}_g$: $\pm\infty$, $\pm 5\hat{\sigma}_g$, $\pm 4\hat{\sigma}_g$, $\pm 3\hat{\sigma}_g$, $\pm 2\hat{\sigma}_g$, $\pm 1.5\hat{\sigma}_g$, $\pm 1\hat{\sigma}_g$, $\pm 0.5\hat{\sigma}_g$, $\pm 0.0\hat{\sigma}_g$.

TABLA IV.8.

PRUEBA DE BARTLETT PARA 6 INTERVALOS
CON 82 OBSERVACIONES

	INDULO			INDARI			INDIOI			INDIAC			INDUMV		
EMISOR	ESTADISTICO	SIGNIF.		ESTADISTICO	SIGNIF.		ESTADISTICO	SIGNIF.		ESTADISTICO	SIGNIF.		ESTADISTICO	SIGNIF.	
		5 %	1 %		5 %	1 %		5 %	1 %		5 %	1 %		5 %	1 %
BANLEP B	3.051400	*	*	2.044610	*	*	5.071540	*	*	7.165…	*	*	1.036110	*	*
AURRERA A	11.401340		*	4.579030	*	*	1.294820	*	*	4.052…	*	*	3.795120	*	*
CELANES BA	16.662100			15.835060			14.398050		*	17.206…			5.696990	*	*
CEMMOC	10.220040	*	*	21.112120			5.493720	*	*	9.288…	*	*	15.807000		
DESC BB	9.353550	*	*	22.098350			13.419750		*	13.324950		*	11.335960		*
FRISCO BA	13.680740		*	12.073560		*	2.934250	*	*	8.124…	*	*	11.216550		*
GISSA B	6.059320	*	*	4.283250	*	*	1.747740	*	*	1.282…	*	*	5.674760	*	*
GMEXICO BA	42.470390			62.338190			32.810100			59.484…			25.431540		
KIMBER A	11.717290		*	4.334970	*	*	5.[illegible]	*	*	7.445…	*	*	10.577440	*	*
LIVEPOL	11.778110		*	11.321810		*	1.706490	*	*	10.003…	*	*	7.190040	*	*
LUISMIN BA	17.379680			20.903540			2.308230	*	*	2.771…	*	*	2.419200	*	*
MODERNA BA	1.860160	*	*	4.758040	*	*	1.[illegible]	*	*	5.621…	*	*	6.102120	*	*
PONDRA BA	8.049750	*	*	2.513760	*	*	4.[illegible]	*	*	4.977…	*	*	9.012610	*	*
SPICER BA	13.462720		*	14.676040		*	4.[illegible]	*	*	6.016…	*	*	6.526980	*	*
TAMSA	9.870230	*	*	13.665610		*	4.981450	*	*	9.661…	*	*	7.703570	*	*
TELMEX	7.301560	*	*	11.609550		*	3.734290	*	*	5.361…	*	*	8.590530	*	*
TOLMEX BA	3.021690	*	*	11.051850	*	*	1.970420	*	*	5.394…	*	*	5.623050	*	*
TREMEC BA	8.963730	*	*	1.370900	*	*	1.772860	*	*	3.351…	*	*	3.249140	*	*
VIRREAL	2.709460	*	*	2.194820	*	*	0.814140	*	*	3.422…	*	*	1.407030	*	*
VISA	9.324290	*	*	3.079080	*	*	4.[illegible]	*	*	4.937…	*	*	2.589390	*	*
PENOLES BA	8.530400	*	*	2.497130	*	*	6.[illegible]	*	*	0.701…	*	*	5.862590	*	*
VITRO AA	9.434590	*	*	13.641000		*	8.304…	*	*	9.379…	*	*	6.024300	*	*
CRISOBA A	3.709410	*	*	2.430400	*	*	6.917240	*	*	5.697…	*	*	10.071530	*	*
EATON BA	4.613980	*	*	17.241790			[illegible]	*	*	8.804…	*	*	4.600360	*	*
[illegible] BA	20.969940			29.252300			17.722170			26.…			26.000610		
SANBORN	27.401600			51.232450			22.[illegible]			24.175…			19.863750		
ACCO	6.777470	*	*	4.675070	*	*	16.690250		*	25.619…			3.981900	*	*
MONESA A	15.946630			9.457220	*	*	5.[illegible]	*	*	4.921…	*	*	6.610160	*	*
CEMEX A	45.103090			31.385400			15.[illegible]			23.190…			17.046540		*
APASCO A	11.761350		*	84.457050			16.750…			21.241…			43.618540		
DIANA B	8.829530	*	*	8.845790	*	*	1.400100	*	*	4.187…	*	*	1.069000	*	*
METALVER B	8.497700	*	*	6.390060	*	*	4.[illegible]	*	*	5.592…	*	*	5.790290	*	*
COMMEX BA	60.255470			49.214700			30.0[illegible]			38.…			67.760080		
CYDSA A	20.583820			9.300390	*	*	6.[illegible]	*	*	13.339…		*	1.294430	*	*
FUNDIDRA	4.734240	*	*	6.611070	*	*	8.201…	*	*	7.642…	*	*	2.711300	*	*
NACOBRE BA	9.109790	*	*	9.005010	*	*	4.51…	*	*	1.611…	*	*	6.840140	*	*
PURITAN	3.190070	*	*	3.119340	*	*	0.[illegible]	*	*	4.057…	*	*	1.914120	*	*
PARIS	8.230110	*	*	12.990060		*	3.32…	*	*	10.239…	*	*	5.950170	*	*
PINDRA	57.406470			80.183150			9.15…	*	*	19.045…			60.311020		
ERICSON	7.450760	*	*	8.780860	*	*	0.76…	*	*	5.540…	*	*	3.694350	*	*
% ACEP HIP NULA		60.0%	75.0%		52.5%	70.0%		77.5%	82.5%		[illegible]	77.5%		75.0%	82.5%

TABLA IV.9.

PRUEBA DE BARTLETT PARA 16 INTERVALOS
CON 82 OBSERVACIONES

	INDGEO			INDARI			INDIDI			INDI[illegible]			INDGNV		
E M I S O R	ESTADISTICO	SIGNIF.		ESTADISTICO	SIGNIF.		ESTADISTICO	SIGNIF.		ESTADISTICO	SIGNIF.		ESTADISTICO	SIGNIF.	
		5 %	1 %		5 %	1 %		5 %	1 %		5 %	1 %		5 %	1 %
ACALTA B	9.144759	*	*	4.105497	*	*	4.236343	*	*	11.0470[illegible]	*	*	6.477265	*	*
AGRNFRA A	17.289937	*	*	9.874925	*	*	1.998214	*	*	8.0559[illegible]	*	*	6.924156	*	*
CELANES BA	15.707075	*	*	10.601657	*	*	10.474226	*	*	20.18[illegible]	*	*	15.603671	*	*
CERMOC	10.641850	*	*	15.929813	*	*	10.471697	*	*	10.7293[illegible]	*	*	10.984579	*	*
DESC BB	16.108963	*	*	18.242139	*	*	9.204987	*	*	9.1357[illegible]	*	*	10.506710	*	*
FRISCO BA	22.699303	*	*	14.968981	*	*	3.[illegible]	*	*	13.6973[illegible]	*	*	12.635740	*	*
GISSA B	7.794031	*	*	9.600992	*	*	1.138114	*	*	9.4407[illegible]	*	*	5.311916	*	*
GMEXICO BA	31.919748			46.196058			30.909218			36.7427[illegible]			10.461981		*
KIMBER A	11.211535	*	*	13.[illegible]	*	*	5.[illegible]	*	*	7.4767[illegible]	*	*	15.953794	*	*
LIVEPOL	22.044135	*	*	10.727793	*	*	1.476828	*	*	6.1900[illegible]	*	*	22.073050	*	*
LUISMIN BA	9.142307	*	*	16.678414	*	*	7.615781	*	*	8.6035[illegible]	*	*	8.069475	*	*
MODERNA BA	4.203439	*	*	7.877430	*	*	3.[illegible]	*	*	9.4262[illegible]	*	*	8.510204	*	*
PURINA BA	8.853017	*	*	10.772007	*	*	3.[illegible]	*	*	8.4747[illegible]	*	*	16.129031	*	*
SPICER BA	25.696194	*	*	20.380912	*	*	2.[illegible]	*	*	4.8937[illegible]	*	*	13.755953	*	*
TAMSA	8.525525	*	*	12.706952	*	*	1.947193	*	*	9.4781[illegible]	*	*	15.662600	*	*
TELMEX	10.550213	*	*	15.198073	*	*	4.[illegible]	*	*	3.4110[illegible]	*	*	11.857895	*	*
TOLMEX BA	7.214162	*	*	11.764009	*	*	1.493570	*	*	13.1705[illegible]	*	*	9.001574	*	*
TREMEC BA	3.661411	*	*	4.519297	*	*	2.015549	*	*	4.0242[illegible]	*	*	6.925940	*	*
VIRREAL	4.259672	*	*	12.626579	*	*	2.554730	*	*	7.1049[illegible]	*	*	1.870147	*	*
VISA	18.679021	*	*	6.972037	*	*	4.722829	*	*	4.3510[illegible]	*	*	10.972519	*	*
PENOLES 1A	8.541606	*	*	9.774943	*	*	2.763290	*	*	4.5864	*	*	4.719343	*	*
VITRO AA	9.676088	*	*	10.383056	*	*	5.275448	*	*	11.1192[illegible]	*	*	10.241313	*	*
CRISOBA A	19.702149	*	*	20.092625	*	*	4.602434	*	*	13.2074[illegible]	*	*	10.015733	*	*
EATON BA	19.900408	*	*	21.007392	*	*	6.[illegible]	*	*	21.0748[illegible]	*	*	10.284049	*	*
PARKYDE BA	41.720498			31.814061			1[illegible].538789	*	*	20.6639[illegible]	*	*	[illegible]	*	*
SANBORN	34.480548			39.707473			10.220067	*	*	16.5536[illegible]	*	*	21.500616	*	*
ARCO	27.536041		*	20.281120	*	*	10.555288	*	*	29.5004[illegible]		*	8.757247	*	*
MORESA A	15.635377	*	*	9.949705	*	*	4.964708	*	*	12.0749[illegible]	*	*	9.479305	*	*
CEMEX A	18.[illegible]	*	*	34.[illegible]			8.[illegible]	*	*	24.0041[illegible]	*	*	14.770179	*	*
APASCO A	17.007331	*	*	27.904296		*	9.490092	*	*	27.1671[illegible]		*	39.809862		
DIANA B	6.426236	*	*	16.211971	*	*	0.807934	*	*	6.2127[illegible]	*	*	3.583028	*	*
METALVER B	14.850799	*	*	18.100747	*	*	3.208111	*	*	8.2241[illegible]	*	*	14.957689	*	*
CONDUMEX BA	56.681346			53.[illegible]			21.080334	*	*	14.9367[illegible]			3.650875	*	*
CYDSA A	16.619912	*	*	14.560772	*	*	4.427314	*	*	11.9544[illegible]	*	*	6.300218	*	*
FUNDIRA	9.200944	*	*	12.850406	*	*	6.922087	*	*	11.3567[illegible]	*	*	7.919959	*	*
NACOBRE BA	10.431869	*	*	13.402881	*	*	2.[illegible]	*	*	3.4928[illegible]	*	*	11.204402	*	*
PURITAN	8.034971	*	*	11.347326	*	*	3.[illegible]	*	*	5.3310[illegible]	*	*	7.[illegible]	*	*
PARIS	8.070755	*	*	11.681369	*	*	5.010376	*	*	9.0890[illegible]	*	*	7.[illegible]	*	*
FONRNA	54.027755			65.302206			10.252548	*	*	55.5409[illegible]			73.566455		
ERICSON	15.966767	*	*	9.940958	*	*	8.810018	*	*	8.7727[illegible]	*	*	9.018432	*	*
% ACEP HIP NULA		85.0%	87.5%		82.5%	85.0%		97.5%	97.5%		87.5%	92.5%		92.5%	95.0%

En la tabla IV.9 se muestran los resultados. Observándose la concordancia con resultados anteriores, lo que sugiere que el método de agrupación de observaciones es adecuado y confirma además, la superioridad del índice I_2 .

e) Prueba de Jarque y Bera.

La prueba desarrollada por Jarque y Bera, será tratada separadamente en la subsección IV.3.3., ya que es una prueba que evalúa simultáneamente la heteroscedasticidad, la autocorrelación y la normalidad en la distribución del error estocástico.

IV.3.2. Autocorrelación

IV.3.2.1. Naturaleza del Problema

En el presente modelo del mercado, el término "autocorrelación" puede definirse como la correlación entre los errores estocásticos ordenados en el tiempo. Como se ha mencionado, el modelo clásico de regresión lineal supone que este fenómeno no ocurre, es decir:

$$\begin{aligned} Cov(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{it+s}) &= E\,[\varepsilon_{it} - E(\varepsilon_{it})]\,[\varepsilon_{it+s} - E(\varepsilon_{it+s})] \\ &= E(\varepsilon_{it}\,\varepsilon_{it+s}) \text{ (Considerando que } E(\varepsilon_{it}) = 0.) \\ &= 0 \quad \text{para } s \neq 0. \end{aligned}$$

donde Cov significa covariancia.

Este supuesto significa simplemente que el error estocástico de cualquier observación, no se ve influenciado por el error análogo de cualquier otra observación. La posible influencia que daría lugar a la autocorrelación podría entenderse con mayor claridad si se considera la interpretación del error estocástico como un resumen de un gran número de factores independientes aleatorios que afectan la relación lineal estudiada: pero que no pueden ser medidos. Entonces puede sospecharse que el afecto que dichos factores tienen en un período repercutiría en parte, sobre los siguientes períodos[25/].

Podría esperarse razonablemente, que dicha repercusión o "resonancia" de un período a otro, tuviera lugar en el presente modelo del mercado por dos causas. La primera denominada "inercia" por algunos autores[26/], es una característica prominente de series en el tiempo que exhiben ciclos económicos, tales como las series de precios de las acciones que a partir de una recesión, comienzan a moverse hacia arriba al reactivarse la economía, mostrándose en un período específico, un precio superior al del período anterior, que a su vez, impulsa aún más arriba el

---

25/ J.Kmenta. Obra citada, pags. 269-270. Puede verse también una comparación muy ilustrativa que se hace de este fenómeno con los efectos de resonancia en música.

26/ D. Gujarati. Obra citada, p.220, también H. Theil. Obra citada, p.201.

precio del período posterior, y este efecto continua hasta que ocurre un cambio en el entorno económico, como puede ser un alza de rendimientos en instrumentos de renta fija, o inclusive otra recesión. La segunda causa factible, es el hecho de trabajar con observaciones bisemanales, ya que la posibilidad de que la repercusión referida para un período determinado, contiNúe latente durante los siguientes períodos, aumenta a medida que el lapso entre las observaciones disminuye.

Por lo tanto es plausible que el fenómeno de autocorrelación exista en el modelo estudiado.

IV.3.2.2. Consecuencia del Fenómeno.

Es difícil establecer las consecuencias del fenómeno de autocorrelación si no se define en una forma precisa su naturaleza. Por lo tanto se debe tratar de especificar de que manera son generados los errores estocásticos al estar relacionados entre sí. Tomando en cuenta la posible naturaleza del problema, "resonancia", se propone un esquema denominado "esquema autorregresivo de primer orden" que es el siguiente[27/].

27/ Ver J. Kmenta. Obra citada, pags. 271-273, para la justificación del esquema propuesto.

$$\varepsilon_{it} = \rho\, \varepsilon_{i\,t-1} + v_{it}\ , t=1,2,\ldots 81 \qquad \text{(IV.3.10)}$$

donde:

$-1<\rho<1,$

$v_{it} \sim N(0,\sigma_v^2)$ para toda t.

$E\ (v_{it}\ , v_{i\,t+s}) = 0$ para toda $s \neq 0$,

y $E\ (v_{it}\ , \varepsilon_{i\,t+s}) = 0$ para toda t.

Con este esquema autorregresivo en mente, se pueden ahora establecer las consecuencias del fenómeno sobre las propiedades de los estimadores de mínimos cuadrados, así como de las variancias estimadas de estos[28/].

En caso de mantenerse todos los supuestos básicos del modelo clásico, excepto el de no autocorrelación, los estimadores de mínimos cuadrados ordinarios seguirán siendo insesgados y consistentes. Sin embargo, no continuaran siendo eficientes, es decir, de variancia mínima entre todos los estimadores lineales insesgados. Esto sucede aún asintóticamente.

Se encuentra además que las estimaciones para las variancias de los estimadores $\hat{\alpha}$ y $\hat{\beta}$ están sesgadas.

28/ Las pruebas que llevan a estas conclusiones se detallan en Ibid. pags. 273-282, y en D. Gujarati. Obra citada, pags. 220-232.

Estas afecciones traen en consecuencia, al persistir en aplicar los estimadores de mínimos cuadrados ordinarios existiendo autocorrelación, que:

a) Los intervalos de confianza sean más amplios o estrechos que los verdaderos.

b) La variancia residual muestral $\hat{\sigma}^2$ pueda subestimar la verdadera .

c) las pruebas t y F no sigan siendo válidas; y de ser aplicadas den lugar a conclusiones erróneas sobre la significancia de los Coeficientes estimados de la regresión.

d) Los estimadores de mínimos cuadrados, en cualquier muestra particular, proporcionen aún siendo insesgados, una imagen distorsionada de los verdaderos valores poblacionales, siendo con ésto, sensibles a fluctuaciones muestrales.

El enorme potencial que el modelo del mercado tiene para reformular el problema de análisis de cartera en virtud de las ecuaciones (I.2), (I.3) y (I.4), en las que los coeficientes estimados de la regresión juegan un papel primordial, se ve afectado seriamente al igual que al existir heteroscedasticidad, al ocurrir el fenómeno de autocorrelación. Motivo por el cual no debe considerarse superficialmente, o ignorarse, la posible presencia de este fenómeno.

IV.3.2.3. Detección de Autocorrelación

Por lo expuesto anteriormente, es indispensable determinar si el problema de autocorrelación existe en el modelo del mercado.

A continuación se sugieren y aplican dos pruebas comúnmente usadas para detectar el problema. Aunque el supuesto de no autocorrelación se refiere a los errores poblacionales ε_{it}, éstos no pueden ser observados directamente, por tal razón se utilizan como substitutos a los residuales e_{it} que se obtienen de la regresión de mínimos cuadrados ordinarios, ya que cualquier autocorrelación existente entre los errores ε_{it}, se refleja en los residuales e_{it} 29/.

Las pruebas a emplearse son:

29/ Esto ocurre en virtud de la relación $e_{it} = (\varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i) - r_{it}\left[\frac{\sum r_t \varepsilon_{it}}{\sum r_{it}}\right]$ donde $\varepsilon_{it} = (r_{it} - \bar{r}_t)$ y $E(\varepsilon_{it}) \neq \bar{\varepsilon}_i$
Ver. D. Gujarati. Obra citada pags. 232-233.

a) Método Gráfico.

b) Prueba del Estadístico Durbin-Watson (d),

c) Prueba de Jarque y Bera (Ver subsección IV.3.3).

IV.3.2.4. Pruebas y Resultados

a) Método Gráfico.

En el modelo del mercado, por tratarse de series de tiempo, pueden derivarse conclusiones sobre la naturaleza posible de la autocorrelación de los términos ε_{it}, al examinar visualmente la gráfica de los residuales e_{it} contra el tiempo, y apreciar la presencia del fenómeno, en caso de que los valores graficados muestren un patrón sistemático que sugiera la autocorrelación, ya sea positiva o negativa.

Este método es de gran ayuda visual. En este estudio se utilizan solamente como método sugestivo, ya que se complementa con el método analítico de la prueba Durbin-Watson.

Se grafican los valores residuales e_{it} obtenidos de las regresiones para cada uno de los dos índices empleados, contra el tiempo.

Inspeccionando las gráficas de errores de la regresión en el tiempo, en el Apéndice IV.1, se sugiere que la mayoría de las emisiones no sigue un patrón sistemático, exceptuando las emisiones AAALFA B, PURINA *A, GMEXICO *A, SPICER *A, VISA, SANBORN, MORESA A, CEMEX A, APASCO A, y FONBNM, que representan un 25% de las emisiones de la muestra, y presentan, al parecer, esquemas autorregresivos de primer orden.

b) Prueba del Estadístico Durbin-Watson (d).

Como se mencionó en la Sección IV.3.2.2., el fenómeno de autocorrelación en el modelo del mercado, puede presentarse siguiendo un esquema autorregresivo de primer orden, estipulando por las ecuaciones (IV.3.10), de donde resulta claro que la hipótesis nula de no autocorrelación puede formularse como:

$$H_0 : \rho = 0,$$

siendo la hipótesis alternativa, que el coeficiente de autocorrelación ρ fuera significativamente distinto de cero. Una forma de probar la hipótesis nula se obtiene al aplicar el estadístico Durbin-Watson definido como:

$$d= \frac{\sum_{t=2}^{n} (e_{it} - e_{it-1})^2}{\sum_{t=1}^{n} e_{it}^2} \quad ....(IV.3.11),$$

cuyos supuestos subyacentes son satisfechos en el modelo del mercado de acuerdo a lo expuesto hasta este punto del estudio[30/].

Dado que el estadístico 'd' se calcula a partir de los residuales, y estos a su vez dependen de valores r_{It} dados, es difícil derivar la distribución de dicho estadístico que no dependa de los valores tomados por la variable r_I en una muestra dada. Sin embargo Durbin y Watson derivaron límites superior (d_U) e inferior (d_L), de tal forma que si 'd' toma un valor fuera de esos límites, pueda aceptarse o rechazarse la hipótesis nula. Esto puede entenderse si se desarrolla la ecuación (IV.3.11) para obtener:

30/ Los supuestos se enumeran en Ibidem, p. 235

$$d = \frac{\sum e_{it}^2 + \sum e_{it-1}^2 - 2\sum e_{it} e_{it-1}}{\sum e_{it}^2} \quad . \text{ (IV.3.12)}$$

$$d \doteq 2 \quad 1 - \frac{\sum e_{it} e_{it-1}}{\sum e_{it}^2} \quad \ldots\ldots \text{ (IV.3.13)}$$

$$d = 2 \; (1 - \hat{\rho}\,) \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \text{ (IV.3.14),}$$

donde $\rho = \frac{\sum e_{it} \; e_{it-1}}{\sum e_{it}^2}$

es el estimador muestral de .

De la ecuación (IV.3.14) puede apreciarse que si la hipótesis nula es correcta, se espera que $d \doteq 2$.

Si la hipótesis alternativa de autocorrelación, ya sea positiva o negativa, es correcta, se espera que 'd' se acerque a valores de cero y cuatro respectivamente, donde los intervalos inconclusivos encontrados por Durbin y Watson, se localizan entre cero y dos, así como dos y cuatro dependiendo del signo de la autocorrelación.

El procedimiento a seguir para aplicar esta prueba es el siguiente: después de obtener los residuales e_{it} al efectuar las regresiones para cada índice, se calcula el valor 'd' a partir de (IV.3.11), y en atención a que el número de observaciones es 82 y se trabaja con sólo una variable explicativa, se encuentran los límites d_L y d_U, que convergen aproximadamente para ese número de observaciones. Considerando estos límites para el nivel de significancia deseado, se decidirá de la siguiente manera:

$$d < d_L \quad : \text{rechazar } H \; .$$
$$d > 4-d_L \quad : \text{rechazar } H \; .$$
$$d_U < d < 4-d_U \quad : \text{no rechazar } H \; .$$

y si $\quad d_L <= d <= d_U$

o $\quad 4-d_U <= d <= 4-d_L$, entonces la prueba es inconclusiva.

Respecto a los intervalos inconclusivos, Theil y Nagar[31/] demostraron que el límite superior es aproximadamente igual al límite verdadero de significancia en los casos en que la variable explicativa presente un comportamiento suave[32/]. Esta condición es satisfecha aproximadamente en el modelo del mercado, ya que la inercia descrita en la Sección IV.3.2.1. propicia la

31/ H. Theil y A.L. Nagar, "Testing the Independence of Regression Disturbances", Journal of the American Statistical Association, Vol. 56, Diciembre 1761, pags. 793-806.

32/ Comportamiento suave en el sentido de que sus primeras y segundas diferencias son pequeñas al compararse con el rango de la propia variable. ver H. Theil. Obra citada, p. 201.

TABLA IV.10.

PRUEBA DEL COEFICIENTE DURBIN-WATSON
CON 82 OBSERVACIONES

	INDUFO			INDARI			INDIO1			INDIA1			INDBMV		
E M I S O R	ESTADISTICO	SIGNIF. 5 %	1 %	ESTADISTICO	SIGNIF. 5 %	1 %	ESTADISTICO	SIGNIF. 5 %	1 %	ESTADISTICO	SIGNIF. 5 %	1 %	ESTADISTICO	SIGNIF. 5 %	1 %
AAALFA B	1.970731	*	*	1.906674	*	*	[illegible]	*	*	1.965720	*	*	1.492292		
AURRERA A	1.649396		*	1.751459	*	*	[illegible]			1.492790			1.807152	*	*
CELANES SA	1.498245			1.471134			1.424717			1.418704			1.776090	*	*
CERMOC	1.741332	*	*	1.781779	*	*	[illegible]		*	1.682011	*	*	1.492592	*	*
DESC SB	[illegible]	*	*	[illegible]	*	*	[illegible]	*	*	1.937541	*	*	[illegible]	*	*
FRISCO SA	1.949508	*	*	[illegible]	*	*	[illegible]	*	*	1.952829	*	*	1.824735	*	*
GISSA B	1.960042	*	*	1.878473	*	*	1.994314	*	*	1.987987	*	*	1.771494	*	*
GMEXICO SA	[illegible]	*	*	1.730237	*	*	[illegible]		*	1.655234		*	[illegible]	*	*
KIMBER A	[illegible]		*	1.625775		*	[illegible]			1.335006			[illegible]	*	*
LIVEPOL	[illegible]	*	*	[illegible]		*	[illegible]			1.957474	*	*	1.833784	*	*
LUMININ SA	1.905741	*	*	1.917543	*	*	[illegible]	*	*	1.939112	*	*	1.894325	*	*
MODERNA SA	[illegible]	*	*	[illegible]	*	*	[illegible]	*	*	1.821003	*	*	[illegible]	*	*
[illegible] SA	1.643023		*	[illegible]		*	[illegible]	*	*	1.482574			[illegible]	*	*
SPICER SA	[illegible]	*	*	[illegible]		*	[illegible]			1.501427			1.980124	*	*
TAMSA	1.921728	*	*	1.869506	*	*	[illegible]	*	*	1.841859	*	*	1.856116	*	*
TELMEX	[illegible]	*	*	[illegible]	*	*	[illegible]	*	*	1.816465	*	*	[illegible]	*	*
[illegible] SA	[illegible]			[illegible]			[illegible]			1.728719			[illegible]	*	*
[illegible] SA	[illegible]	*	*	[illegible]	*	*	[illegible]	*	*	1.870192	*	*	[illegible]	*	*
[illegible]	1.813516	*	*	1.759474	*	*	1.637224		*	1.632910		*	1.980932	*	*
[illegible]	[illegible]	*	*	[illegible]	*	*	1.940742	*	*	1.934549	*	*	1.859976	*	*
[illegible] SA	[illegible]	*	*	[illegible]	*	*	[illegible]	*	*	1.765011	*	*	1.864209		*
VITRO AA	[illegible]	*	*	[illegible]	*	*	[illegible]	*	*	1.811666	*	*	1.948175	*	*
[illegible] A	1.682108		*	1.677823	*	*	[illegible]		*	1.576473		*	1.990666	*	*
[illegible] SA	[illegible]	*	*	[illegible]	*	*	[illegible]	*	*	1.845336	*	*	[illegible]	*	*
[illegible] SA	[illegible]			1.341776		*	[illegible]			1.327851			[illegible]	*	*
[illegible]	1.366240			1.332026			[illegible]			1.301671			1.423373		
ACCO	[illegible]	*	*	1.694659	*	*	[illegible]		*	1.653364		*	1.899075	*	*
[illegible] A	[illegible]		*	[illegible]		*	[illegible]			1.485356			[illegible]	*	*
[illegible] A	[illegible]			[illegible]			[illegible]			1.352917			[illegible]		
[illegible] A	[illegible]			[illegible]			[illegible]			1.342643			[illegible]		
[illegible] B	1.449024			1.808614			[illegible]			1.420219			1.850914	*	*
[illegible] B	1.991791	*	*	[illegible]	*	*	[illegible]	*	*	1.947113	*	*	1.832792		*
[illegible] SA	[illegible]		*	[illegible]	*	*	[illegible]	*	*	1.679513	*	*	[illegible]	*	*
[illegible] A	[illegible]			[illegible]		*	[illegible]			1.331851			[illegible]	*	*
[illegible]	1.551579		*	1.493289			[illegible]		*	1.559032		*	1.432277		*
[illegible] SA	[illegible]	*	*	1.709774	*	*	[illegible]	*	*	1.688520	*	*	[illegible]	*	*
[illegible]	[illegible]	*	*	1.730728	*	*	[illegible]			1.380078			[illegible]	*	*
PARIS	[illegible]		*	[illegible]		*	[illegible]		*	1.390442		*	[illegible]	*	*
[illegible]	1.174346			1.140883			[illegible]			1.191405			1.205595		
ERICSON	1.379627			1.403900			[illegible]			1.370871			1.817400		
% ACEP HIP NULA		55.0%	75.0%		57.5%	77.5%		42.5%	60.0%		45.0%	60.0%		77.5%	[illegible]

suavidad mencionada. Por lo tanto, al decidir sobre el valor 'd', los intervalos (d_L, d_U) y $(4-d_U, 4-d_L)$, se añadirán a la región crítica.

La tabla IV.10 presenta los resultados de la prueba de significancia de autocorrelación, mostrando que al 5% de significancia, aproximadamente en un 50% de las emisiones se rechaza la hipótesis nula de no autocorrelación, mientras que al 1%, la proporción disminuye a 25% aproximadamente.

Se observa además que en contraste con los resultados de homoscedasticidad, en el caso de no autocorrelación, el índice para el cual se rechaza más la hipótesis nula es I_2 .

Para este índice, al comparar contra el método gráfico, se aprecia que al 5% de significancia, 20% de las emisiones son rechazadas por dicho método, así como por la prueba Durbin Watson.

IV.3.3. Prueba de Jarque y Bera, simultánea de Homoscedasticidad, no Autocorrelación y Normalidad del Error Estocástico.

IV.3.3.1. El Estadístico.

Las pruebas expuestas hasta este punto, y en general, la mayoría de las pruebas que se encuentran en la literatura afín, se denominan "unidireccionales", lo cual quiere decir que prueban solamente un supuesto: normalidad (N), homoscedasticidad (H) o no autocorrelación (I); mientras que suponen que los demás supuestos se cumplen.

Sin embargo, si alguno de los otros supuestos no se cumple, la validez de estas pruebas unidireccionales se ve seriamente afectada[33/]. Carlos M. Jarque y Anil K. Bera propusieron el que se prueben las condiciones restantes al supuesto en cuestión, en lugar de darlas por válidas desde el principio. A este respecto, su principal aportación ha sido el haber desarrollado un estadístico que permite hacer una eficiente prueba tridireccional para los tres supuestos arriba mencionados (NHI)[33/].

33/ Jarque, Carlos M. y Anil K. Bera "Efficient Tests for Normality, Homoscedasticity and Serial Independence of Regression Residuals". Economics letters 6(1980) 255-259. North Holland Publishing Company.

En esta prueba se maneja entonces, la siguiente hipótesis alternativa:

H_A : i) Sea σ_{it}^2 la variancia del error estocástico en el tiempo t, existe al menos una s (s $\neq$ o) tal que $\sigma_{it}^2 \neq \sigma_{it+s}^2$

ii) Sea ε_{it} el error estocástico de la regresión en el tiempo t, existe un vector $\gamma = (\gamma_1, \ldots, \gamma_p)$ distinto del vector nulo tal que

$$\varepsilon_{it} = \gamma_1 \varepsilon_{it-1} + \ldots + \gamma_p \varepsilon_{it-p} + u_t \ldots\ldots (IV.3.15),$$

en donde u_t (t=1,...,t) son residuales serialmente independientes con media poblacional cero.

iii) Sea $g(u_t)$ la función de densidad de los residuales u_t arriba especificados, en donde

$$g(u_t) = \exp[\psi(u_t)] \Big/ \int_{-\infty}^{\infty} \exp[\psi(u_t)]\, du_t ,$$

$$-\infty < u_t < \infty ,$$

$$\psi(u_t) = \int [(c_{1t} - u_t) / (c_{0t} - c_{1t} u_t + c_{2t} u_t^2)]\, du_t ,$$

$g(u_t)$ tiene moda única, es decir, $c_{1t} = c$

y $c_{0t} = \sigma_{it}^2$;

entonces $g(u_t)$ no observa una distribución normal con media cero y variancia c_{0t}.

Esto es equivalente a observar en $\psi(u_t)$ que $c_1 \neq 0$ ó $c_{2t} \neq 0$.[34/]

La razón de haber elegido una función $g(u_t)$ como la descrita en (iii) se detallan en el artículo de Jarque y Bera[33/], y consiste básicamente en suponer la función dentro de las distribuciones de la familia de Pearson con objeto de asegurar propiedades de optimalidad e incluir una variedad amplia de distribuciones cuyo manejo es frecuente.

Respecto a la posible presencia de heteroscedasticidad, Jarque y Bera proponen un patrón aditivo definido por:

$$c_{0t} = \sigma^2 + z_t' \alpha \quad ,\ldots\ldots \qquad \text{(IV.3.16.)},$$

34/ Si $E(u_t) = 0$ puede demostrarse que:

$$\text{Var}\ (u_t) = E\ [\ u_t^2 - E^2(u_t)\ ] = E[u_t^2\ ] = c_{0t}\ /\ (1 - 3c_{2t})\ ;$$

y cuando $c_1 = c_{2t} = 0$:

$$\psi\ (u_t) = \int [\ -u_t\ /c_{0t}]\ du_t$$

$$= -u_t^2\ /2c_{0t}\ ,\ \text{por lo tanto}$$

$$g(u_t) = \exp\ [\ -u_t^2\ /\ 2c_{0t}]\ /\int_{-\infty}^{\infty} \exp\ [\ -u_t^2\ /2c_{0t}]\ du_t$$

$$= \exp\ [\ -u_t^2\ /\ 2c_{0t}]\ /\ \sqrt{2\pi\, c_{0t}}\ ,$$

que es la densidad de una distribución normal con media cero y variancia c_{0t}.

donde g'_t es un vector de variables fijas de 1 por q, que satisface las condiciones establecidas por Amemiya[35].

Se supone en principio que los ε_{it} fueran observados, y de las T + P observaciones, P residuales $\varepsilon_{i-p+1}, \ldots, \varepsilon_{i0}$ son considerados como constantes. Puede notarse que el valor de depende del orden estimado para el modelo autorregresivo definido por (IV.3.15)

Utilizando (IV.3.16), definen Jarque y Bera la función:

$$\emptyset\ (u_t) = \int (c_1 - u_t)\ /\ (\sigma^2 + g'_t\alpha - c_1 u_t + c_2 u_t^2)\ du_t\ ,$$

y obtienen el logaritmo de la función de verosimilitud[36]

$$l\ (c_1, c_2, \sigma^2, \alpha, \gamma) = -\sum_{t=1}^{T} \ln\left[\int_{-\infty}^{\infty} \exp \emptyset\ (u_t)\ du_t\right] + \sum_{t=1}^{T} \emptyset\ (u_t) \qquad \ldots.(IV.3.17)$$

35/ Amemiya, Takeshi, 1977. A note in a heteroscedastic model, Journal of Econometrics 6,365- 370.

36/
$$L\ (c_1, c_2, \sigma^2, \alpha, \gamma) = \prod_{t=1}^{T} (u_t; c_1, c_2, \sigma^2, \alpha, \gamma)$$
$$= \prod_{t=1}^{T} \exp \emptyset\ (u_t)\ /\int_{-\infty}^{\infty} \exp \emptyset\ (u_t)\ du_t$$
$$\ln\left[L\ (c_1, c_2, \sigma^2, \alpha, \gamma)\right] = \ln\left[\prod_{t=1}^{T} \exp \emptyset\ (u_t)\right] - \ln\left[\prod_{t=1}^{T}\int_{-\infty}^{\infty} \exp \emptyset(u_t)\ du_t\right]$$
$$= \sum_{t=1}^{T} \emptyset\ (u_t) - \sum_{t=1}^{T} \ln\left[\int_{-\infty}^{\infty} \exp \emptyset\ (u_t)\ du_t\right]$$

Con el método del multiplicador de Lagrange, como lo hicieran Breusch y Pagan[37], derivan el estadístico[38]

$$LM_{NNL} = T \left[b_1 / 6 + (b_2 - 3)^2 / 24 \right] + \tfrac{1}{2} \left[\hat{f}' Z (Z'M Z)^{-1} Z' \hat{f} \right] + T \left[\hat{r}' \hat{r} \right] \quad \ldots (IV.3.18)$$

en donde:

$$b_1 = \hat{\mu}_3^2 / \hat{\mu}_2^3 \;, \quad b_2 = \hat{\mu}_4 / \hat{\mu}_2^2 \;, \quad \text{siendo } \hat{\mu}_j = \sum_{t=1}^{T} e_t^j / T$$

y e_t los residuales de la regresión OLS en sustitución de las ε_t;

$$\hat{f}_t = (e_t^2 / \hat{\mu}_2) - 1 \;, \quad \hat{f}' = (\hat{f}_1, \ldots, \hat{f}_T) \;;$$

$$\hat{r}_j = \sum_{t=1}^{T} e_t \, e_{t-j} / \sum_{t=1}^{T} e_t^2 \;, \quad \hat{r}' = (\hat{r}_1, \ldots, \hat{r}_p) \;;$$

$Z = (Z_1, \ldots, Z_T)'$, Z'_t definido en (IV.3.16) ;

$M = I_T - 1\,(1'1)^{-1}\,1'$, siendo 1 un vector de unos cuya dimensión es T por 1.

De esta forma, bajo la hipótesis nula.

$$H_0 : (c_1, c_2, \alpha, \gamma) = (0, 0, 0, 0),$$

37/ Breusch, Trevor S. y Adrian R. Pagan, 1979. A simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation, Econometrica 47, 1287-1294.

38/ Esta derivación sólo puede obtenerse directamente con Carlos M. Jarque o Anil K. Bera.

el estadístico LM_{NHI} presenta una distribución asintóticamente ji - cuadrada con 2+q+p grados de libertad, y H_0 se rechaza si LM_{NHI} es mayor que el punto deseado de significancia para dicha distribución.

Es interesante observar de (IV.3.18) que:

$$LM_{NHI} = LM_N + LM_H + LM_I$$

Es decir, los tres términos del estadístico, son precisamente los estadísticos que se utilizan para probar cada uno de los tres supuestos, tomando como ciertos los otros dos:

LM_N : estadístico para la prueba de normalidad, suponiendo residuales homoscedasticos e independientes. Jarque y Bera (1980).

LM_H : estadístico para prueba de homoscedasticidad, suponiendo residuales normales e independientes. Breusch y Pagan (1979).

LM_I : estadístico para prueba de no autocorrelación, suponiendo residuales normales y homoscedásticos, Breusch (1968).

Esto es particularmente importante ya que se pueden derivar pruebas bidireccionales, y unidireccionales al tomar los tér minos de LM_{NHI} y los grados de libertad correspondientes.

IV.3.3.2. Aplicación para el presente Modelo de Mercado

Puede observarse que para la aplicación del estadístico LM_{NHI} es necesario conocer los residuales e_t de la regresión OLS del modelo de mercado manejado en este estudio, así como un conjunto de variables fijas que explican el patrón de heteroscedasticidad, y que son precisamente los elementos del vector z_t' definido anteriormente.

El cálculo de los términos LM_N y LM_I es directo a partir de los resultados; sin embargo, el cálculo de LM_H tal como se define en (IV.3.18) es ciertamente delicado ya que depende de la definición que se haga de los vectores z_t', en otras palabras, depende de la función que se identifique para la variancia del error estocástico.

Breusch y Pagan establecieron en su estudio referido, los elementos de juicio significantes para definir dicha función de la variancia.

Definieron ellos la función

$$\sigma_t^2 = h\ (z_t' \alpha)\ ....\ (IV.3.19),$$

no indexada a t, con primera y segunda derivadas y en la que el primer elemento de z_t' es igual a uno. Así se tendrá, al definir la hipótesis nula de homoscedasticidad como:

$$H_0 = \alpha_2 = ...= \alpha_q = 0,$$

que $z_t'\alpha = \alpha_1$ y por lo tanto $\sigma_t^2 = h\ (\alpha_1) = \sigma^2$, es decir, una variancia constante.

Puede notarse que la expresión (IV.3.19) es más general que la función (IV.3.16), e incluye los casos de heteroscedasticidad manejados preferentemente en la literatura[39/], entre ellos:

$$\sigma_t^2 = \exp\ (z_t' \alpha\ )\ ,$$

$$\text{ó} \qquad \sigma_t^2 = (z_t' \alpha\ )^m$$

Hacen además, la observación de que existen ciertos modelos de heteroscedasticidad que "no propician una adecuada estructura para pruebas de homoscedasticidad".

[39/] Breusch, T.S. y A.R. Pagan, obra citada, pag 1288

Uno de estos modelos es $\sigma_t^2 = \alpha\, g_t$, en donde tanto α como g_t son escalares. Esto es sumamente importante ya que cuestiona fuertemente el uso de los modelos manejados por T. Lancaster[40/], por Goldfield y Quandt[41/] por Belkaoui[42/]; por Kmenta[43/], y en consecuencia las funciones definidas en (IV.3.3) y (IV.3.4) del presente trabajo.

En opinión del autor, la posible explicación de las desviaciones estándar de ε_{it} en relación al comportamiento de alguna variable sería, en su caso, como una relación proporcional a los rendimientos r_{it} . O equivalentemente la desviación con respecto a un patrón homoscedástico tendría la forma $\sigma^2\ r_{it}^2$ (siendo σ^2 una constante). Por lo tanto la función de la variancia se definiría por:

$$c_{ot} = \sigma_{it}^2 = \sigma_{\varepsilon i}^2 + r_{it}^2\,\sigma^2 \qquad \text{........(IV.3.20.),}$$

en donde resulta claro que el término $\sigma_{\varepsilon i}^2$ es parte de la variancia fijada como constante, es decir el posible patrón homoscedástico, y el término $r_{it}^2\,\sigma^2$ es la desviación que de dicho patrón se observa para cada valor de t.

40/ T. Lancaster, "Grouping Estimators on Heteroscedastic Data". J. Am. Statist. Assoc., vol. 63; p.191, 1968.

41/ S.M. Goldfield y R.E. Quandt. Obra referida, pags. 539-547.

42/ Belkaoui. Obra referida.

43/ J. Kmenta. Obra referida.

Puede apreciarse que al definir la variancia de esta manera, se es congruente con (IV.3.16) de Jarque y Bera y con (IV.3.19) de Breusch y Pagan, evitando así las inconveniencias argumentadas por estos últimos, ya que (IV.3.20) implica el manejo de los vectores z_t' y α definidos por:

$$z_t' = (1, r_{1t}^2) ,$$
$$\alpha = (\sigma_{\epsilon_i}^2 , \sigma^2) \quad \ldots\ldots\ldots (IV.3.21)$$

Por lo tanto, considerando en particular el supuesto de homo scedasticidad, la hipótesis nula sería:

$$H_0 = \alpha_2 = \sigma^2 = 0.$$

El estadístico para la prueba unidireccional de homoscedasticidad sería estimado mediante el método del multiplicador de Lagrange, y coincidiría con el valor de la mitad de la suma explicada de cuadrados (ESS) en la regresión de $g_t = \hat{f}_t + 1$ sobre z_t, y se distribuye asintéticamente como una ji - cuadrada con un grado de libertad si la hipótesis nula es verdadera [43/].

Es decir LM_H estaría definido por:

$$LM_H = \tfrac{1}{2} [\hat{f}' z (z' z)^{-1} z' \hat{f}] \ldots\ldots\ldots \quad (IV.3.22),$$

43/ Ver el teorema enunciado a este respecto en T.S. Breusch y A.R. Pagan, obra citada, pags. 1288-1290.

y por lo tanto

$$LM_{NHI} = T\,[b_1/6 + (b_2 - 3)^2/24]$$

$$+ \tfrac{1}{2}\,[\hat{f}'z\,(z'z)^{-1}\,z'\hat{f}\,] + T\,[\hat{r}'\hat{r}\,] \ldots (IV.3.23),$$

presentando este estadístico una distribución ji-cuadrada con $3 + p$ grados de libertad, si la hipótesis nula es verdadera.[44/]

Es el estadístico definido en (IV.3.23), el que se utiliza en este estudio suponiendo el patrón de heterocedasticidad como en (IV.3.20).

Para cada uno de los cinco índices, se consideraron valores para p de 1,2,3,5 y 7, es decir los modelos autorregresivos correspondientes, con el propósito de sensibilizar la contribución marginal de considerar más o menos variables en el modelo de autorregresión. Tomando en cuenta que las observaciones son bisemanales y dado que las empresas inscritas en la B.M.V. presentan estados financieros trimestrales, se juzgó que el efecto de "resonancia" (mencionado anteriormente en la subsección IV.3.2. al tratar la naturaleza de la autocorrelación) no tendría lugar más allá de un trimestre (es decir, cuando $p > 7$).

44/ Ver el teorema enunciado a este respecto en T.S. Breusch y A.R. Pagan, obra citada, pags. 1288-1290.

TABLA IV.11

ESTADISTICOS TRIDIRECCIONALES Y BIDIRECCIONALES DE JARQUE-BERA

PARA HOMOSCEDASTICIDAD (H),NORMALIDAD (N) E INDEPENDENCIA (I)

10 GRADOS DE LIBERTAD PARA LHHNI (MENOS 2 PARA LHHI)

E M I S O R		INDGEO		INDARI		INDIG1		INDIGA		INDBMV	
		LHHNI	LHHI	LHHNI	LHHI	LHHNI	LHHI	LHHNI	LHHI	LHHNI	LHHI
AAALFA	B	14,05296	9,00623	24,72473	16,59764	12,57313	5,21678	13,15698	8,66657	20,51852	20,27065
AURRERA	A	13,06920	6,98699	24,19731	8,61658	16,35249	13,99319	16,04367	12,87581	13,73268	9,01030
CELANES	*A	200,57635	7,75939	65,64117	11,22173	378,21148	7,82571	318,02496	8,26812	16,20026	7,77101
CERMOC		21,20429	5,09750	24,67101	5,69917	69,58015	4,23242	76,30600	3,78482	37,15834	4,37208
DESC	*A	67,29974	16,49628	81,37424	14,97826	51,14847	13,86708	46,51180	13,53178	41,16357	34,43162
FRISCO	*A	37,70172	3,49847	38,92376	4,64977	36,59660	4,64284	30,10797	4,85714	56,70701	4,37065
GISSA	B	4,21132	4,02403	4,18305	3,99913	5,86462	5,69952	5,78861	5,59673	3,99159	3,67843
GMEXICO	*A	684,18035	14,67532	666,12830	13,97147	788,39049	15,78374	810,54065	15,93421	554,35102	12,02748
KIMBER	A	26,41860	6,00264	79,62565	7,07448	60,69962	13,22174	66,72098	15,30699	7,80470	2,50456
LIVEPOL		22,62934	6,23732	37,16469	12,39842	60,50353	8,92978	64,71940	9,37693	35,41151	16,85322
LUISMIN	*A	25,74239	15,22511	22,63393	14,42012	31,37053	14,01614	30,09446	14,15054	17,61848	13,16771
MODERNA	*A	4,10528	3,84443	15,95314	5,18541	5,62166	5,49059	6,34258	6,25082	3,67406	3,12040
PURINA	*A	10,57496	9,62687	13,41257	10,13616	9,99701	8,81445	9,52286	8,70489	10,91196	6,55534
SPICER	*A	23,66838	16,79557	28,00462	19,19400	23,87169	17,63268	24,72385	17,54078	22,39688	10,08642
TAMSA		89,33291	3,78899	92,65427	3,26997	91,99284	3,75137	92,64206	3,77579	54,07946	2,70613
TELMEX		20,47655	7,80698	22,90739	7,13962	18,19828	7,96724	16,76440	7,92887	24,28751	7,05737
TOLMEX	*A	50,55531	11,46884	76,47255	10,20095	58,52380	15,57419	66,84476	15,19175	45,52352	5,90603
TREMEC	*A	7,04393	4,99045	4,58755	2,76265	4,70440	2,55527	4,14556	2,67620	3,97764	3,49643
VIHREAL		3,39881	3,02289	9,86604	5,19354	5,03901	4,08902	4,83095	4,20094	5,23860	4,72376
VISA		34,03992	3,18404	41,64748	2,78121	33,86767	2,32572	35,82331	1,99983	18,06513	3,61539
PENOLES	*A	6,58187	7,74332	7,34410	6,63975	8,66619	8,42678	8,55675	8,46483	6,07993	5,14263
VITRO	AA	7,55106	5,61024	14,02163	6,26017	4,91127	4,63707	5,66606	4,30973	6,38575	2,85098
CRISOBA	A	63,75767	4,36313	30,43316	7,57703	62,33838	5,47579	52,16277	5,57206	3,29605	2,20590
EATON	*A	37,27271	1,73513	20,48430	2,67462	43,90404	2,58246	41,73519	2,66943	4,67532	1,63560
CARBIDE	*A	230,16978	6,16922	218,06952	4,45883	317,97655	12,71732	293,21431	12,77377	84,43598	2,06725
SANBORN		725,16429	10,82180	710,89247	12,20224	722,87464	12,55094	713,67398	12,17468	604,56186	12,34696
ACCO		141,53702	4,38681	150,50735	4,37405	130,65810	4,60477	127,95748	4,57546	134,40765	2,70467
MORESA	A	65,91173	12,69242	65,00863	11,39500	43,33805	12,57209	45,38252	12,66319	43,54794	9,25904
CEMEX	A	164,78225	10,91289	157,25988	9,16073	171,79573	10,30663	177,46005	10,20261	120,39934	10,73248
APASCO	A	336,30153	12,46691	356,78209	11,15304	361,17369	13,93238	353,14203	13,42701	152,64686	12,61815
DIANA	B	16,07668	11,35555	11,12315	6,71249	18,57627	12,59541	19,14997	12,99518	6,03406	2,23971
METALVER	B	21,12628	3,53338	31,52099	6,04366	13,16649	2,42670	17,74343	2,46922	51,71147	9,53779
CONDUMEX	*A	5144,79839	4,92551	4626,01485	5,13751	5744,80777	3,63456	6014,03431	3,70666	3512,05032	4,69251
CYDSA	A	61,71920	14,34567	48,14612	13,84245	55,25798	12,63684	49,53152	12,55023	20,69116	7,14757
FUNDGRA		68,97217	8,38925	41,18843	9,07931	43,10392	7,55145	59,60922	7,61273	18,38521	7,61895
NACOBRE	*A	20,71956	10,61867	81,25831	10,66498	13,80057	8,73509	14,52042	8,87790	26,01322	4,53776
PURITAN		10,56040	9,98093	8,39112	5,99903	15,22503	13,27324	14,31367	12,65706	5,57860	4,33094
PARIS		9,07729	6,51220	7,60250	5,58765	19,68611	7,80230	11,49650	8,57391	15,44117	5,29089
FONANM		1231,09005	15,05543	1177,86726	17,83359	1236,57166	14,44619	1225,77590	14,49464	349,78846	14,08482
ERICSON		18,55684	11,04701	19,09729	10,69702	17,35658	12,42473	17,57124	12,64693	14,97675	7,86605

TABLA IV.12

ESTADISTICOS TRIDIRECCIONALES Y BIDIRECCIONALES DE JARQUE-BERA
PARA HOMOSCEDASTICIDAD (H),NORMALIDAD (N) E INDEPENDENCIA (I)
8 GRADOS DE LIBERTAD PARA LMHNI (MENOS 2 PARA LMHI)

E M I S O R	INDGEO		INDARI		INDIGI		INDIAL		INDGMU	
	LMHNI	LMHI	LMHNI	LMHI	LMHNI	LMHI	LMHNI	LMHI	LMHNI	LMHI
AAALFA H	13,65526	10,01289	22,71410	17,25150	10,13308	6,92644	10,74971	6,67989	19,33577	18,40709
AUFRERA A	12,56033	6,74950	20,47802	5,43079	15,43556	12,75796	15,35354	11,62960	9,44828	5,74603
CELANES *A	214,53294	7,33157	67,92564	9,68527	406,09707	7,89544	336,77328	6,26463	16,28006	1,94495
CERMOC	21,77547	3,57815	23,60452	4,09342	97,51601	2,91122	83,18225	2,53421	35,14224	4,24127
DESC *B	59,71900	15,31344	72,71544	14,67659	45,81472	13,05658	41,61801	12,77093	132,61757	25,57887
FRISCO *A	35,46721	1,39060	39,53784	2,46020	27,97904	1,46619	22,37465	1,59881	63,85057	3,73885
GISSA B	2,69114	2,17378	3,60224	2,86047	4,09769	3,73280	4,64198	3,66929	2,95795	2,67478
GMEXICO *A	726,12646	4,69656	708,66397	4,66027	638,25552	6,75783	861,30354	6,05824	378,82735	4,16386
KIMBER A	25,83052	4,69478	71,94872	4,62770	64,71846	12,92969	64,30367	14,64800	1,83936	1,80606
LIVERPOL	19,36646	7,46597	35,39307	11,70644	53,62670	7,60760	51,93192	7,42952	37,64133	10,32913
LUISMIN *A	24,40175	13,79777	21,61507	13,43075	30,42422	15,71095	29,11511	12,65237	16,37049	12,10123
MODERNA *A	2,36969	2,16386	10,19594	3,07677	4,34679	3,67310	4,61623	4,38172	4,64066	3,24106
PURINA *A	9,67441	9,19194	11,94256	9,32502	7,35227	7,19666	7,13115	7,04402	10,75268	6,57701
SPICER *A	19,90355	13,22484	23,45716	14,57757	19,12703	14,13314	19,71463	14,00056	21,87681	8,98729
TAMSA	84,63445	2,33083	84,96421	2,09196	90,62062	2,95008	91,14634	3,00922	44,97875	2,08281
TELMEX	19,32553	3,40887	22,67312	5,39974	16,85176	5,47409	17,43198	5,40963	23,16893	4,70041
TOLMEX *A	37,55840	8,61161	50,13637	6,64308	47,37605	13,84198	54,15742	13,11169	30,74012	3,69431
TREMEC *A	7,69699	4,97903	4,28382	2,79656	4,06573	2,26384	3,92647	2,36494	2,16989	1,55142
VIRREAL	2,62908	1,65296	7,80789	3,84759	4,55230	3,48860	4,42342	3,71381	5,79567	4,38621
VISA	57,49543	3,15817	40,65783	2,79113	36,48702	1,28272	38,78525	1,16473	16,01188	3,92476
PENOLES *A	5,07435	4,65272	6,43632	5,62333	6,09523	5,90598	6,09796	6,04215	4,96318	3,77975
VITRO AA	2,69338	2,54022	7,70943	2,33775	2,93169	2,89333	3,01437	2,87410	13,00158	2,64844
CRISOBA A	58,98863	4,01706	27,34679	4,36782	54,94473	4,84598	46,05031	4,99060	1,95162	0,72718
EATON *A	36,50386	1,77249	22,63658	2,58738	46,40994	2,41830	44,09970	2,47335	5,01375	1,63063
CARBIDE *A	259,14104	6,41183	229,42542	4,06807	316,56136	12,82753	294,32624	12,90117	87,43073	1,78670
SANBORN	756,07852	8,42254	741,73444	9,29808	771,73829	10,25168	762,06465	10,18104	658,90387	7,60280
ACCO	130,41119	3,69709	137,37906	3,24166	122,37206	4,12219	119,65792	4,05001	100,87870	1,47993
MORESA A	68,24455	10,96441	65,72841	9,70455	44,65543	11,29123	46,97452	11,42591	40,73658	7,00154
CEMEX A	178,36650	10,65945	171,40066	5,97620	165,29154	10,10576	150,41700	9,94468	132,08955	10,27169
APASCO A	252,36924	8,50273	256,00241	7,52144	290,71955	10,50530	285,43726	10,29559	95,70326	5,99921
DIANA B	14,82602	8,74449	10,27709	7,42767	14,91920	8,53703	15,33573	8,76076	5,69342	1,79559
METALVER B	16,72149	1,93007	25,79318	4,37179	10,45962	1,14200	9,87833	1,16194	42,25786	8,64793
COGUMEX *A	5543,77467	4,51650	5211,62108	4,46959	6166,53523	3,51632	6425,49619	3,44873	3733,91657	4,17006
CYDSA A	65,33863	12,43327	49,79606	11,99550	58,54994	17,67357	52,54196	17,69312	18,63531	5,00510
FUNDIDRA	65,73066	9,29576	39,62160	10,11706	59,74742	8,77870	56,68777	8,67163	18,53031	6,34845
NACOBRE *A	19,86940	8,53640	81,17462	8,29862	12,10732	6,22504	13,13131	6,60779	22,44830	3,69513
PURITAN	8,66451	7,50601	7,28226	4,72203	11,19348	9,45673	10,46767	9,01230	4,02948	2,74715
PARIS	7,71115	4,95683	6,45471	4,25835	9,07647	6,05898	9,73059	6,68454	14,74193	3,73799
FONBNH	1340,22470	15,40828	1279,87642	18,09766	1314,74077	14,31674	1302,63469	14,11914	1003,76295	13,33135
ERICSON	18,10737	11,04638	17,66486	10,25116	17,10756	12,46122	17,12046	12,45697	13,54607	7,12602

TABLA.IV.13

ESTADISTICOS TRIDIRECCIONALES Y BIDIRECCIONALES DE JARQUE-BERA
PARA HOMOSCEDASTICIDAD (H),NORMALIDAD (N) E INDEPENDENCIA (I)
6 GRADOS DE LIBERTAD PARA LMHNI (MENOS 2 PARA LMHI)

E M I S O R A	INDDEO		INDARI		INDIOI		INDIAI		INDRMV	
	LMHNI	LMHI	LMHNI	LMHI	LMHNI	LMHI	LMHNI	LMHI	LMHNI	LMHI
AAALFA A	11,61230	7,59818	20,62287	15,84699	7,95816	4,45309	8,70657	4,45609	15,79979	14,66053
AURRERA A	13,16220	9,90938	17,12356	6,14190	14,58369	11,65818	14,71159	11,70359	9,18554	6,03182
CELANES *A	216,69926	6,26461	62,32019	6,96709	420,31461	8,03620	354,73374	8,47974	16,01300	1,59813
CERMOC	21,34304	2,75165	19,68078	1,70755	101,77547	2,73628	67,70070	2,51986	37,50086	2,81677
DESC *A	59,14198	12,27989	76,70845	12,22887	45,12971	9,73720	40,78774	9,69251	116,97353	24,55038
FRISCO *A	38,01283	1,33471	40,17712	2,16436	29,57022	0,33371	23,27373	0,31336	64,91650	3,26157
GISSA A	2,57585	2,05470	3,65805	2,24597	3,74019	3,47404	3,85573	3,51231	3,55757	2,70065
GMEXICO *A	764,39498	4,26222	764,43993	3,49071	902,60976	5,73663	924,77671	5,54967	617,89667	3,71477
KIMBER A	24,65159	5,22720	26,15943	3,96683	55,09680	13,70385	54,47686	15,13904	0,69022	0,65217
LIVEPOL	10,94076	3,17297	34,54227	8,04746	53,55765	2,32332	51,55660	2,57437	34,93474	5,10273
LUISMIN *A	15,01256	7,79408	11,98918	2,67376	23,58825	2,51017	21,18943	2,73229	7,67357	7,35475
MODERNA *A	2,05264	1,83415	6,60642	0,35701	4,06235	3,54964	4,14062	3,95402	3,40544	1,85905
PURINA *A	8,77041	7,96838	10,88475	7,99876	7,17442	6,85887	6,76981	6,61199	5,30125	4,76407
SPICER *A	20,26553	13,16926	22,87097	14,14648	19,60575	14,06262	19,69175	13,84147	20,95938	8,44817
TAMSA	91,26093	0,99977	91,07372	0,93386	97,61123	0,86732	98,00303	0,57605	47,38370	0,91615
TELMEX	17,56033	4,31043	20,75010	3,64770	14,64777	4,10720	15,23778	4,08820	30,90972	2,68411
TOLMEX *A	39,79067	7,96464	51,67121	6,63840	50,34162	12,98360	58,04616	12,58650	31,57729	3,39084
TREMEC *A	5,16464	2,50769	2,74563	1,57238	3,56663	1,91940	3,55767	2,14124	2,01350	1,28607
VIDRFAL	1,95372	1,77076	6,02125	3,45643	4,62762	3,41581	4,47045	3,58973	5,53493	3,76853
VISA	35,57301	2,23843	36,45844	2,48950	36,97501	0,74727	39,46667	0,74262	15,55013	3,60273
PENOLES *A	4,50853	3,19670	3,48489	2,53383	4,65908	4,56425	4,71205	4,58358	3,99689	2,47597
VITRO AA	2,97606	2,65201	8,44915	2,34265	3,11062	3,01315	3,19684	2,97790	13,82416	2,92293
CRISOBA A	63,57283	3,30602	26,56932	2,23710	59,36086	4,66809	49,67313	4,62631	1,50306	0,21658
EATON *A	42,40095	1,02846	24,01121	1,68414	51,58283	2,16707	49,01777	2,21839	4,80395	0,27746
CARBIDE *A	263,41297	6,69920	219,34456	4,51628	330,34573	12,47471	306,93496	12,23652	85,02916	1,55444
SANBORN	822,40490	8,32075	797,32434	8,97608	840,16218	10,34073	829,60429	10,53096	704,37900	6,89471
ACCO	140,82896	3,67475	148,39566	3,06718	131,89357	4,01282	129,23350	3,73005	110,20745	1,07024
MORESA A	66,69158	5,72139	62,77221	5,31544	42,26594	6,67377	44,43618	7,01191	34,88099	1,67712
CEMEX A	193,48290	10,35653	185,45674	8,88646	201,34126	9,88039	207,05002	9,62727	147,46350	9,05139
AFASCO A	267,34075	8,33415	275,56604	7,41547	303,74297	10,17363	298,62278	10,06885	108,33713	5,99122
DIANA A	14,63686	6,01651	9,50677	6,25227	14,13873	7,33242	14,43315	7,37320	6,26897	1,39030
METALVER A	17,65880	1,70742	27,73398	4,30508	10,89330	0,94640	10,40304	0,97015	40,58066	8,85546
CONDMEX *A	5646,64165	2,88711	5228,39031	2,02408	6335,73665	2,34033	6623,36217	2,40583	3777,00517	1,65193
CYDSA A	66,57840	12,89473	46,82610	11,24547	61,22730	17,02400	54,63038	17,06473	18,11404	4,52544
FUNDORA	64,46675	8,77830	40,06488	9,71662	50,98105	8,67704	54,21367	8,81183	17,89537	7,60657
NACOBRE *A	16,47930	4,63848	73,96465	5,62562	11,58007	5,07957	12,33344	5,23449	20,23041	2,62273
PURITAN	5,06401	4,44640	4,70895	3,15656	8,14852	6,34154	7,63067	5,11500	7,14903	0,66202
PARIS	7,51453	4,71818	5,48732	3,75709	8,18071	4,87114	8,53525	5,20064	12,60258	2,40820
FONBNM	1445,76652	14,91100	1372,81810	16,30664	1415,42192	13,61316	1405,17677	13,34354	1061,21784	13,43749
ERICSON	16,71552	9,00700	16,48427	7,38714	15,36146	11,04373	15,65252	11,02571	12,10642	7,37666

TABLA IV.14

ESTADISTICOS TRIDIRECCIONALES Y BIDIRECCIONALES DE JARQUE-BERA

PARA HOMOSCEDASTICIDAD (H),NORMALIDAD (N) E INDEPENDENCIA (I)

5 GRADOS DE LIBERTAD PARA LMHNI (MENOS 2 PARA LMHI)

EMISOR	INDGEO		INDARI		INDIOI		INDIAI		INDAMU	
	LMHNI	LMHI	LMHNI	LMHI	LMHNI	LMHI	LMHNI	LMHI	LMHNI	LMHI
AAALFA B	5,52073	1,57053	6,84827	2,26363	4,06351	0,39037	5,04897	0,65552	16,15221	5,00899
AURRERA A	11,64553	9,08600	13,75733	4,07750	14,05356	11,47778	14,07055	10,77141	7,06195	3,90266
CELANES *A	214,98080	5,59164	60,75860	6,24553	426,45383	7,27472	357,94794	7,47583	15,98527	1,17305
CERMOC	21,61134	1,81394	19,73114	1,04271	106,57736	2,55413	91,89054	2,31705	37,09054	2,54790
DESC *B	61,87076	12,73925	73,14203	12,40241	47,27429	9,63616	47,77643	9,91322	170,34021	23,64066
FRISCO *A	39,07222	0,39812	40,45455	0,34354	31,13589	0,32262	24,55649	0,29445	65,42929	0,78415
GIRSA B	2,58135	2,05222	3,01801	2,18048	3,68443	3,39817	3,81737	3,47911	1,50792	1,05114
GMEXICO *A	816,51839	4,31971	795,03627	3,52817	935,57322	5,85549	963,42094	5,64711	643,95470	3,75887
KIMBER A	25,67056	4,92255	73,33867	3,93906	52,31542	8,77176	50,86513	9,31399	0,51072	0,51012
LIVEPOL	17,66711	2,99060	35,55027	7,78587	56,31660	2,10464	54,27329	2,52094	35,05723	3,38725
LUISMIN *A	15,71419	2,70073	12,65581	2,63917	23,46450	2,41520	22,05350	2,63883	7,30558	2,20568
MODERNA *A	1,70461	1,41902	5,94165	0,41666	3,21193	2,61876	2,96492	1,72583	3,24789	1,60631
PURINA *A	3,80420	3,17023	6,48792	3,51635	6,25998	5,90635	5,98076	5,79749	5,46451	0,82157
SPICER *A	18,89169	11,17553	21,97176	12,48726	17,44691	11,43224	17,85543	11,26999	24,22366	7,78563
TAMSA	95,73184	0,67495	95,10703	0,60495	102,21671	0,59147	102,60317	0,66025	49,50746	0,45936
TELMEX	17,73047	4,06299	21,16368	3,43522	14,55207	3,61163	15,18526	3,80506	20,67220	2,13368
TOLMEX *A	39,07569	7,31392	51,48427	6,32625	50,02621	11,65826	57,69621	11,47125	31,97512	3,17432
TREMEC *A	4,29689	1,61647	2,32950	0,94013	3,40575	1,78770	3,36739	1,96414	1,39846	0,70401
VIRREAL	2,04641	1,88151	6,12564	3,63568	4,75157	3,29163	4,36713	3,46695	4,82422	3,05757
VISA	56,73150	1,05777	36,23657	0,97546	36,22670	0,69305	40,88364	0,20463	15,46389	2,69251
PENOLES *A	2,42856	0,94619	1,91384	0,67522	4,20418	3,82401	3,86293	3,67526	2,53113	0,78846
VITRO AA	2,96726	2,63225	5,82953	2,32252	2,83146	2,68766	2,93802	2,66336	14,37014	2,78686
CRISOBA A	65,44964	2,49030	27,75749	2,08590	60,49410	4,10109	50,80092	4,32390	1,27101	0,01143
EATON *A	44,71802	0,93341	25,04262	1,31679	34,07611	1,76791	51,45336	1,69839	4,75976	0,39929
CARBIDE *A	222,21363	8,63184	319,22709	4,26243	343,94874	12,39846	319,27164	12,31437	91,73300	1,41983
SANBORN	557,12831	8,31463	830,27272	8,98794	875,57092	10,34796	864,92929	10,23037	734,55353	6,75747
ACCO	147,44601	3,71418	135,47692	3,07066	138,11590	4,05735	135,35177	3,97193	115,32030	0,87799
MORESA A	67,13030	4,28691	62,76597	3,15634	41,75170	5,46765	43,92213	5,61726	34,94821	0,61324
CEMEX A	197,18970	9,64939	168,73798	8,24261	206,14914	9,39513	211,89855	9,40550	145,67594	8,66751
APASCO A	278,76780	7,74779	286,59225	6,47263	316,93021	9,88046	311,68215	9,74855	113,00582	7,56913
DIANA B	13,86011	6,46051	9,04567	5,09740	13,94336	6,66375	14,42452	6,83627	6,22630	0,89925
METALVER B	17,11397	0,00144	25,02562	0,07082	10,89864	0,14837	10,41059	0,16789	45,09779	5,13446
CODUMEX *A	5863,02909	2,88313	5429,15864	1,96562	6566,52368	2,22437	6867,56014	2,33865	3930,08139	1,55226
CYDSA A	65,71914	9,08356	45,78856	8,14125	59,92381	13,47393	53,36996	13,51738	16,17434	2,05829
FUNDORA	64,73970	6,12725	39,94122	9,12530	57,61491	7,91741	54,56015	7,96392	17,45363	6,81374
NACOBRE *A	16,95803	4,85633	76,82598	5,70048	11,44570	4,89417	12,18405	4,95844	20,38016	1,94813
PURITAN	4,18563	3,54655	4,79911	1,98620	7,72676	5,94398	7,24013	5,73666	2,25765	0,64468
PARIS	7,40177	4,39004	5,03491	3,18264	7,37364	3,76913	7,53891	3,90905	11,72730	0,68916
FONANM	1503,96063	14,90374	1425,86537	17,43966	1474,66371	13,72095	1463,84033	13,42993	1126,19917	13,34782
ERICSON	15,34006	7,77005	15,61679	7,15275	12,46942	7,97071	12,57886	8,01403	11,66293	4,81596

TABLA IV.15

ESTADISTICOS TRIDIRECCIONALES Y BIDIRECCIONALES DE JARQUE-BERA
PARA HOMOSCEDASTICIDAD (H),NORMALIDAD (N) E INDEPENDENCIA (I)
4 GRADOS DE LIBERTAD PARA LMHNI (MENOS 2 PARA LMHI)

E M I S O R	INDGEO		INDARI		INDIG1		INDIA1		INDBAV	
	LMHNI	LMHI	LMHNI	LMHI	LMHNI	LMHI	LMHNI	LMHI	LMHNI	LMHI
ALFA B	3,93158	0,00005	4,77019	0,00045	4,05606	0,14600	4,68557	0,06373	5,81348	4,68066
AURRERA A	5,40443	2,54027	11,57268	1,31083	8,11666	5,55460	8,60344	5,32399	4,42731	0,97148
CELANES *A	216,92896	5,14313	62,22544	5,67174	437,01530	6,72930	365,32339	6,88378	16,93375	1,25224
CERMOC	22,57364	1,40646	20,62893	0,96899	110,88660	2,40501	95,65994	2,16507	37,94436	1,75608
DESC *B	51,73339	0,11013	63,89527	0,00189	39,54655	0,06952	34,77473	0,02984	[illegible]	1,15520
FRISCO *A	40,76241	0,04790	42,41731	0,00756	32,49502	0,02291	25,66303	0,03134	48,67450	0,54707
BISSA F	0,54657	0,00062	1,04900	0,17548	0,29322	0,01844	0,35469	0,01270	1,44374	0,87305
BMEXICO *A	847,13495	1,67481	623,66665	1,40560	970,78627	2,35009	997,32254	2,32490	[illegible]	1,88557
KIMBER A	35,22254	4,00459	75,49504	3,06523	54,55161	9,03603	52,58467	9,46163	0,01013	0,00417
LIVEPOL	16,24130	1,66960	34,65962	3,53231	56,70361	0,11523	54,09757	0,17266	35,13937	1,67769
LUISMIN *A	13,57419	0,08851	10,32549	0,06094	21,44417	0,01304	19,67834	0,01983	5,38387	0,15663
MODERNA *A	1,04236	0,51309	6,06729	0,17527	1,32163	0,97815	1,37203	1,17474	2,20159	0,36563
PURINA *A	3,32720	2,65446	5,96372	2,76147	5,95863	5,56486	5,75503	5,54462	4,81955	0,00330
SPICER *A	11,13141	2,79555	14,07991	4,01270	12,70230	6,23360	13,16956	6,08262	14,31480	0,04553
TAMSA	97,57365	0,12850	99,54609	0,35091	106,99631	0,34973	107,38709	0,39326	52,12995	0,40348
TELMEX	15,09799	0,73903	16,93474	0,29814	12,18494	0,79473	12,75466	0,72657	20,01127	0,47797
TOLMEX *A	38,85466	6,50348	52,10650	5,48954	50,79918	11,50142	58,33093	10,94205	31,65235	1,80925
TREMEC *A	3,14266	0,54066	1,56556	0,19724	1,73657	0,13117	1,65596	0,25162	1,01623	0,36106
VIRREAL	1,21140	0,98445	4,21351	1,47217	4,60600	3,26580	4,29243	3,33818	1,68577	0,00726
VISA	58,18833	0,38555	37,16341	0,03345	40,20434	0,09302	42,77843	0,11306	15,96337	2,20250
PENOLES *A	1,84845	0,17282	1,44938	0,30372	1,68834	1,21181	1,38571	1,12679	2,44837	0,47131
VITRO *A	0,35366	0,00231	6,92183	0,06510	1,35666	1,18851	1,19016	0,09836	12,55563	0,38022
CRISOBA A	68,48446	2,48367	29,09633	2,12118	62,23545	3,41705	52,30802	3,66639	1,33791	0,00091
EATON *A	46,93976	0,63337	25,64654	0,50207	55,62703	0,65083	52,70562	0,51599	5,17160	0,40777
CARBIDE *A	263,48675	6,63815	226,52257	4,33897	355,40423	12,35544	330,74370	12,26617	93,19466	1,34576
SANBORN	890,83175	6,16042	864,73271	9,04594	911,71267	9,52786	899,99967	9,90369	765,39466	6,91257
ACCO	152,81554	2,31723	161,32860	1,69816	142,67172	2,34435	140,01284	2,44256	119,96239	0,21037
MORESA A	68,46767	4,13335	64,99560	3,11142	42,85461	5,27857	45,26579	5,50753	36,12393	0,25613
CEMEX A	205,83439	9,65414	197,02868	8,11208	214,93778	9,13433	221,08662	9,23764	151,59262	8,56229
APASCO A	285,31942	6,91692	295,15123	6,20840	325,97930	8,90413	319,89747	8,78607	117,50352	5,49952
DIANA B	13,99652	6,18030	9,03029	4,90301	13,67370	6,41164	14,49266	6,64653	6,07800	0,52036
METALVER B	18,26267	0,00135	26,63748	0,06547	11,66672	0,05966	11,10892	0,05466	44,89823	2,57994
CODUMEX *A	6090,25623	2,59433	5639,39481	1,63487	6822,22077	1,97523	7133,13847	2,06958	4072,16789	1,13810
CYDSA A	64,43625	5,40301	43,00636	3,32134	58,15601	9,13811	51,19201	9,16550	16,36571	1,26633
FUNDORA	63,26740	4,52818	36,11415	5,78325	56,14324	4,26671	53,01671	4,40983	14,22312	2,88234
NACOBRE *A	12,73729	0,91194	74,50202	1,72057	8,84605	2,19227	9,48432	2,23282	19,32975	0,01847
PURITAN	3,06619	2,39766	4,47844	1,37304	7,57094	5,75170	6,99615	5,45009	2,31244	0,43074
PARIS	7,58469	4,39927	4,67296	2,93539	7,23176	3,49433	7,45491	3,66658	11,50642	0,09574
FONBNM	1564,30692	13,91051	1481,80516	14,99623	1535,08786	13,74257	1524,03552	13,35755	1172,37369	13,39564
ERICSON	16,05177	7,85966	16,42597	7,24532	13,01021	8,03760	13,09225	6,07869	12,30029	4,84962

Dada la posibilidad de hacer pruebas bidireccionales, se hizo la prueba conjunta de homoscedasticidad e independencia de los errores, tomando como cierto el supuesto de normalidad ya que se observa que quizás este supuesto no debería ser considerado como menos crítico.

Los estadísticos para LM_{NHI} y LM_{HI} se muestran en las tablas IV.11 a IV.15, que corresponden a cada valor distinto escogido para p, y en consecuencia corresponderían a distribuciones con 4,5,6,8 y 10 grados de libertad.

IV.3.3.3. Resultados

En la tabla IV.16 se anotan, para niveles de significancia de 5% y 1%, los porcentajes en los que se acepta la hipótesis nula de homoscedasticidad, normalidad e independencia para cada uno de los índices y con distintos grados de libertad.

Se observa que en general no se acepta la hipotesis nula, siendo el índice I   de la Bolsa Mexicana de Valores, aquel en el cual la hipótesis nula es mejor aceptada; pero aún para este índice se observa un bajo porcentaje de aceptación.

En la tabla IV.17 se muestran los porcentajes de aceptación de la hipótesis nula para la prueba bidireccional de homoscedasticidad e independencia. Es notable que en contraste con la prueba tridireccional, en este caso se acepte en general la hipótesis nula.

Atendiendo a los términos que componen el estadístico LM_{HNI} (IV.3.18), se aprecia que se puede separar fácilmente la contribución marginal de los estadísticos para las pruebas unidireccionales de homoscedasticidad, normalidad e independencia. De tal manera que, así lo indican Jarque y Bera en las conclusiones de su estudio, pueden derivarse eficientes pruebas bidireccionales.

TABLA IV.16

PRUEBA DE JARQUE Y BERA, SIMULTANEA DE HOMOSCEDASTICIDAD NORMALIDAD E INDEPENDENCIA

Porcentajes de Emisiones de la Muestra para las que se acepta la Hipótesis Nula

5% DE SIGNIFICANCIA

Grados de Libertad	INDICES I_1	I_2	I_3	I_4	I_5
4	30	30.0	27.5	27.5	32.5
5	25.0	25.0	27.5	25	40.0
6	30	30	27.5	25	35
8	35	35	25	30	37.5
10	35	37.5	25	32.5	45.0

1% DE SIGNIFICANCIA

Grados de Libertad	INDICES I_1	I_2	I_3	I_4	I_5
4	40	40	32.5	32.5	40
5	35.0	37.5	32.5	30	42.5
6	40	40	30	35	47.5
8	42.5	42.5	27.5	45	47.5
10	42.5	40.0	35	45	55.0

Esto es razonable si se recuerda que cada uno de los estadísticos tiene una distribución ji-cuadrada y por lo tanto su suma tiene, a su vez, una distribución ji-cuadrada.

Es claro entonces que en la prueba tridireccional no se acepte en general la hipótesis nula, en virtud de la enorme contribución que el estadístico para prueba de normalidad, LM_N, tiene en el estadístico LM_{NHI}. Es por esto que al restar LM_N en la prueba bidireccional, se obtengan resultados tan diferentes.

Si se recuerdan los argumentos manejados en la sección IV.2.3. de los que se desprende (dado el tamaño de la nuestra considerada en este estudio) la posibilidad de despreciar la violación al supuesto de normalidad del error estocástico, podría pensarse en aceptar la prueba bidireccional con sus respectivos resultados mostrados, en la tabla IV.17. Sin embargo debe observarse que es posible derivar esta prueba bidireccional, sólo al suponer que se cumple el supuesto de normalidad, y ésto no debe confundirse con el hecho de despreciar la violación del supuesto.

Si el supuesto de normalidad no se cumple, como se comprueba en este caso al usar el estadístico LM_N con dos grados de libertad, se tiene entonces que $c_1 \neq 0$ ó $c_{2t} \neq 0$ y no podría suponerse que estos parámetros son iguales a cero para derivar la

TABLA IV. 17

PRUEBA DE JARQUE Y BERA, SIMULTANEA DE HOMOSCEDASTICIDAD E INDEPENDENCIA

Porcentajes de Emisiones de la Muestra para las que se acepta la Hipótesis Nula

5% DE SIGNIFICANCIA

Grados de Libertad	INDICES I_1	I_2	I_3	I_4	I_5
2	80	77.5	87.5	82.5	95
3	67.5	67.5	82.5	87.5	90
4	70.0	70.0	85.0	85.0	92.5
6	80.0	77.5	87.5	90.0	92.5
8	92.5	90	92.5	95.0	95

1% DE SIGNIFICANCIA

Grados de Libertad	INDICES I_1	I_2	I_3	I_4	I_5
2	90	100	97.5	95	97.5
3	90	85.0	92.5	95	95
4	90	90.0	92.5	97.5	92.5
6	97.5	97.5	95.0	100.0	95
8	100	100	100	100.0	100

prueba tridireccional, cuyos resultados se muestran en la tabla IV.16

IV.4. Resumen

En el presente capítulo se analizaron los supuestos econométricos del modelo de Sharpe, clasificándolos para ello en dos grupos de acuerdo a la dificultad que implica su detección y corrección, así como por la gravedad de sus consecuencias.

Se observa que dicha clasificación es adecuada dado que la violación del primer grupo de supuestos puede ser superada al hacer ciertas consideraciones teóricas sobre el modelo y la muestra empleada. Especificando:

Para el supuesto 1 se encontró que, salvo que el modelo estuviera mal especificado, el problema de que el error estocástico no tuviera media cero podría resolverse mediante una traslación vertical de la línea de regresión, y esta transformación preserva las propiedades esenciales del modelo.

El supuesto 2 se cumple en virtud de que la correlación entre el error de la regresión con la variable explicativa no es significativamente distinta de cero, y en el supuesto de normalidad de estas variables se concluye que son independientes.

Aún en el caso de no cumplirse el supuesto de distribución normal del error estocástico, los estimadores OLS y sus varianzas no se ven afectadas dado que se considera un número grande de observaciones.

En lo que respecta al segundo grupo de supuestos, se discutieron las graves consecuencias que ocasionaría la presencia de heteroscedasticidad o la autocorrelación de los errores estocásticos. Dichas consecuencias darían lugar a conclusiones incorrectas sobre los parámetros de la línea poblacional y por tanto se desvirtuaría la aplicación del modelo para la solución del problema de análisis de cartera.

Resulta pues indispensable determinar si dichos fenómenos se presentan en el mercado al cual se pretenda aplicar el modelo de Sharpe.

Para el supuesto de homoscedasticidad se explicó como la transformación logarítmica empleada en el estudio contribuye a reducir la posibilidad de su violación. En cuanto al problema de desconocimiento de la forma de la variancia del error, se efectuaron pruebas que atendían a las dos alternativas de solución posibles. Se encontró además que el problema de heteroscedasticidad variaba de acuerdo al índice empleado, evidenciándose que el índice más adecuado para el cumplimiento del supuesto es el promedio geométrico de los rendimientos (I_2). Para este índice se observó, al 1% y 5% de significancia, que los porcentajes de empresas en las que se viola el supuesto son, para cada prueba:

Método gráfico: 10% (inspección visual).

Prueba de Goldfield y Quandt: 7.5%, 15%

Prueba del coeficiente de Spearman: 65%, 72.5%

Prueba de Bartlett con 6 intervalos: 17.5%, 22.5%.

Prueba de Bartlett con 16 intervalos: 2.5%, 2.5%

Sobresale la discrepancia de la tercera prueba. Cabe notar que en esta prueba, a diferencia de las otras, no se hace ninguna consideración sobre la variancia del error, que es el centro del supuesto. Parece razonable pensar que a esto se deba la diferencia y quizá pueda esgrimirse este argumento en contra de la capacidad de la prueba, sobre todo al apreciar la homogeneidad de los resultados de las otras pruebas.

Sin embargo, aún descartando la prueba del coeficiente de Spearman, no se puede afirmar que la homoscedasticidad se cumple absolutamente, sino particularmente para algunas acciones.

Por otra parte, atendiendo al supuesto de no autocorrelación, se consideró, en un principio, que el esquema autorregresivo de primer orden, por lo que la prueba del estadístico Durbin-Watson habría de ser aplicada en adición al método gráfico.

De nuevo se hizo evidente que el fenómeno variaba de acuerdo al índice empleado; sin embargo, el índice menos propicio fue I_2, a diferencia de lo ocurrido en el supuesto de homoscedasticidad y en la prueba de significancia de la relación lineal, donde había sido el más adecuado.

Inspeccionando las gráficas de residuales en el tiempo, se observó que alrededor de un 25% de las emisiones presentaban algún patrón sistemático, mientras que los porcentajes de acciones en las que el fenómeno de autocorrelación es significativo para la prueba Durbin-Watson son 30% y 50% al 1% y 5% respectivamente.

Cabe hacer notar además, que para varias de las acciones que presentan problemas de heteroscedasticidad o autocorrelación, se encontró previamente que no observaban una distribución normal en sus rendimientos. Tal es el caso de CELANES*A, GMEXICO*A, TOLMEX*A, CARBIDE*A, SANBORN, ACCO Y CODUMEX*A.

Esto hace pensar que quizá, antes de tratar de aplicar el modelo de Sharpe, debe aceptarse la hipótesis de distribución normal para los rendimientos estudiados, lo cual no será objeto de discusión en este trabajo.

Sin embargo al considerar el planteamiento que hacen Jarque y Bera, sobre la posibilidad de probar simultáneamente las hipótesis de normalidad, homoscedasticidad e independencia de los errores, se observan resultados interesantes, entre ellos:

Se cuestionó fuertemente a algunas de las pruebas unidireccionales de homoscedasticidad, en lo que respecta a aquéllas que definen a priori la función específica $\sigma_{it}^2 = \sigma^2 r_{it}^2$, y se propone considerar la heteroscedasticidad mediante el polinomio $\sigma_{it}^2 = \sigma^2 + z_t \lambda$ definido en (IV.3.16)

Se confirma, al aplicar pruebas tridireccionales y bidireccionales (suponiendo que se observa la normalidad en los errores), no sólo la importancia que tiene el probar simultáneamente las hipótesis, sino también las posibles consecuencias que tendría el despreciar el supuesto de normalidad, como se intentó en un principio en la sección IV.2.3.

Se observa además la limitación de la prueba del estadístico Durbin-Watson que sólo considera modelos autorregresivos de primer orden, la prueba de Jarque y Bera, resumida en la tabla IV.16, hace pensar al autor intuitivamente en que el patrón autorregresivo que se observa es de segundo orden, atendiendo a la sensibilización que se hizo para distintos grados de libertad, pero no se profundizó en este aspecto.

La presencia de heteroscedasticidad y autocorrelación es evidente. Se encuentran en la literatura manejada en este estudio, métodos de corrección a dichos fenómenos; no obstante, es conveniente evaluar la sofisticación que dichos métodos involucran y decidir si vale la pena aplicarlos para proseguir en la aplicación del Modelo de Sharpe, cuya principal virtud consistía en su simplicidad.

V. CONCLUSIONES

El análisis de cartera requiere la estimación no sólo de rendimientos esperados de una acción, sino también de la incertidumbre del rendimiento, así como de la correlación entre los rendimientos de cualquier par de acciones que puedan incluirse en la cartera. La dificultad involucrada en el arduo proceso requerido, ha motivado la investigación para el desarrollo de modelos simples que puedan predecir y describir la autocorrelación entre los rendimientos de las acciones.

Uno de los modelos más ampliamente aplicados para simplificar el proceso descrito, es el modelo de Sharpe. Sin embargo, la exitosa aplicación del mismo descansa en el cumplimiento de ciertos supuestos econométricos discutidos a lo largo de este estudio.

Se enfrentó además, una serie de problemas y consideraciones teóricas complementarias a dichos supuestos.

En el Capítulo II, se apreció la dificultad que existe para formar una muestra adecuada de acciones del mercado mexicano y tomar a la vez un período razonable de estudio. Se discutió la importancia que tiene el elegir una periodicidad adecuada entre las observaciones para lograr tanto un número de observaciones razonable para efectuar pruebas de hipótesis, como una reducción de la asimetría de la distribución de rendimientos. El período propicio determinado fue de dos semanas. Se observó como efectivamente la transformación logarítmica de los rendimientos propuesta, reduce aún más dicha asimetría y confirma que los períodos de dos semanas son adecuados en atención a la hipótesis de distribución normal de los rendimientos.

Posteriormente se propusieron cinco índices del mercado diferenciados por su población, ponderación y construcción. Uno de los cuales es el índice de la BMV, que mostró ser ineficaz para explicar el movimiento de las cuarenta acciones de la muestra, tomando en cuenta períodos de dos semanas. El índice con mejor desempeño en la relación lineal, fue el promedio geométrico de los rendimientos de la muestra (I_2), observándose que el error inducido por incluir acciones de la muestra en el índice de la regresión es insignificante, y por tanto puede hacerse esta inclusión.

Tomando en cuenta los parámetros alfa y beta de las regresiones de los cinco índices, se observó que estos son congruentes para los índices I_1, I_2 e I_4. El índice I_3, de construcción similar al de la BMV, arroja parámetros beta subestimados (sólo dos mayores a uno). Este hecho y la mencionada ineficacia atribuída al índice de la BMV para explicar la relación lineal, evidencian la inconveniencia de aplicarlo en el modelo de Sharpe.

Se apuntó también un nuevo criterio para escoger el índice a emplearse en el modelo, atendiendo a la magnitud de la violación de los supuestos de homoscedasticidad y no autocorrelación, magnitud que varía al emplear los distintos índices.

El índice que menor homoscedasticidad propicia es I_2, mientras que el índice que favorece más la no autocorrelación es I_3. Sin embargo, considerando la subestimación de los parámetros beta que este índice produce, y tomando en cuenta la discusión hecha hasta este punto, se juzgó que el índice más adecuado para el modelo estudiado es I_2.

Considerando pruebas unidireccionales en primer lugar, se encontró que los supuestos econométricos se cumplen irregularmen te, ya que hay ciertas acciones cuyas regresiones mostraban heteroscedasticidad o autocorrelación y que en conjunto representan un 40% aproximadamente para I_2 .

Posteriormente, en atención a la precisión que implica el considerar los supuestos en su conjunto, se consideró la prueba tridireccional de homoscedasticidad normalidad y no autocorrelación desarrollada por Jarque y Bera. Detectándose serios problemas de violación de dichos supuestos, ya que la hipótesis nula conjunta se acepta sólo en un 30% ó 40% aproximadamente, para niveles de significancia respectivos de 5% y 1%.

Ante este problema existen dos caminos posibles de acción para seguir adelante con el modelo de Sharpe:

1. Considerar un universo de acciones que consista, exclusivamente, en aquellas emisiones para las que se acepte la hipótesis nula conjunta. Sobre este universo se desarrollarían los criterios simples de selección de cartera óptima.

   Sin embargo esto implicaría un costo de oportunidad propiciado por las limitaciones en la aplicación de un modelo teórico. En la práctica quizás se observaría que algunas de las acciones descartadas fueran las que en realidad optimicen una cartera.

2. Aplicar métodos de corrección para los fenómenos de heteroscedasticidad y autocorrelación, y estimar entonces los parámetros alfa y beta para proseguir con la selección de cartera.

La posible desventaja en este caso, sería que el costo que implica la sofisticación de dichos métodos correctivos, sea mayor que el beneficio de simplificar los criterios de selección de cartera mediante los parámetros alfa y beta. En cuyo caso sería irrelevante efectuar esta simplificación.

El estudio de lugar a varios caminos de investigación posterior. Entre ellos pueden citarse los siguientes:

a) Pruebas de linealidad de la ecuación poblacional de regresión, para determinar si la forma funcional del modelo de mercado está bien especificada. Debe recordarse que el modelo se planteó en forma multiplicativa en (II.9), y que el error fue incluído en la misma forma y no aditivamente, razón por la cual se pudo efectuar la transformación logarítmica y llegar a una ecuación lineal.

b) Pruebas de asimetría de los rendimientos para distintas periodicidades de las observaciones, así como prueba de kurtosis para determinar el nivel de significancia de estos fenómenos. Pueden hacerse también pruebas de bondad de ajuste para determinar la distribución de los rendimientos y estudiar la repercusión que el suponer alguna distribución tiene en el modelo del mercado.

c) Estudiar en particular los rendimientos de las acciones con asimetría o kurtosis significativas, comparándolos contra los de las acciones con rendimientos cuyas distribuciones no presenten dichos fenómenos y asi definir las posibles ventajas o desventajas de unas y otras.

d) Analizar para los distintos índices, el desempeño de las carteras generadas al emplearlos en el modelo de mercado. Con esto se tendrían más elementos para elegir un índice adecuado, así como para juzgar sobre la eficiencia del modelo de mercado en la práctica.

e) Después de corregir la heteroscedasticidad y la autocorrelación, efectuar pruebas de estacionaridad de los parámetros "beta" de la regresión en el período estudiado y, de no ser observada, tratar de determinar la posible distribución de dichos parámetros.

f) A partir de (b) y (e), probar criterios simples de selección de cartera que involucran el concepto de "exceso de rendimiento", así como al coeficiente "beta" que, de probarse satisfactoriamente, se habría logrado el propósito de generar carteras eficientes a partir de un modelo simple como el de Sharpe.

g) Probar asimismo los criterios simples de selección de cartera arriba descritos; pero sin efectuar las correcciones de heteroscedasticidad ni de autocorrelación, con el propósito de sensibilizar la gravedad que pudiera tener el menospreciar estas violaciones en el desempeño de una cartera.

Debe recordarse que al desarrollarse la Teoría Moderna de Cartera, nunca se han empleado pruebas tan rigurosas como el conjunto de pruebas manejado en este trabajo, sino que más bien se ha centrado la atención en los aspectos de selección de cartera, sin profundizar en la posible optimalidad de los parámetros beta.

Es claro al observar los logros alcanzados y la investigación en perspectiva, que el problema de análisis de cartera, y en general la Teoría Moderna de Cartera, son terrenos en los que hace falta desarrollo en México, y para lograrlo se requiere, además de los conocimientos y experiencia, el patrocinio, las facilidades de información, así como equipo para procesar dicha información, de tal forma que el investigador abocado a este fin, se encuentre en condiciones favorables, dada la importancia de evolucionar en la Teoría referida.

En especial se desea enfatizar el papel primordial que el Actuario tiene en estos aspectos, dado que posee la capacidad de conjugar las Finanzas y la Economía con la Estadística.

Estas disciplinas, fusionadas en la Econometría, constituyen un campo de acción en el que el Actuario debe y empieza a incursionar con éxito.

APENDICE I.1.

Teorema de Gauss-Markov

Dados los supuestos del modelo clásico de regresión lineal, los estimadores de mínimos cuadrados, en la clase de los estimadores lineales insesgados, tienen variancia mínima, es decir, son "BLUE". Un estimador es "BLUE" si es lineal, es decir, función lineal de una variable aleatoria como la variable dependiente r_i en el modelo de regresión; y eficiente, es decir, insesgado y de variancia mínima.

Nota: para la prueba de este teorema, ver D. Gujarati. Obra citada. Apéndice 3.A, Sección 3.A.4, p. 65.

APENDICE II.1.

EMISORA	IMPORTES OPERADOS* (%) 1978	1979	1980	1981	1978	1979	1980	1981
AAALFA B	4.42	4.55	2.36	1.24	5.36	5.63	2.61	1.40
AURRERA	4.65	2.85	3.31	3.27	5.64	3.53	3.81	3.69
CELANES A	2.63	2.29	1.59	2.71	3.19	2.83	1.82	3.06
CERMOC	0.91	2.47	1.03	0.43	1.09	3.06	1.18	0.48
DESC *B	3.30	4.63	3.03	5.22	4.00	5.73	3.60	5.90
FRISCO *A	0.54	2.04	2.91	0.60	0.65	2.52	3.34	0.67
GISSA B	0.46	0.86	0.20	0.40	0.55	1.06	0.23	0.45
GMEXICO A	0.03	1.59	1.97	0.89	0.04	1.97	2.26	1.00
KIMBER	2.65	2.14	2.21	0.68	3.21	2.65	2.53	0.76
KIVERPOOL	1.14	3.02	2.01	3.46	1.38	3.74	2.31	3.87
LUISMIN *A	1.14	1.94	3.37	3.50	1.38	2.40	3.88	3.95
MODERNA A	2.41	1.95	1.02	0.62	2.92	2.41	1.18	0.70
PURINA *A	0.86	0.85	0.67	0.60	1.05	1.05	0.77	0.67
SPICER *A	1.69	1.29	0.90	1.04	2.04	1.60	1.03	1.17
TAMSA	0.36	2.90	1.58	0.91	0.43	3.59	1.81	1.02
TELMEX	0.69	0.32	0.13	2.29	0.84	0.39	0.15	2.58
TOLMEX	0.64	0.87	2.50	1.93	0.77	1.07	2.87	2.18
TREMEC	2.38	2.65	0.89	0.97	2.88	3.28	1.02	1.09
VIRREAL *A	0.68	0.09	1.09	0.31	0.82	0.10	1.26	0.35
VISA	2.63	1.65	0.73	0.38	3.18	2.04	0.83	0.42
PEÑOLES *A	1.35	1.62	7.25	3.65	1.63	2.01	8.34	4.12
VITRO AA	0.04		0.57	0.91	0.05		0.65	1.02
CRISOBA	1.44	0.97	0.73	0.85	1.75	1.19	0.84	0.96
EATON *A	0.88	0.06	0.41	1.22	1.06	0.07	0.47	1.37
CARBIDE *A	1.08	0.65	0.34	0.62	1.30	0.80	0.39	0.70
SANBORN	1.17	0.54	0.72	1.38	1.42	0.67	0.82	1.56
ACCO	0.21	0.07	0.07	0.79	0.25	0.08	0.08	0.89
MORESA A	0.37	0.20	0.17	0.33	0.44	0.24	0.19	0.37
CEMEX A	0.05	0.05	0.17	2.31	0.06	0.05	0.19	2.61
APASCO A	0.44	0.21	0.47	1.32	0.53	0.26	0.54	1.49
DIANA	0.35	0.25	0.10	0.07	0.42	0.31	0.11	0.08
METALVER B	0.01	0.07	0.01	0.02	0.02	0.02	0.01	0.02
CODUMEX *A	1.67	0.51	0.63	1.11	2.03	0.63	0.72	1.25
CYDSA	0.73	0.78	0.71	0.65	0.89	0.96	0.82	0.73
FUNDORA	0.36	0.28	0.14	0.08	1.06	0.35	0.15	0.09
NACOBRE *A	1.30	0.62	1.04	0.79	1.58	0.76	1.19	0.89
PURITAN	0.22	0.12	0.05	0.10	0.26	0.15	0.06	0.11
PARIS	0.61	0.58	0.47	0.52	0.73	0.72	0.54	0.58
FONBNM	0.01	0.0013	0.0022	0.0004	0.007	0.002	0.003	0.0004
ERICSON	0.79	0.25	0.10	0.06	0.29	0.31	0.11	0.06
SUMA	47.29	48.78	47.75	48.20	57.20	60.31	54.83	60.07

* Las 4 últimas columnas no consideraron acciones bancarias ni AVIAMEX.

EMISOR	1978 2 meses	1979	1980	1981	TOTAL SEMANAS	TOTAL %/165
	SEMANAS OPERADAS					
AAALFA B	8	52	50	52	162	98.78
AURRERA	8	52	51	52	163	99.39
CELANES A	8	52	52	52	164	100.00
CERMOC	8	52	52	52	164	100.00
DESC *B	7	49	47	52	155	94.51
FRISCO *A	8	52	51	52	163	99.39
GISSA B	7	50	49	50	156	95.12
GMEXICO A	3	52	52	50	157	95.73
KIMBER	8	52	52	52	164	100.00
LIVERPOOL	8	52	52	52	164	100.00
LUISMIN *A	8	52	52	52	164	100.00
MODERNA *A	8	52	52	52	164	100.00
PURINA *A	8	52	50	52	162	98.78
SPICER *A	8	52	49	47	156	95.12
TAMSA	8	52	51	52	163	99.39
TELMEX	8	52	52	52	164	100.00
TOLMEX	8	52	52	52	164	100.00
TREMEC	8	52	52	52	164	100.00
VIRREAL *A	8	52	51	52	163	99.39
VISA	8	52	52	52	164	100.00
PEÑOLES *A	8	52	52	52	164	100.00
VITRO AA (FICOM G")	8	50	51	52	161	98.17
CRISOBA A	8	52	52	52	164	100.00
EATON *A	8	52	52	52	164	100.00
CARBIDE *A	8	52	52	48	160	97.56
SANBORN	8	52	51	51	162	98.78
ACCO	3	37	36	33	109	66.96
MORESA A	8	52	46	51	157	95.73
CEMEX A	3	26	45	52	126	76.83
APASCO A	6	49	52	52	159	96.95
DIANA	8	52	50	52	162	98.78
METALVER B	1	40	35	42	118	71.95
CODUMEX *A	8	52	50	52	162	98.78
CYDSA A	8	52	52	52	164	100.00
FUNDORA	8	52	52	52	164	100.00
NACOBRE *A	8	52	52	52	164	100.00
PURITAN	7	52	51	52	162	98.78
PARIS	8	52	49	50	159	97.95
FONBNM	8	51	49	52	160	97.56
ERICSON	8	49	45	48	150	91.46
PROMEDIO	7.33	50.33	49.88	50.75	158.28	96.51
%	91.63	96.79	95.92	97.60	96.51	

APENDICE II.2.

Ajustes a los precios y dividendos de las acciones debidos a cambios de unidad contable.

El rendimiento r de una posición de acciones de una emisión se calcula así:

$$r = \frac{p_t\, n_t + d_t\, n_{t-1} - p_s\, n_{t-1}\, f_s}{p_{t-1}\, n_{t-1}} - 1$$

donde:

p_t : Precio en el t-esimo período en el que la acción pasa a ser excupon.

n_t : número de acciones en el tiempo t.

d_t : dividendo en efectivo en t.

p_s : precio de suscripción, si la hay.

f_S : porcentaje de acciones suscritas.

f_D : porcentaje de acciones otorgadas por dividendo,

de tal forma que:

$$r = \frac{p_t n_{t-1} \ (1+f_D+f_s) + d_t \ n_{t-1} \ - p_s \ n_{t-1} \ f_s}{p_{t-1} \ \ n_{t-1}} - 1$$

$$r = \frac{p_t \ (1+f_D+f_s) + d_t \ - p_s \ f_s}{p_{t-1}} \cdot \frac{1 + f_D + f_s}{1 + f_D + f_s} - 1$$

$$r = \frac{p_t + \dfrac{d_t}{1+f_D+f_s} - \dfrac{p_s \ f_s}{1+f_D+f_s}}{\dfrac{p_{t-1}}{1+f_D+f_s}} - 1$$

$$r = \frac{p_t + \dfrac{d_t - p_s f_s}{1+f_D+f_s}}{\dfrac{p_{t-1}}{1 + f_D + f_s}} - 1$$

$$r = \frac{p_t + d_t^*}{p_{t-1}^*} - 1$$

donde:

$$d_t^* = \frac{d_t - p_s f_s}{1 + f_b + f_s}$$

$$\text{y} \quad p_{t-1}^* = \frac{p_{t-1}}{1+f_b+f_s}$$

son las fórmulas correspondientes del ajuste de dividendos y precios.

APENDICE IV.1

Gráficas de :

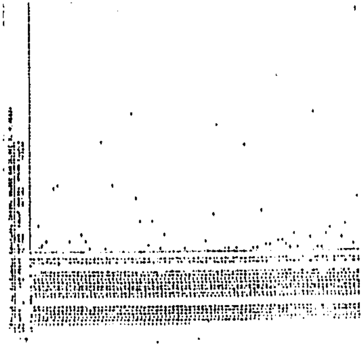
Residuales cuadrados contra índice creciente del mercado

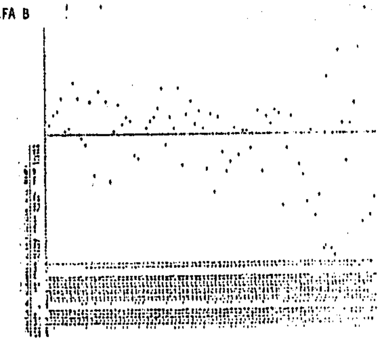
(I_2),

concernientes a la detección de heteroscedasticidad.

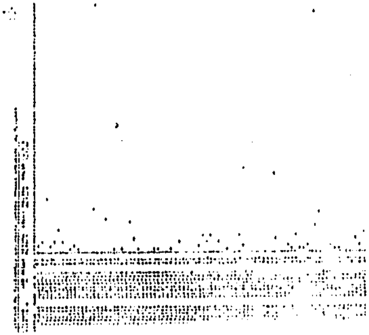
Residuales en el tiempo,

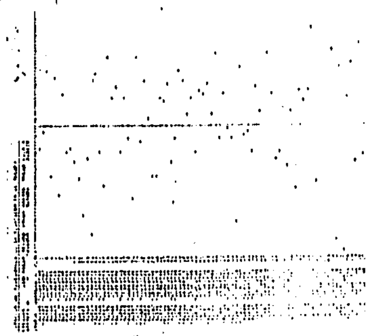
AAALFA B



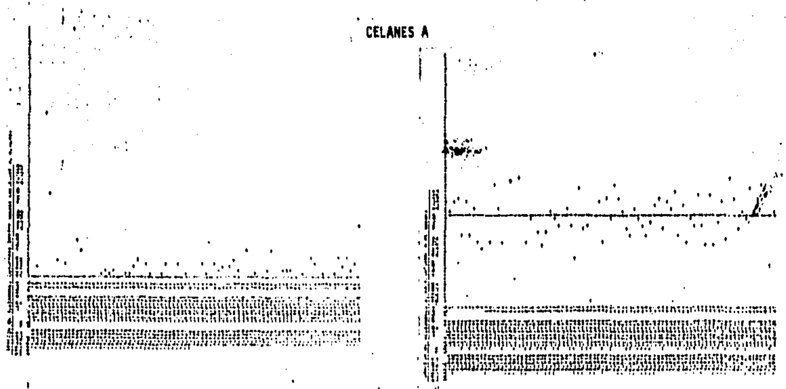


AURRERA

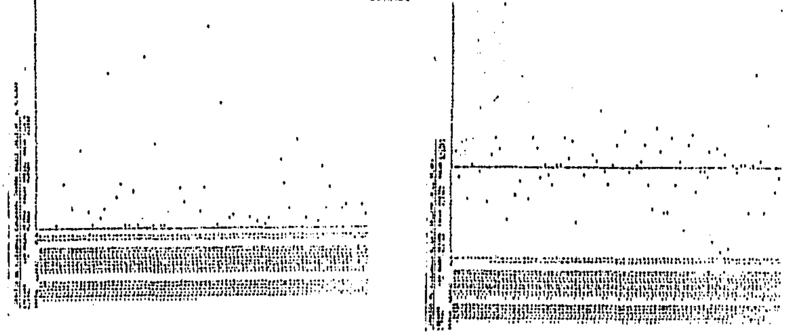




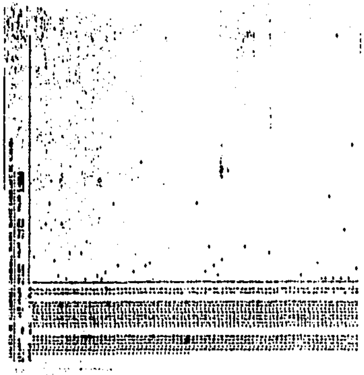
CELANES A

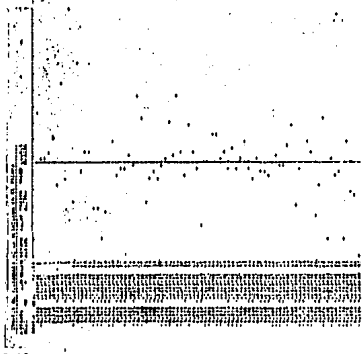


CERMOC

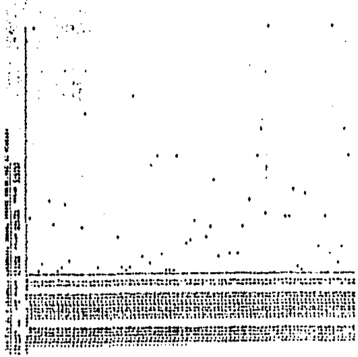


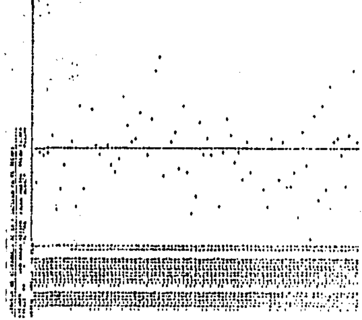
DESC *B



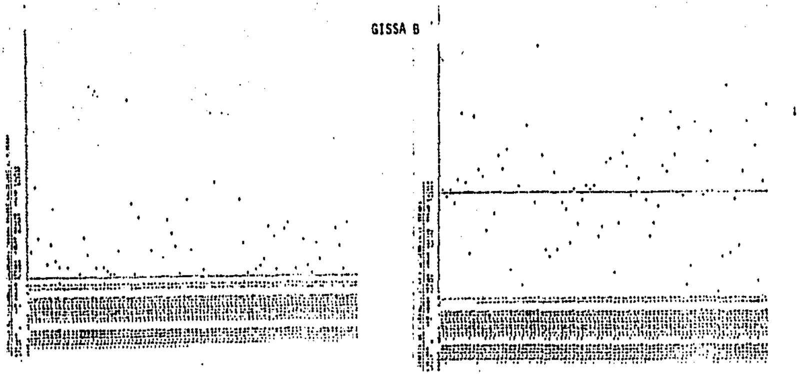


FRISCO *A

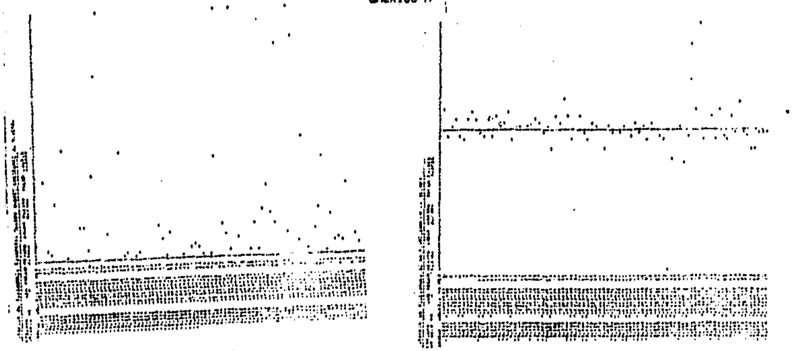




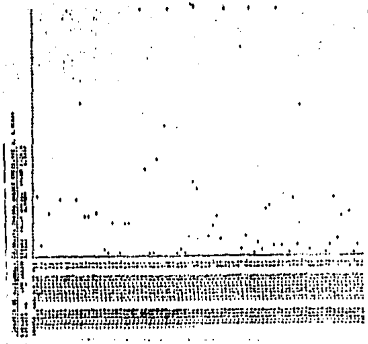
GISSA B

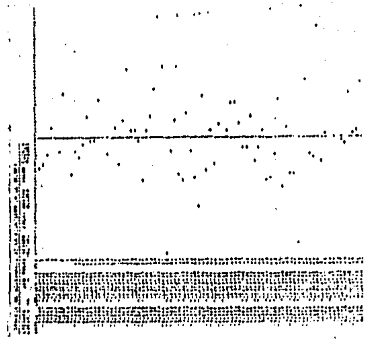


GMEXICO A

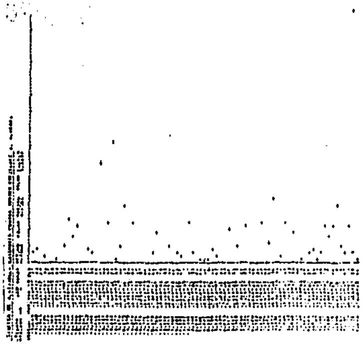


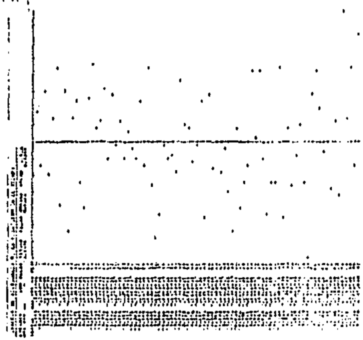
LUISMIN *A



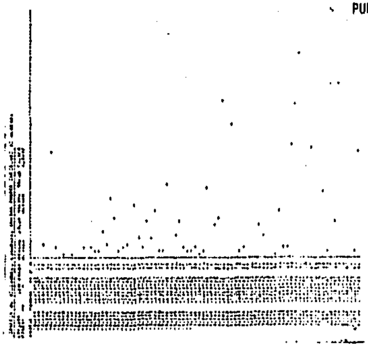


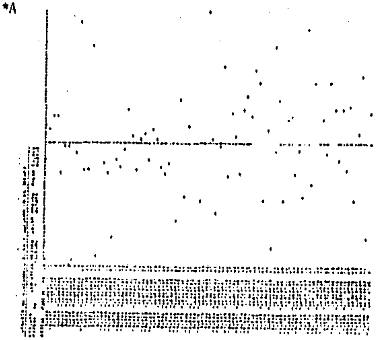
MODERNA A



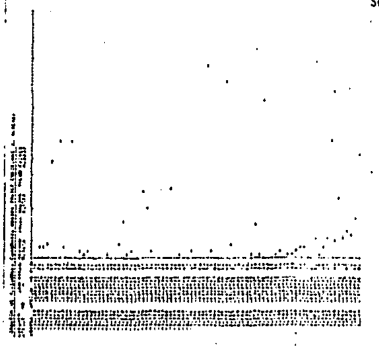


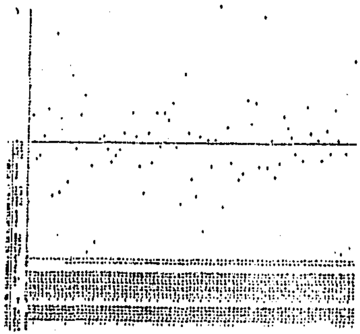
PURINA *A



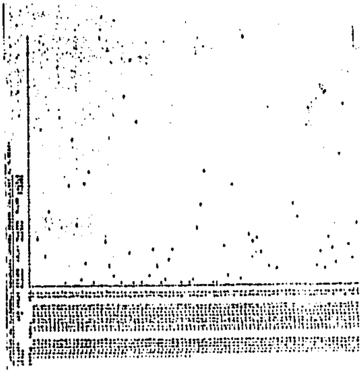


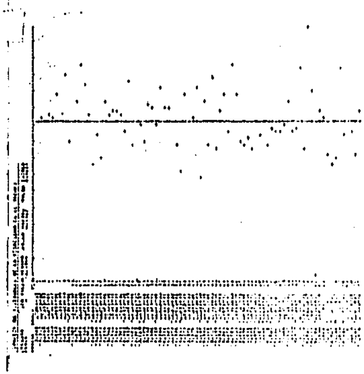
SPICER *A



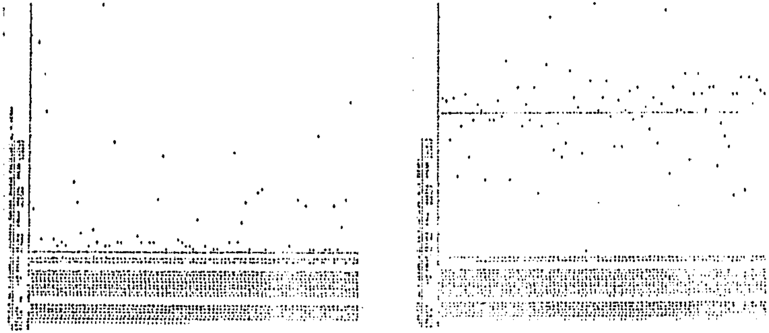


TAMSA

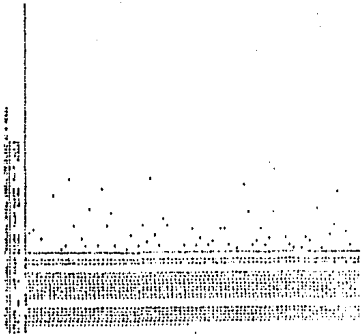


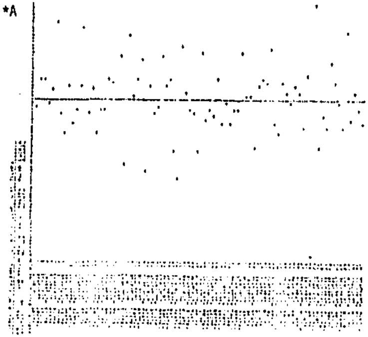


TOLMEX

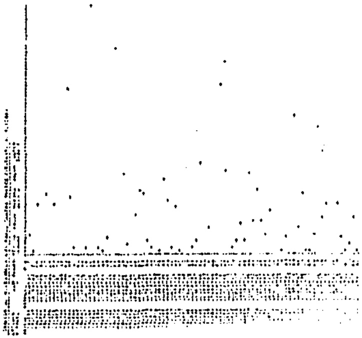


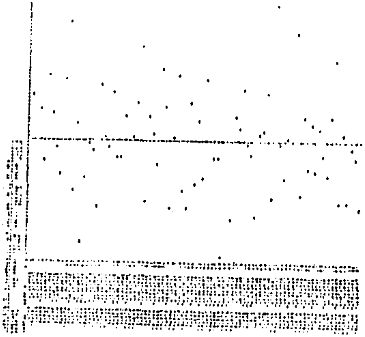
CODUMEX *A

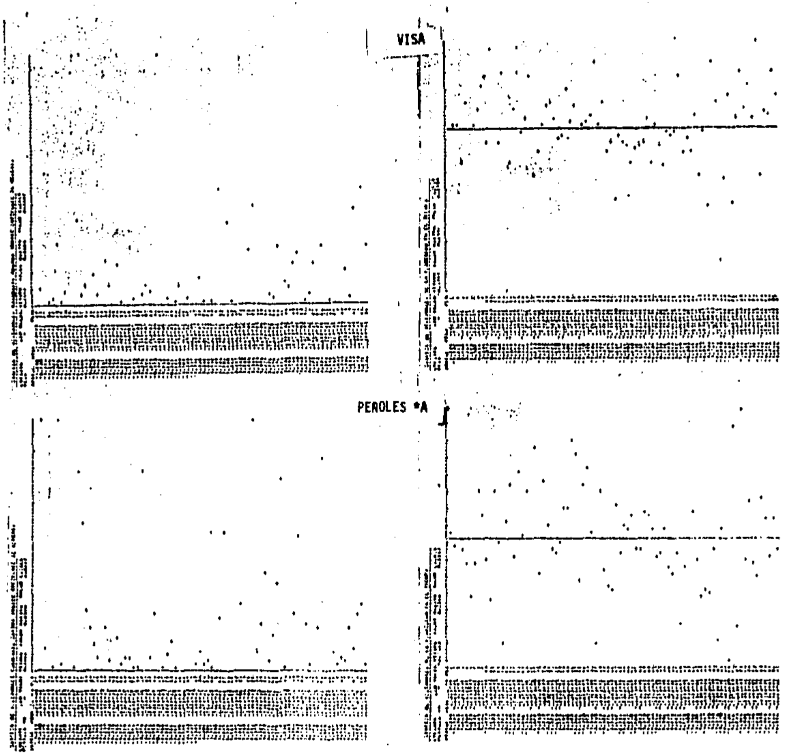




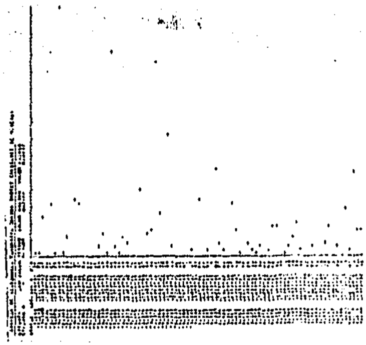
VIRREAL *A

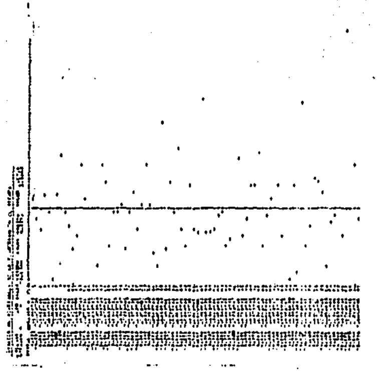




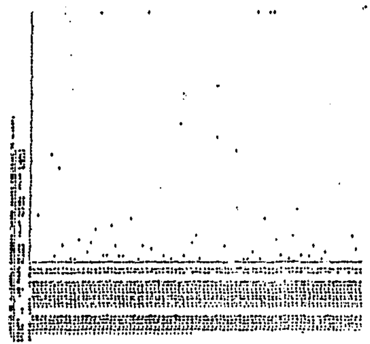

VISA
PENOLES *A

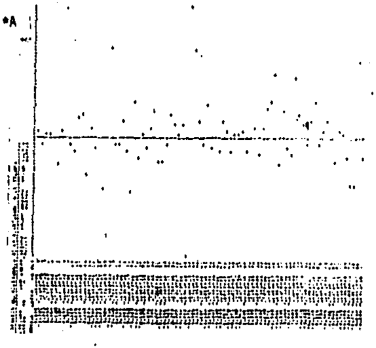
CRISOBA



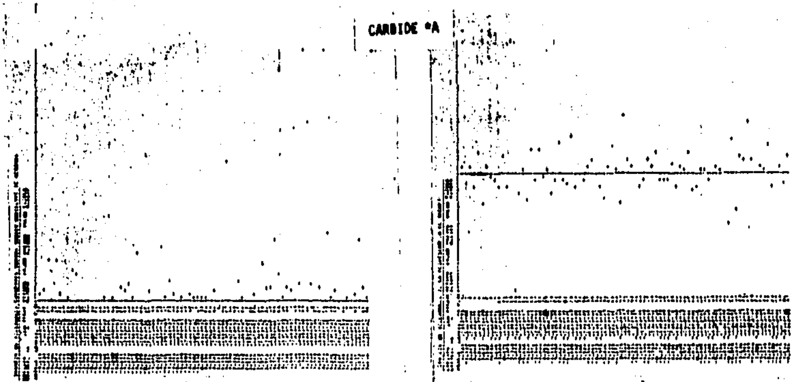


EATON #A

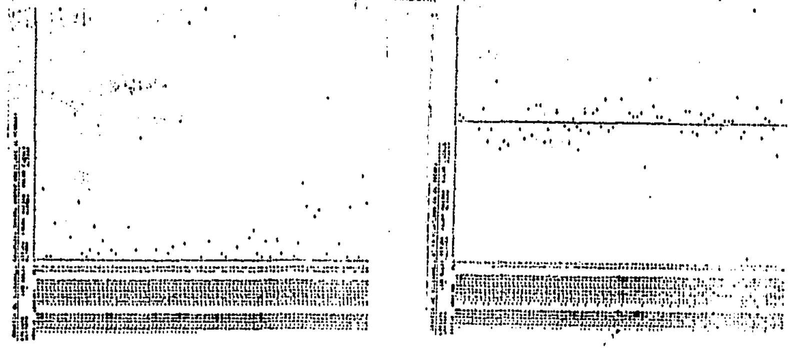




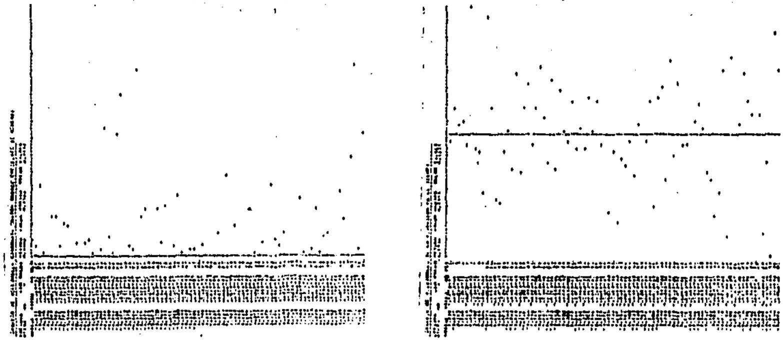
CARBIDE #A



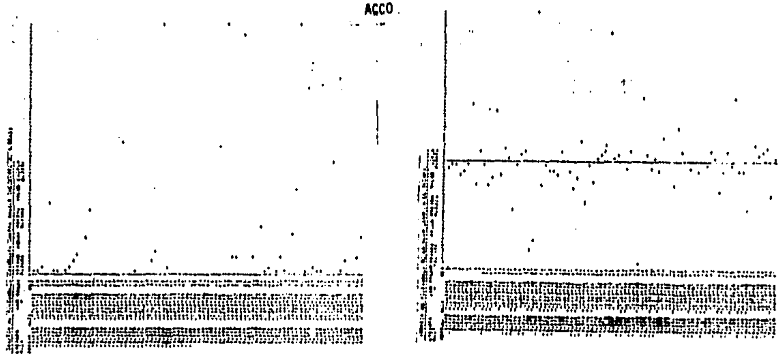
SANBORN



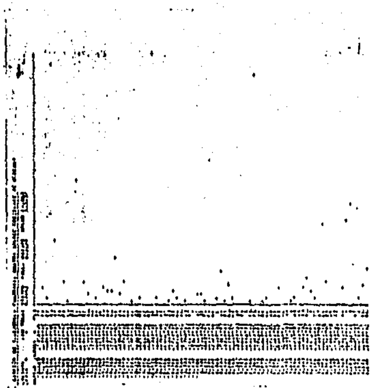
VITRO AA

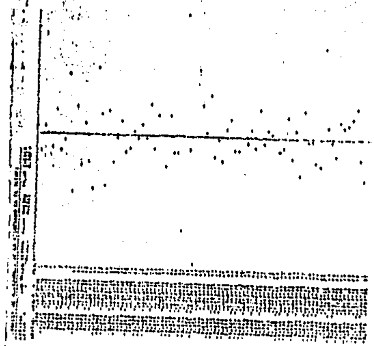


ACCO

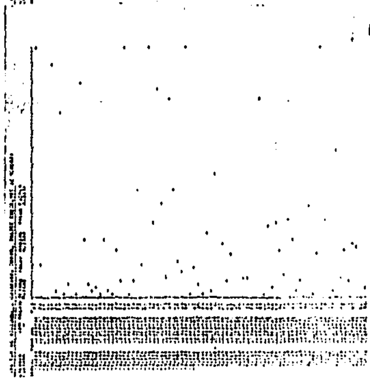


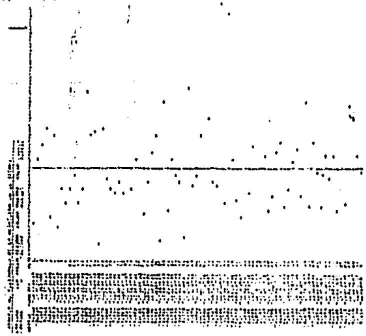
CYDSA



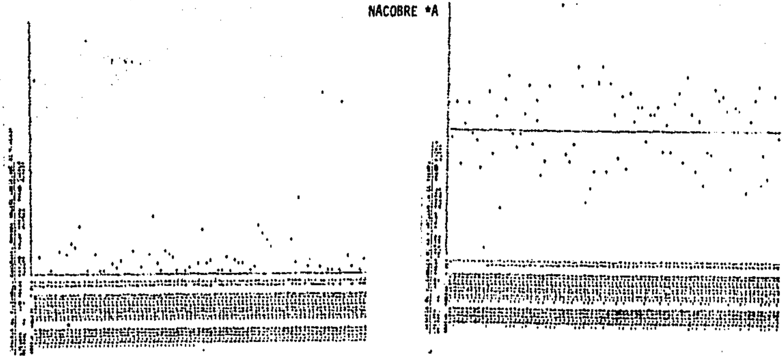


FUNDORA

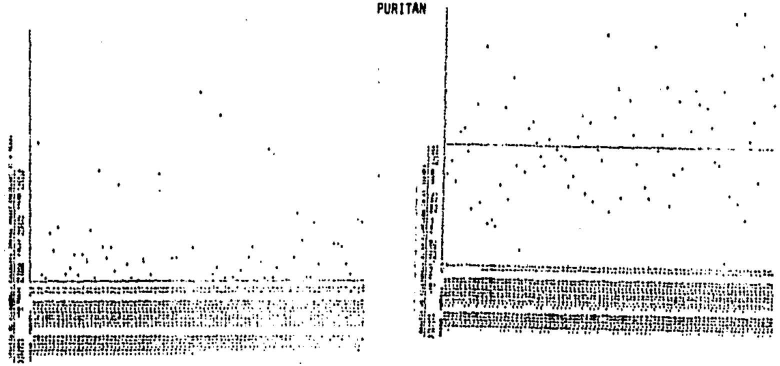




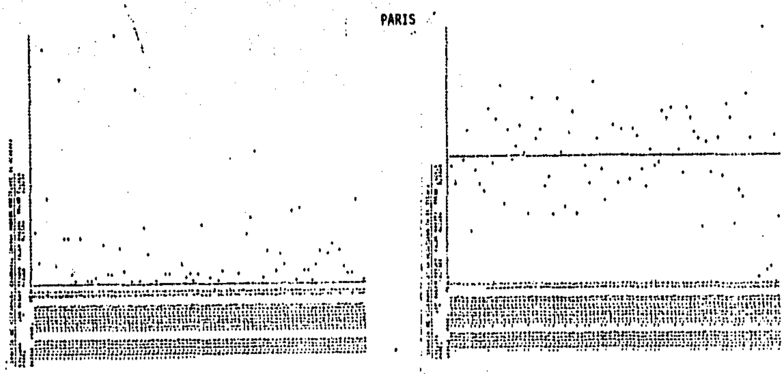
NACOBRE *A



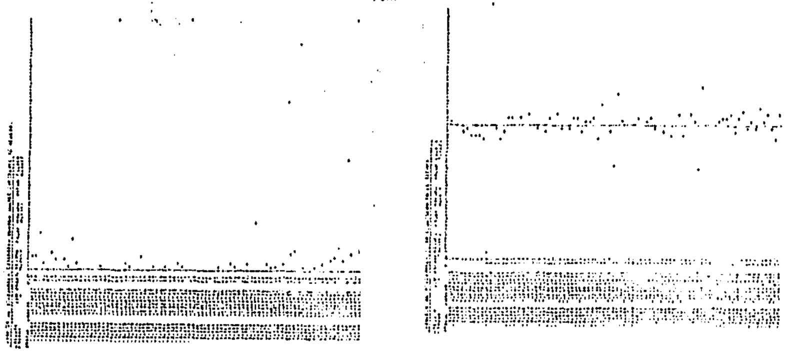
PURITAN



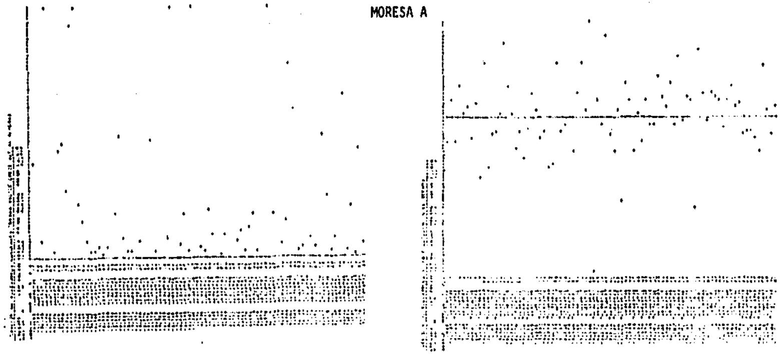
PARIS



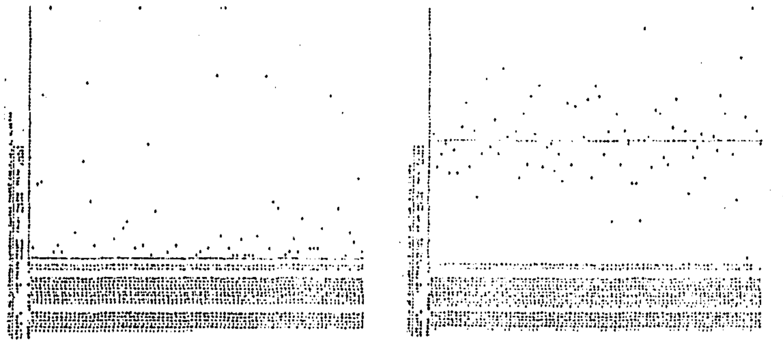
FONBNM

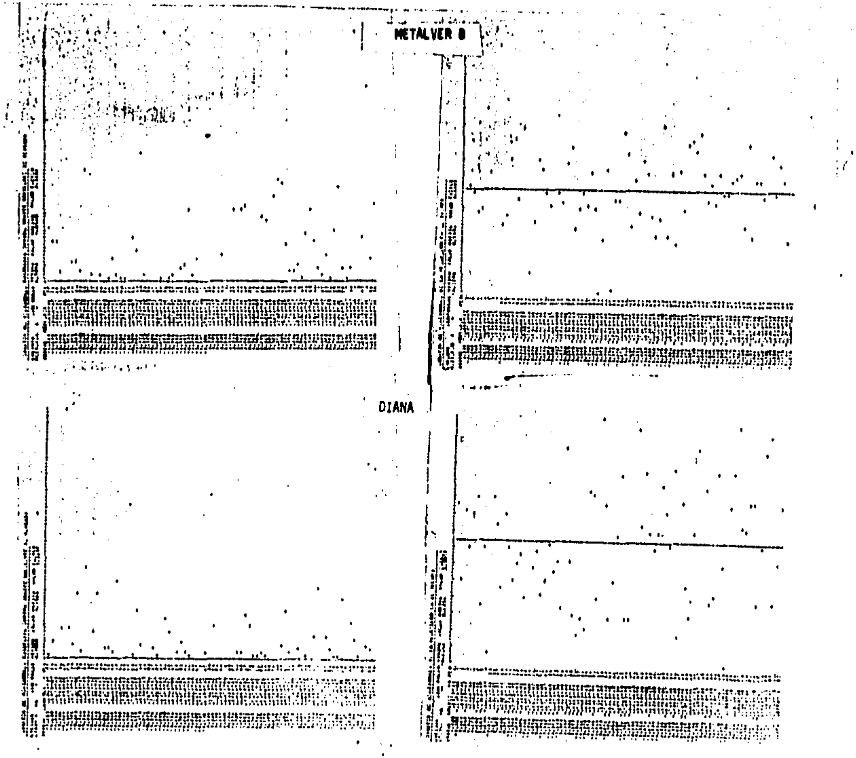


MORESA A

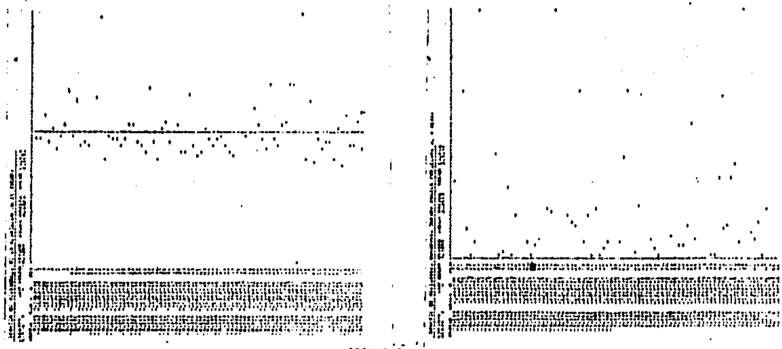


CEMEX A

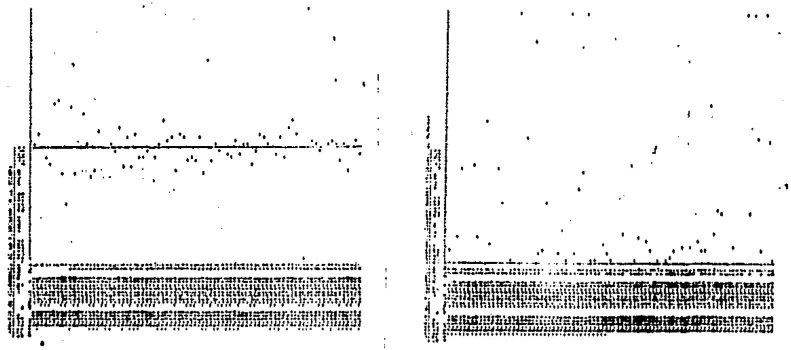


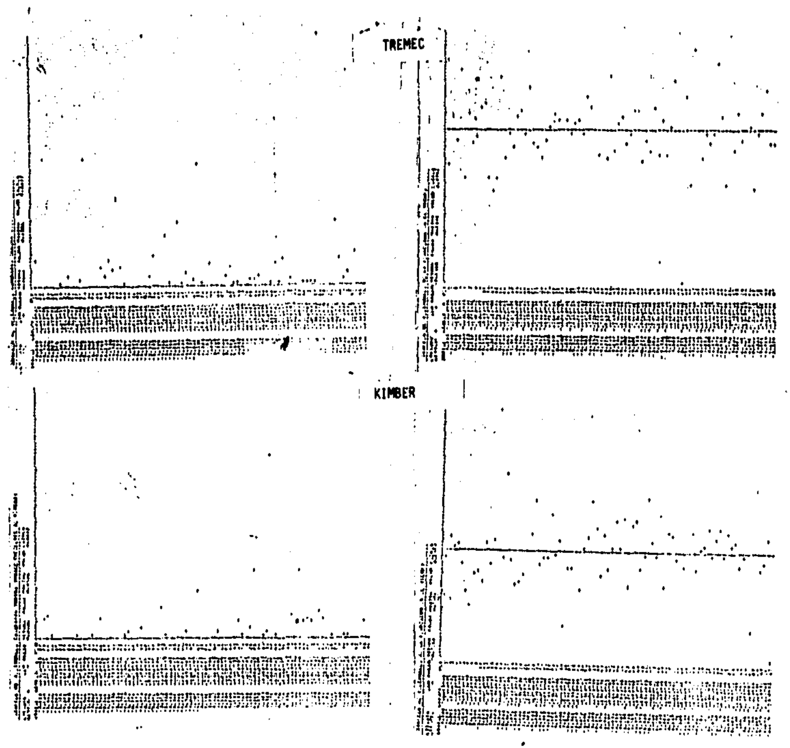

METALVER B
DIANA

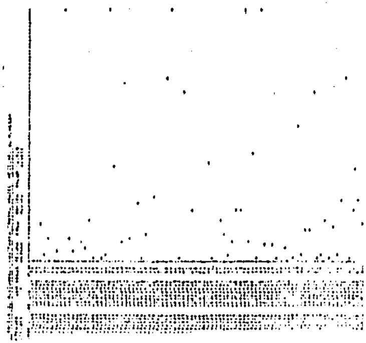
LIVERPOOL



APASCO A




TREMEC
KIMBER



ERICSON