

**DEL BANCO AGRARIO A LAS CAJAS RURALES:  
PAUTAS PARA LA CONSTRUCCION DE UN NUEVO  
SISTEMA FINANCIERO RURAL**

**Martín Valdivia**

**MERCADO DE CAPITALES Y EFICIENCIA:  
UNA EVALUACION DE LAS PROPIEDADES  
ESTADISTICAS DEL INDICE GENERAL BURSATIL  
DE LA BOLSA DE VALORES DE LIMA**

**Marco E. Terrones**

**Javier Nagamine**

**EFFECTOS DE LA REFORMA FINANCIERA SOBRE  
LA BANCA COMERCIAL EN EL PERU: 1990-1995**

**Alonso Segura**

**DEL BANCO AGRARIO A LAS CAJAS RURALES:  
PAUTAS PARA LA CONSTRUCCION DE UN NUEVO  
SISTEMA FINANCIERO RURAL**

**Martín Valdivia**

**MERCADO DE CAPITALES Y EFICIENCIA:  
UNA EVALUACION DE LAS PROPIEDADES  
ESTADISTICAS DEL INDICE GENERAL BURSATIL  
DE LA BOLSA DE VALORES DE LIMA**

**Marco E. Terrones**

**Javier Nagamine**

**EFFECTOS DE LA REFORMA FINANCIERA SOBRE  
LA BANCA COMERCIAL EN EL PERU: 1990-1995**

**Alonso Segura**

1ª Edición: Lima, octubre 1995  
Impreso en el Perú  
© Grupo de Análisis para el Desarrollo, GRADE  
Av. del Ejército 1870, San Isidro, Perú

Edición: José Peláez Cáceres

CENDOC - BIBLIOTECA - GRADE: Catalogación en la fuente

Valdivia, Martín; Terrones, Marco; Nagamine, Javier; Segura, Alonso

Del Banco Agrario a las cajas rurales: pautas para la construcción de un nuevo sistema financiero rural. Mercado de capitales y eficiencia: una evaluación de las propiedades estadísticas del índice general bursátil de la Bolsa de Valores de Lima. Efectos de la reforma financiera sobre la banca comercial en el Perú: 1990-1995. --Lima: GRADE, 1995-- (Notas para el debate, 13).

<FINANCIAMIENTO AGROPECUARIO><CREDITO AGRICOLA><BANCOS AGRICOLAS><CAJAS RURALES><MERCADO FINANCIERO><BOLSAS DE VALORES><BANCOS COMERCIALES><REFORMA FINANCIERA><POLITICA FINANCIERA><PERU>

ISBN 9972-615-00-X

*Notas para el debate* es una publicación del Grupo de Análisis para el Desarrollo -GRADE-, a través de la cual se difunden artículos académicos en temas vinculados a las áreas de investigación de la institución, productos preliminares de algunos estudios, o los resultados de ciertas actividades, como seminarios o conferencias. Su propósito es contribuir a la discusión pública sobre alternativas de política económica y social, desde la perspectiva de quienes vienen investigando y reflexionando sobre estos temas.

Las opiniones y recomendaciones vertidas en este documento son responsabilidad de sus autores y no representan necesariamente el punto de vista de GRADE, ni el de las instituciones a las que pertenecen.

# Contenido

<b>DEL BANCO AGRARIO A LAS CAJAS RURALES: PAUTAS PARA LA CONSTRUCCION DE UN NUEVO SISTEMA FINANCIERO RURAL</b>	7
Martín Valdivia	
1. Introducción	7
2. Marco conceptual para el análisis del desempeño de las IFRs	9
2.1 Sostenibilidad	11
2.2 Cobertura	14
3. La experiencia crediticia del Banco Agrario: 1960-1990	16
4. La actual política crediticia: liberalización de los mercados financieros	23
5. Algunas alternativas para potenciar el sistema financiero rural	29
6. Conclusiones	32
Bibliografía	35
Anexo	38
<b>MERCADO DE CAPITAL Y EFICIENCIA: UNA EVALUACION DE LAS PROPIEDADES ESTADISTICAS DEL INDICE GENERAL BURSATIL DE LA BOLSA DE VALORES DE LIMA</b>	41
Marco E. Terrones	
Javier Nagamine	
1. Introducción	41
2. El mercado de valores peruano	42
2.1 El mercado primario de valores	43
2.2 El mercado secundario de valores	45
2.3 Evolución de las cotizaciones	47

3. Los datos: análisis estadístico	49
3.1 Pruebas de independencia y distribuciones idénticas	54
3.2 Pruebas de autocorrelación	54
3.3 El efecto del día de la semana	57
3.4 Pruebas de constancia de medias y varianzas	58
4. Un modelo estadístico para el Índice General Bursátil	65
5. Conclusiones	72
Bibliografía	73
Anexos	75

**EFFECTOS DE LA REFORMA FINANCIERA SOBRE LA BANCA COMERCIAL EN EL PERU: 1990-1995** 79  
 Alonso Segura

1. Introducción	79
2. Razones para una reforma financiera	81
2.1 ¿Por qué reformar el sistema financiero?	81
2.2 Requisitos y componentes de un programa de liberalización y reforma	82
2.3 Efectos esperados	84
3. Liberalización y reforma financieras en el Perú y su impacto sobre la banca comercial	86
3.1 Efectos globales	87
3.2 Efectos sobre el comportamiento y estructura de la banca comercial	103
3.3 Efectos sobre la situación financiera de la banca comercial	116
3.4 Análisis comparativo de la banca comercial por régimen de propiedad y tamaño	129
4. Avances, problemas y perspectivas	135
5. Conclusiones	138
Bibliografía	141

# **Mercado de capitales y eficiencia: una evaluación de las propiedades estadísticas del Índice General Bursátil de la Bolsa de Valores de Lima<sup>1</sup>**

**Marco E. Terrones  
Javier Nagamine**

## **Resumen**

Este trabajo estudia las principales propiedades estadísticas del Índice General Bursátil (IGB) de la Bolsa de Valores de Lima para el período 1986-1992. Este estudio es importante en tanto permite detectar ciertas anomalías o patrones cíclicos en el IGB que hacen cuestionable la hipótesis que la Bolsa de Valores de Lima sea un mercado eficiente, en el sentido que el precio no refleja toda la información disponible al momento de la transacción. Entre los principales resultados encontrados tenemos que: (i) la distribución de las variaciones del IGB muestra colas anchas; (ii) las variaciones del IGB están fuertemente correlacionadas con su propio pasado; (iii) la distribución de las variaciones del IGB muestra medias y varianzas cambiantes en el tiempo encontrándose además evidencia del llamado efecto día (*day effects*). Estos resultados, sin embargo, no nos permiten detectar el grado de ineficiencia de este mercado, debiendo ser este tópico materia de futura investigación.

## **1. Introducción**

Un factor crucial para el éxito ulterior del modelo de desarrollo que se ha implantado en el Perú desde 1990 es la existencia de un mercado de capitales eficiente y transparente. Indiscutiblemente, para que una economía pueda funcionar en el largo plazo bajo las reglas del libre mercado, es necesario un sistema que pueda canalizar con oportunidad y eficiencia los recursos disponibles hacia el financiamiento de la actividad productiva.

1. Este artículo forma parte de los resultados del Proyecto “Impacto de las políticas de liberalización financiera sobre el mercado de capitales”, realizado por los autores en el marco del Consorcio de Investigación Económica, auspiciado por el Centro Internacional de Investigación para el Desarrollo y la Agencia Canadiense para el Desarrollo Internacional. Marco Terrones se desempeña actualmente como funcionario del Fondo Monetario Internacional mientras que Javier Nagamine se encuentra realizando su postgrado en Economía en la Universidad de California, Los Angeles.

La pregunta de fondo es, pues, si la economía peruana cumple con ese requisito. En otras palabras, si el mercado de capitales en el Perú funciona hoy de manera eficiente.

En términos teóricos se dice, *grosso modo*, que un mercado de capitales es eficiente si el precio de cada instrumento financiero iguala, en cada período, a su valor de inversión (o valor presente del flujo de pagos futuros asociados con ese instrumento). En un mercado de capitales eficiente, los precios de los distintos instrumentos financieros reflejan toda la información disponible al momento de la compra-venta de esos instrumentos<sup>2</sup>. Ello implica, estadísticamente hablando, que las variaciones de estos precios deberían comportarse de manera aleatoria (Fama 1970).

Este artículo recoge los resultados de una evaluación para el período 1986-1992 de las propiedades estadísticas del Índice General Bursátil (IGB) de la Bolsa de Valores de Lima, índice que como se sabe se utiliza para medir las variaciones de los precios de las acciones en el mercado bursátil nacional. El propósito de esta evaluación es, justamente, determinar si el comportamiento de tales cotizaciones se ciñe a la anterior definición de eficiencia. En términos más concretos, la idea es detectar si existen anomalías o patrones cíclicos en el comportamiento del IGB que invaliden la hipótesis de que la Bolsa de Valores de Lima es un mercado eficiente.

El artículo está organizado como se describe a continuación. Luego de esta introducción, se realiza una descripción de las características del mercado de valores peruano. En la siguiente sección se describen los datos a utilizarse y se presentan los resultados de las pruebas hechas para evaluar la hipótesis referida a si las variables son aleatorias independientes e idénticamente distribuidas, así como también las pruebas de autocorrelación, y las pruebas para determinar los denominados *day effects*. Seguidamente, se evalúa mediante una batería de pruebas el ajuste del modelo estadístico alternativo propuesto para representar el comportamiento del índice general bursátil. Al final se plantean algunas conclusiones y recomendaciones.

## 2. El mercado de valores peruano

El mercado de valores peruano está constituido por un mercado primario y un mercado secundario, que son supervisados y controlados por la Comisión Nacional Supervisora de Empresa y Valores (CONASEV). El primero abarca los procesos de oferta pública de valores de primera emisión de las empresas, así como la emisión de obligaciones. En el mercado secundario se negocian los

2. En tales condiciones no es posible realizar ganancias anormales en base a la información conocida por todos.

instrumentos financieros que ya han sido negociados anteriormente en el mercado primario.

Figura 1  
Estructura del mercado de valores



### 2.1 El mercado primario de valores

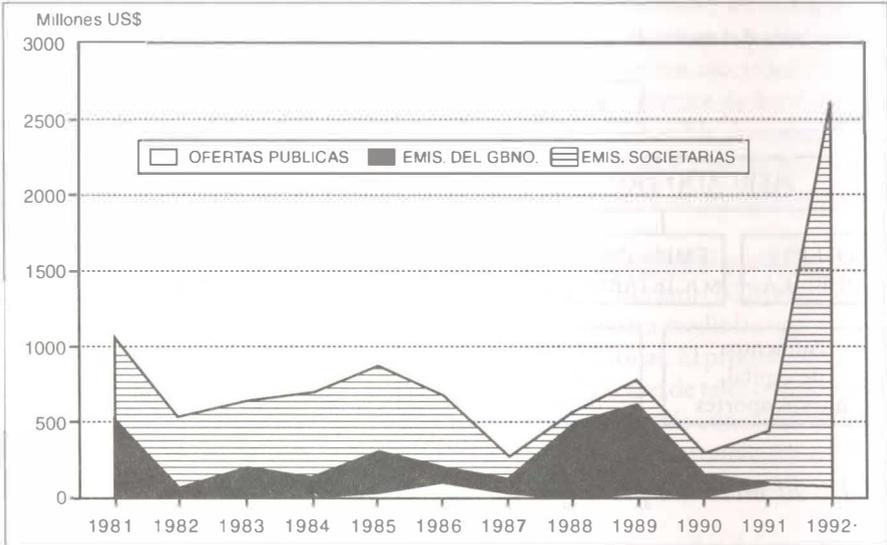
En este mercado primario se colocan, fundamentalmente, los valores de primera emisión de las empresas privadas y públicas, los cuales son emitidos con el propósito de captar fondos frescos para la constitución de capital social o para su ampliación. Entre los principales instrumentos financieros que se negocian en este mercado están las acciones (comunes y preferenciales) de las empresas y los bonos del Tesoro (bonos de la deuda pública, bonos del gobierno y de las empresas públicas).

Entre 1981 y 1986, el valor promedio transado en el mercado primario de valores estuvo alrededor de 750 millones de dólares por año<sup>3</sup>. Luego de una contracción severa durante el período 1987-1990, durante el cual el valor promedio transado bordeó los 480 millones de dólares anuales, en 1991 y 1992 se observó una gran recuperación, llegando dicho valor a superar los 1,500 millones de dólares anuales (véase el gráfico 1).

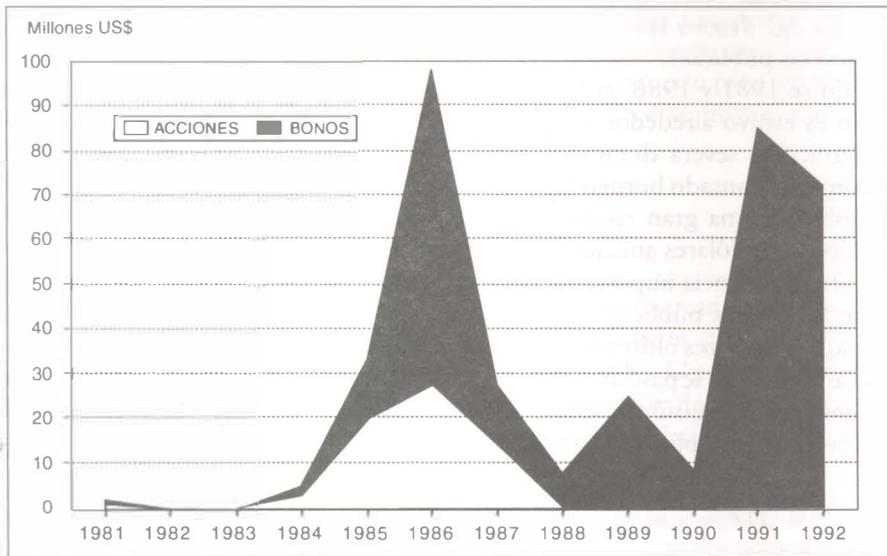
Otra tendencia importante observada en el mercado primario de valores es que las ofertas públicas (de acciones y valores) han sido poco importantes, aunque en los tres últimos años el dinamismo ha aumentado (de 8.3 millones de dólares en 1990 se pasó a cerca de 75 millones de dólares en 1992). La modalidad dominante de emisión ha sido la de bonos, que ha llegado a copar la casi totalidad de las ofertas públicas (véase el gráfico 2).

3. Este valor promedio refleja tanto la emisión de acciones liberadas (producto de la capitalización del excedente de revaluación, reservas y utilidades) como la emisión de nuevas acciones.

**Gráfico 1**  
**Mercado primario de valores**  
 (por modalidad de emisión)



**Gráfico 2**  
**Ofertas Públicas**  
 (por modalidad de emisión)



Por otro lado, se constata que las emisiones societarias han mostrado una marcada tendencia al alza (véase el gráfico 3). Finalmente, se observa una drástica caída de las emisiones del sector público, que pasaron de 508.2 millones de dólares en 1981 a menos de un millón de dólares en 1992 (véase el gráfico 4).<sup>7</sup>

## 2.2 *El mercado secundario de valores*

Este mercado tiene como principal función dar liquidez a los agentes tenedores de títulos valores. Está compuesto por el mercado bursátil (operaciones centralizadas en la Bolsa de Valores) y el mercado extrabursátil (operaciones realizadas al margen de la Bolsa).

La negociación de los valores en la Bolsa se realiza principalmente en la Rueda de Bolsa. En ésta se reúnen diariamente los agentes y operadores con el propósito de transar valores (acciones comunes y de trabajo, certificados de suscripción preferente, y algunos bonos y obligaciones) bajo diversas modalidades. La forma más común de negociación es la de operaciones al contado, aunque también se realizan operaciones a plazo y operaciones de reporte.

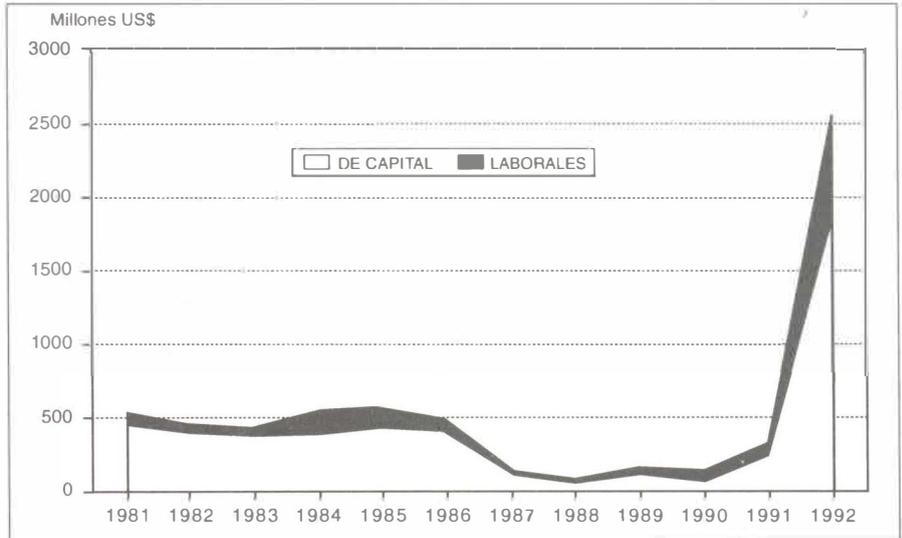
Entre los principales instrumentos que se negocian en el mercado extrabursátil están los valores de corto plazo emitidos o girados por empresas e instituciones financieras (pagarés, letras de cambio). Se negocian también valores aceptados o avalados por empresas con valores inscritos en Bolsa, instrumentos emitidos por el Estado, acciones de trabajo en trámite de suscripción en Bolsa, valores autorizados por tratarse de oferta pública, y acciones de propiedad del Estado subastadas en el marco del proceso de privatización. Las operaciones son principalmente al contado, aunque se pueden realizar también operaciones a plazo y operaciones doble contado/plazo<sup>4</sup>.

Adicionalmente existe la Mesa de Negociación, en la que se transan bonos, letras de cambio y Certificados en Moneda Extranjera. La idea de crear este mercado surgió en la búsqueda de una alternativa legal a la banca paralela<sup>5</sup>. El mecanismo ganó importancia desde 1989, como reflejo de la agudización del proceso de desintermediación financiera generado por la política de mantener bajas tasas de interés y el establecimiento del impuesto a los débitos en cuenta corriente. Sin embargo, después de 1991 el volumen negociado se redujo

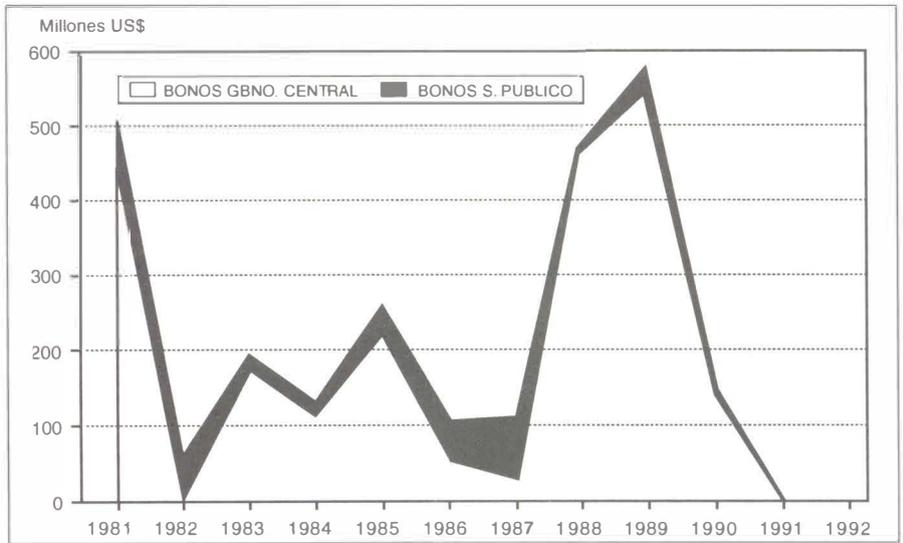
4. Otro mecanismo de negociación extrabursátil es la Mesa de Productos, donde los agentes negocian con instrumentos financieros los derechos sobre ciertos productos (azúcar, café, oro, plata, etc.). Luego de su creación en 1985, este mercado fue desactivado; actualmente se está evaluando la posibilidad de reactivarlo.

5. La banca paralela o informal había surgido, a su vez, como una alternativa a la banca formal: la existencia de controles a las tasas de interés hacía que el rendimiento de los depósitos en moneda local sean negativos en el sistema formal, por lo que los agentes económicos debieron buscar otras formas de ahorro más rentables.

**Gráfico 3**  
**Emisiones societarias**  
 (por modalidad de emisión)



**Gráfico 4**  
**Emisiones del sector público**  
 (por modalidad de emisión)



significativamente, por la relativa mayor rentabilidad de las operaciones en Rueda de Bolsa (compra de acciones) y, más importante aun, el creciente incumplimiento de los compromisos adquiridos en las transacciones de este mercado.

La evolución de los volúmenes negociados tanto en la Rueda de Bolsa como en la Mesa de Negociación durante el período 1984-1992 tiene tres características importantes (véase el cuadro 1). La primera es que desde 1991 los volúmenes negociados han mostrado un dinamismo no observado durante la mayor parte de la década de los ochenta (a excepción de los años 1986 y 1987). La segunda es que el nivel de actividad en la Mesa de Negociación luego del auge de los años 1989 y 1990 ha ido perdiendo importancia, aunque los volúmenes de negociación siguen siendo muy superiores al volumen promedio de la primera mitad de los ochenta. Finalmente, el tercer rasgo es que el volumen total negociado en la Rueda de Bolsa y en la Mesa de Negociación muestra a partir de 1991 una importante tendencia creciente, que se explica por la fuerte entrada al país de recursos financieros que han sido colocados, en buena medida, en el mercado de capitales.

#### Cuadro 1

##### Volúmenes negociados en el mercado de capitales peruano: 1984-1992

(en millones de dólares)

	Rueda de Bolsa	Mesa de Negociación	Total
1984	28.49	19.20	47.69
1985	32.35	17.27	49.62
1986	249.80	10.30	260.10
1987	175.47	3.97	179.44
1988	22.95	1.07	24.02
1989	54.82	242.87	297.69
1990	90.98	554.18	645.16
1991	207.15	384.79	591.94
1992	553.52	180.62	734.14

Fuente: CONASEV.

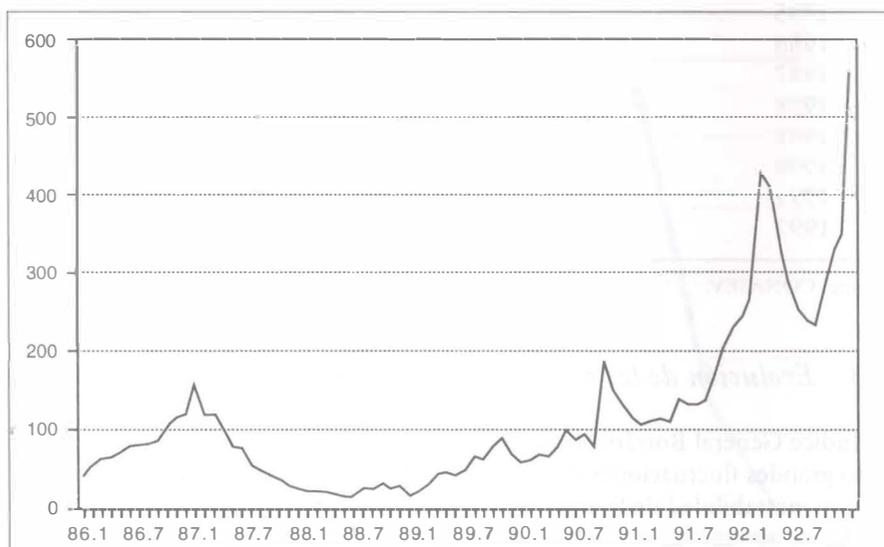
### 2.3 *Evolución de las cotizaciones*

El Índice General Bursátil (IGB) de la Bolsa de Valores de Lima ha experimentado grandes fluctuaciones durante el período 1986-1992, como resultado de la gran inestabilidad de la economía peruana en ese período. Se distinguen tres etapas de apogeo en la evolución del IGB durante el período en cuestión. La

primera, que empieza en agosto de 1985 y termina en enero de 1987, se caracteriza por un crecimiento acelerado de los precios de las acciones, principalmente industriales, el que se explica por la reactivación generada durante los dos primeros años del gobierno aprista (véase el gráfico 5). En tanto esta reactivación fue lograda mediante la aplicación de políticas monetarias y fiscales expansivas que a la larga eran insostenibles, cuando el estímulo desapareció se produjo un fuerte descenso de los precios de las acciones (en algunos casos a un tercio del valor observado durante el pico).

La segunda etapa, comprendida entre 1989 y setiembre de 1990, se inicia con una importante recuperación de los precios de las acciones mineras, resultante de los buenos precios internacionales. En contraste, los precios de las acciones industriales se mantuvieron relativamente bajos por la recesión y las escasas perspectivas de recuperación de la economía. Durante la primera mitad de 1990, ante la expectativa de una maxidevaluación, los precios de las acciones mineras continuaron con la misma tendencia creciente del año anterior; a su vez, las acciones industriales mostraron una leve recuperación. En setiembre de ese año, el optimismo inicial sobre la marcha del programa de estabilización y reforma económica aplicado por la nueva administración motivó una burbuja en las cotizaciones, la cual duró aproximadamente 25 días; luego, éstas volvieron a los niveles previos.

**Gráfico 5**  
**Índice General Bursátil en dólares**  
(Base 1990 = 100)



La tercera etapa comprende los años 1991 y 1992, y muestra a su vez dos períodos bastante marcados. El primero, compuesto por los tres primeros trimestres de 1991, estuvo caracterizado por un comportamiento más bien estable de los precios reales de las acciones. Luego, a partir del último trimestre, se dio un fuerte repunte gracias a la mayor entrada de capitales a la economía peruana, en particular a la Bolsa de Valores de Lima. Estos capitales se concentraron en la compra de acciones industriales de empresas cerveceras (Backus y Johnston, Compañía Nacional de Cerveza), acciones industriales de empresas productoras de cemento (Cementos Lima, Cementos Norte Pacasmayo), acciones de empresas financieras (Banco de Crédito) y acciones de empresas mineras (Southern Perú Copper Corporation). En 1992, la entrada de capitales se robusteció y con ello casi todas las cotizaciones experimentaron un importante incremento hasta marzo de ese año. En abril, la crisis política de ese mes generó una caída en el nivel de confiabilidad del gobierno, motivando que las cotizaciones se contrayeran drásticamente; sin embargo, en setiembre (mes en el que se capturó al líder de Sendero Luminoso) se recuperó el dinamismo, llegándose a niveles inéditos en la historia del mercado bursátil peruano; lo mismo sucedió con los montos negociados.

### 3. Los datos: análisis estadístico

Los datos que se han utilizado para la realización del estudio son, básicamente, los niveles del IGB durante el período 1986-1992 y tienen una periodicidad diaria<sup>6</sup>. Cabe recordar aquí que el IGB se construye con una muestra de 48 acciones, aquellas que poseen la mayor frecuencia de negociación y monto negociado. La ponderación correspondiente a cada acción está en función del monto negociado.

Una de los principales rasgos de la serie correspondiente al IGB es su no estacionaridad. Por este motivo fue necesario diferenciar esta variable. Como resultado se generaron dos nuevas variables:  $vigb_1$ , que representa las variaciones diarias del IGB, y  $vigb2_1$ , que representa las variaciones cada dos días del IGB<sup>7</sup>. Ambas son variables estacionarias (véanse los gráficos 6 y 7), por lo que se consideró innecesario seguir diferenciando al IGB. La pertinencia de la segunda variable para los propósitos de este estudio resulta del hecho que existen

6. En total se cuenta con 1,743 observaciones, información que fue obtenida de la base de datos de la Gerencia de Estudios Económicos de la Bolsa de Valores de Lima.

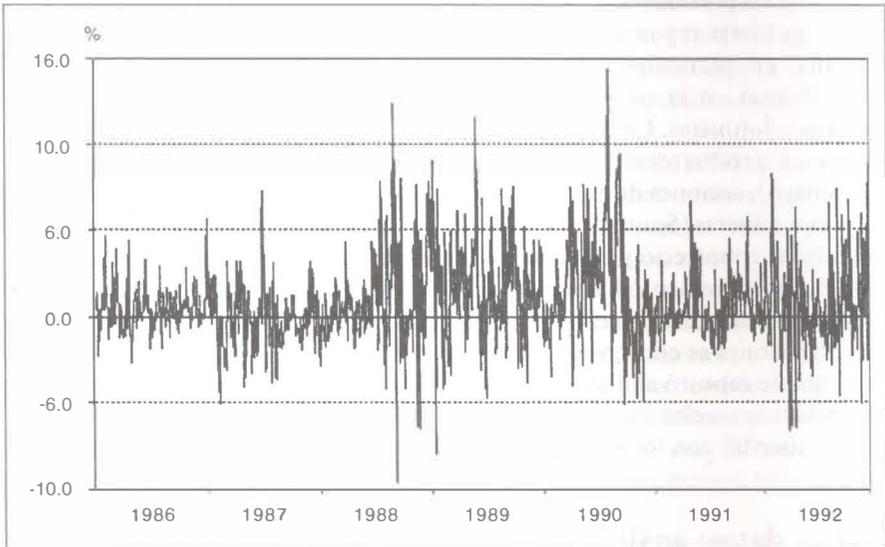
7. Estas variables están definidas de la siguiente forma:

$$vigb_1 = (\ln igb_t - \ln igb_{t-1}) * 100$$

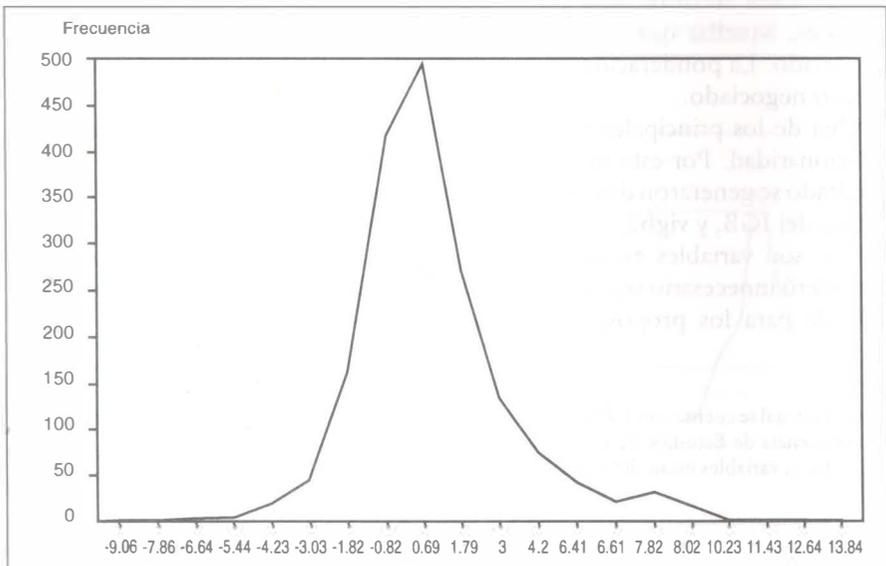
y

$$vigb2_1 = (\ln igb_t - \ln igb_{t-2}) * 100$$

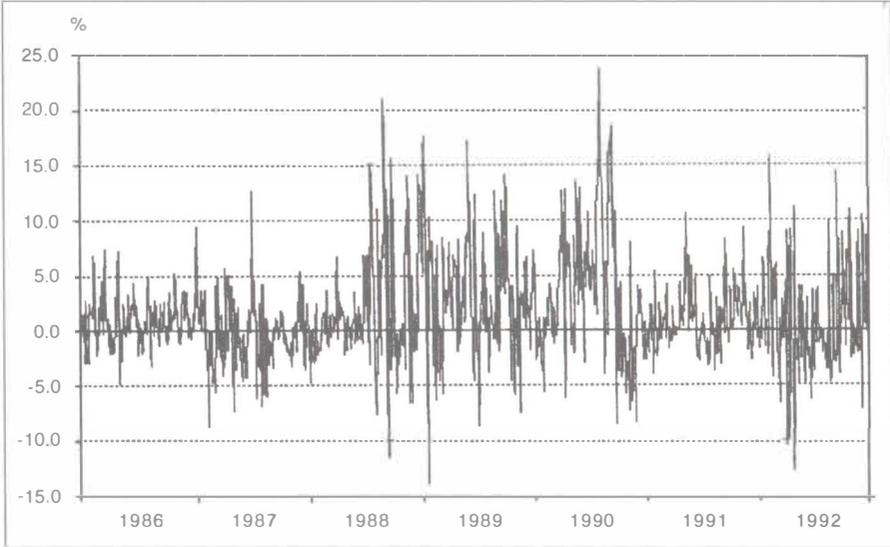
**Gráfico 6**  
**Indice General Bursátil**  
(variaciones diarias)



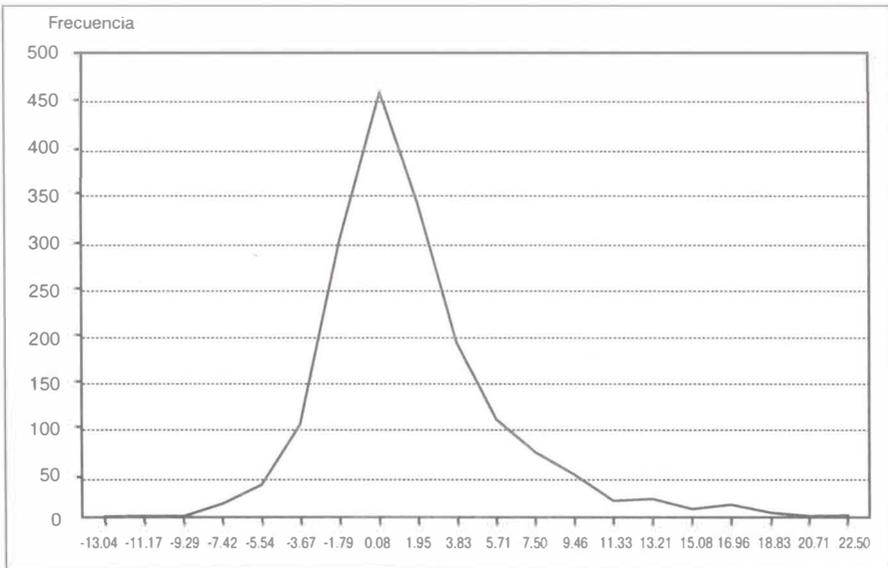
**Gráfico 6A**  
**Distribución de las variaciones diarias del Indice Bursátil 1986-1992**



**Gráfico 7**  
**Índice General Bursátil**  
 (variaciones cada dos días)



**Gráfico 7A**  
**Distribución de las variaciones de dos días del Índice Bursátil 1986-1992**



restricciones institucionales que no permiten que el IGB varíe en un sólo día en más de  $\pm 10\%$ ; tal hecho estaría condicionando las propiedades estadísticas de  $vigb_1$ , haciendo que se comporte como una variable acotada<sup>8</sup>.

Dos características importantes tanto de  $vigb_1$  como de  $vigb_2$  son, primero, que ambas series son estacionarias (es decir, no muestran tendencia), y segundo, que muestran un patrón claramente heteroscedástico. Así, se observa que variaciones pequeñas del IGB son seguidas de variaciones igualmente pequeñas; y que variaciones grandes del IGB tienden a ser seguidas de variaciones grandes de cualquier signo. Este fenómeno es conocido en la literatura con el nombre de conglomerados de volatilidad (*volatility clustering*)<sup>9</sup>.

En el cuadro 2 se resume la información estadística para ambas variables. Se constata que las dos series son estacionarias con media positiva (0.810 y 1.617, respectivamente) y una desviación estándar de 2.3778 y de 4.297, respectivamente. Asimismo, tienen un rango de valores de 24 y 37 puntos porcentuales, siendo los valores máximos de 14.4% y 23% y los valores mínimos de -9.7% y 14%, respectivamente. Por otro lado, los coeficientes de sesgo y curtosis<sup>10</sup> indican la existencia de una distribución sesgada hacia la derecha (sesgo=0.906 y 1.115, respectivamente) y la presencia de leptocurtosis (curtosis=2.773 y 2.800, respectivamente)<sup>11</sup>.

8. En el período revisado, la máxima variación observada en dos días consecutivos no llegó a  $\pm 25\%$ . Debido a que esta variación se dio sólo en una oportunidad, estando el resto de variaciones por debajo del  $\pm 20\%$ , no se consideró la posibilidad de incluir las variaciones de tres días.

9. Fama (1970) da la siguiente definición: «...grandes variaciones diarias en precios tienden a estar seguidas por variaciones grandes. Del mismo modo, pequeñas variaciones diarias tienden a estar seguidas por variaciones pequeñas. Los signos de las variaciones sucesivas son en apariencia aproximadamente aleatorios; esto indica que el fenómeno representa una negación del modelo de camino aleatorio (*random walk*), pero no de la hipótesis de eficiencia de mercado. Sin embargo, sería interesante especular por qué puede surgir este fenómeno».

10. El coeficiente de sesgo se define como:

$$\frac{n^{1/2} \sum (X_i - \bar{X})^3}{\left( \sum (X_i - \bar{X})^2 \right)^{3/2}}$$

El coeficiente de curtosis se define como:

$$\frac{n \sum (X_i - \bar{X})^4}{\left( \sum (X_i - \bar{X})^2 \right)^2} - 3$$

En el caso de la distribución normal ambos estadísticos toman el valor de cero.

11. Una distribución es leptocúrtica cuando el coeficiente de curtosis es mayor que cero. La característica principal de una distribución leptocúrtica es la acumulación de datos alrededor tanto de la media ( $\mu \pm s$ ) como de los extremos (debido a esta acumulación de datos en los extremos, a esta distribución se le conoce como distribución de colas anchas *fat tails*). Esto implica que en este tipo de distribución los eventos atípicos (variaciones altas) son más comunes de lo que se esperaría normalmente. Esta característica contrasta con la de una distribución normal, que tiene una menor

También se calculó el estadístico Jarque-Bera<sup>12</sup>. Los valores de todos estos estadísticos permiten descartar la hipótesis de que los datos se distribuyen de acuerdo a una normal<sup>13</sup>.

**Cuadro 2**  
**Propiedades estadísticas de VIGB y VIGB2**

Variable	VIGB	VIGB2
Número de observaciones	1742	1741
Media	0.810 (0.057)	1.617 (0.103)
Desviación estándar	2.378	4.297
Curtosis	2.773 (0.117)	2.800 (0.117)
Sesgo	0.906 (0.059)	1.115 (0.059)
Jarque-Bera	286.30	347.24
Rango	24.009	37.467
Mínimo	-9.7	-14.0
Máximo	14.4	23.5

Las cifras entre paréntesis corresponden a los errores estándar.

Los histogramas de  $vigb_t$  y de  $vigb2_t$  muestran que las distribuciones de estas series son unimodales y que tienen además un sesgo positivo (véanse los gráficos 6A y 7A). Adicionalmente, ambas distribuciones muestran signos de leptocurtosis, corroborando la constatación previa.

moda y una menor acumulación de datos en los extremos. La existencia de leptocurtosis en una distribución invalida la posibilidad de aplicar una serie de pruebas estadísticas, las cuales son desarrolladas generalmente bajo el supuesto de normalidad; por ello es importante determinar si existe o no leptocurtosis en una distribución antes de estudiar las propiedades estadísticas de la serie.

12. El estadístico Jarque-Bera se define como:

$$N_0 \left[ \frac{S}{6} + \left( \frac{k}{24} \right)^2 \right]$$

donde S=sesgo y k=curtosis

Este estadístico se distribuye como una chi-cuadrado.

13. Si fuera una distribución normal, se esperaría que no más del 4.56% de las observaciones se ubiquen fuera del rango  $\pm 2\sigma$ . Para esta muestra, 10.5% de los datos están fuera de este rango.

### 3.1 Pruebas de independencia y distribuciones idénticas

Puede afirmarse que un mercado de capitales es eficiente si las cotizaciones de las acciones se comportan como una *martingala*. Se dice que un proceso estocástico  $\{x_t\}$  es una *martingala* respecto a la secuencia de los conjuntos de información  $\{I_t\}$  si tiene la siguiente propiedad:

$$E [ x_{t+1} \mid I_t ] = x_t.$$

Una implicancia de esto es que las variaciones de las cotizaciones de los activos financieros deben ser variables aleatorias independientes e idénticamente distribuidas (iid).

Para verificar si las variaciones de los precios de las acciones están idénticamente distribuidas, utilizamos las pruebas de igualdad de distribuciones multinomiales independientes (Hogg y Craig 1978)<sup>14</sup>. Se han tomado dos valores para  $k$ : el propuesto por Kendall y Stuart (1967), donde  $k = n^{2/5}$ , y un valor igual a  $n^{1/2}$ . En el cuadro 3 se reportan los resultados para ambos valores.

**Cuadro 3**  
**Pruebas de distribuciones idénticas**

Número de Categorías (k)	VIGB	VIGB2
40	120.825 (0.000)	134.782 (0.000)
20	101.331 (0.000)	81.816 (0.000)

Los números entre paréntesis muestran el nivel de significancia.

La prueba chi-cuadrado ( $\chi^2$ ) rechaza la hipótesis de igualdad de distribuciones tanto para *vigb* como para *vigb2*, siendo los resultados de esta prueba para ambos valores de  $k$  bastante parecidos.

### 3.2 Pruebas de autocorrelación

Una razón para rechazar la hipótesis iid podría ser la presencia de autocorrelación serial. Los resultado de las pruebas de autocorrelación se muestran en el cuadro 4 y en los gráficos 8 y 8A. Tanto los estadísticos comunes-(Box-Pierce y Ljung-

14. En el anexo A.1 se detalla la metodología para implementar esta prueba.

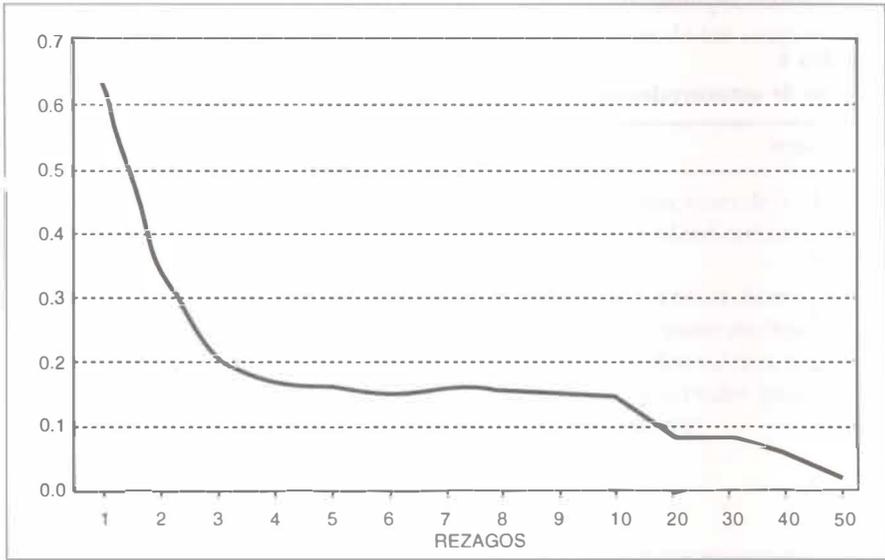
Box) como el estadístico corregido por heteroscedasticidad (Box-Pierce ajustado) rechazan la hipótesis de ausencia de autocorrelación serial entre las observaciones de vigb y vigb2. Por ende, se puede afirmar que la distribución de estas variables no es independiente.

**Cuadro 4**  
**Prueba de autocorrelación serial: coeficientes de autocorrelación**

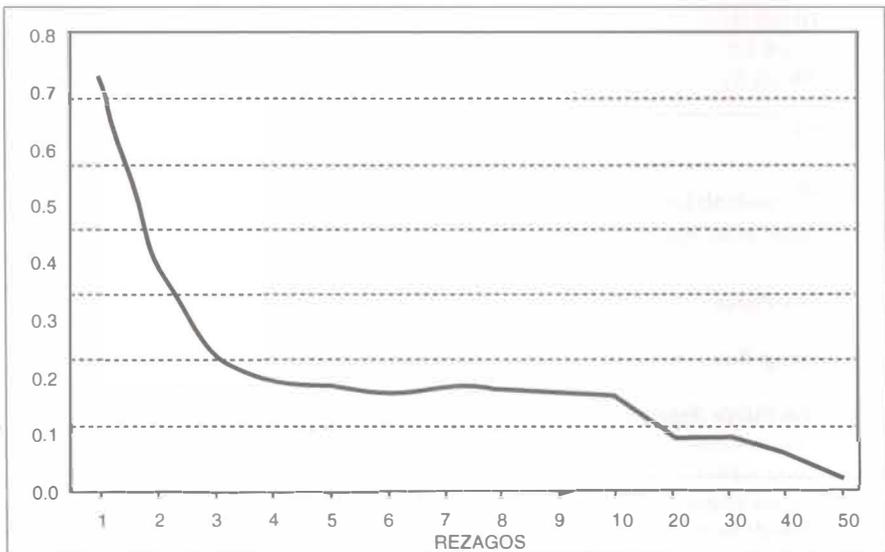
Rezagos	VIGB	VIGB2
1	0.632 (0.054)	0.765 (0.049)
2	0.339 (0.048)	0.433 (0.047)
3	0.204 (0.044)	0.271 (0.043)
4	0.168 (0.042)	0.230 (0.040)
5	0.164 (0.040)	0.216 (0.039)
6	0.150 (0.039)	0.204 (0.040)
7	0.159 (0.037)	0.192 (0.039)
8	0.159 (0.036)	0.181 (0.034)
9	0.154 (0.034)	0.184 (0.034)
10	0.145 (0.033)	0.187 (0.032)
20	0.083 (0.032)	0.092 (0.031)
30	0.084 (0.035)	0.075 (0.030)
40	0.058 (0.028)	0.054 (0.024)
50	0.021 (0.028)	0.100 (0.024)
Box Pierce	1311.548 (0.000)	1961.685 (0.000)
Ljung-Box	949.592 (0.000)	1420.370 (0.000)
Box-Pierce Ajustado	157.031 (0.000)	281.549 (0.000)

Las cifras entre paréntesis debajo de las autocorrelaciones muestran las desviaciones estándar, y las cifras debajo de los estadísticos Box-Pierce, Ljung Box y Box-Pierce ajustado muestran los niveles de significancia.

**Gráfico 8**  
**Coefficientes de autocorrelación**  
Variaciones diarias (VIGB)



**Gráfico 8A**  
**Coefficientes de autocorrelación**  
Variaciones cada dos días (VIGB2)



### 3.3. *El efecto del día de la semana*

Otro motivo para rechazar la hipótesis iid es la existencia de distintas distribuciones para cada día de la semana o entre los días de la semana. La prueba de igualdad de distribuciones (cuyos resultados se reportan en el cuadro 5) permite rechazar la hipótesis de igualdad de distribución para cada día de la semana, a excepción del día lunes. Por otro lado, la prueba de igualdad de distribución entre los días de la semana permite aceptar la hipótesis que la distribución de los días jueves es idéntica a la distribución de los días viernes, pero rechaza la hipótesis para el resto de días.

**Cuadro 5**  
**Prueba del efecto del día de la semana**

	VIGB	VIGB2
<b>Prueba para cada día</b>		
Lunes	26.140 (0.126)	56.727 (0.000)
Martes	37.802 (0.006)	39.832 (0.003)
Miércoles	36.898 (0.008)	41.059 (0.002)
Jueves	44.391 (0.001)	35.199 (0.013)
Viernes	36.588 (0.009)	23.636 (0.091)
<b>Prueba entre días</b>		
Lunes vs. martes	30.859 (0.042)	41.746 (0.002)
Martes vs. miércoles	32.554 (0.027)	42.298 (0.002)
Miércoles vs. jueves	55.563 (0.000)	35.717 (0.011)
Jueves vs. viernes	23.633 (0.211)	35.386 (0.013)
Viernes vs. lunes	37.475 (0.007)	38.795 (0.005)

Las cifras entre paréntesis muestran los niveles de significancia.

En los cuadros 6 y 7 se reportan algunas de las características estadísticas de la distribución de  $vigb$  y  $vigb2$  para cada día de la semana. Los viernes (media de  $vigb = 1.028\%$ ) y miércoles (media de  $vigb2 = 1.855\%$ ) son los días con media más elevada. Similarmente, los martes (media de  $vigb = 0.635\%$ ) y lunes (media de  $vigb2 = 1.343\%$ ) son los días con media más baja<sup>15</sup>. Por otro lado, los días donde la distribución para cada día de la semana presenta mayor volatilidad son los martes (desviación estándar de  $vigb = 2.574\%$ ) y los viernes (desviación estándar de  $vigb2 = 4.537\%$ ); mientras los días más estables son los jueves (desviación estándar de  $vigb = 2.096\%$ ) y los miércoles (desviación estándar de  $vigb2 = 4.015\%$ ). Los coeficientes de curtosis y sesgo, por otro lado, evidencian que las distribuciones de cada día son leptocúrticas y están sesgadas hacia la derecha (todos los coeficientes de curtosis de las distribuciones para cada día son significativamente mayores que cero).

### 3.4 Pruebas de constancia de medias y varianzas

Una razón adicional para el rechazo de la hipótesis iid podría ser la no constancia de las medias y varianzas a través del tiempo. Para evaluar esta posibilidad debe probarse la igualdad de la distribución de tres transformaciones de los datos: una

**Cuadro 6**  
**Propiedades estadísticas de VIGB**

	lunes	martes	miércoles	jueves	viernes
Número de observaciones	345	354	354	348	341
Media	0.785 (0.132)	0.635 (0.137)	0.703 (0.131)	0.908 (0.112)	1.028 (0.122)
Desviación estándar	2.458	2.574	2.472	2.096	2.244
Curtosis	3.841 (0.262)	2.041 (0.259)	1.640 (0.259)	2.502 (0.261)	3.967 (0.263)
Sesgo	0.960 (0.131)	0.531 (0.130)	0.871 (0.130)	1.160 (0.131)	1.400 (0.132)
Rango	21.005	18.566	16.019	12.904	17.088
Mínimo	-6.7	-9.7	-6.7	-3.8	-4.7
Máximo	14.4	8.9	9.3	9.2	12.3

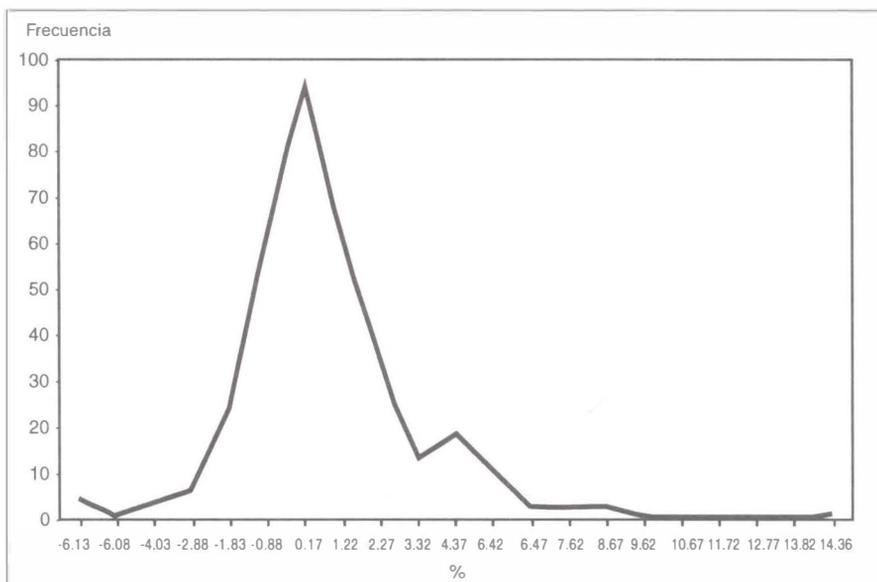
15. La suma de las medias de dos días de  $vigb$  no es necesariamente igual a  $VIGB2$ . Esto se debe a la presencia de feriados.

**Cuadro 7**  
**Propiedades estadísticas de VIGB2\***

	lunes	martes	miércoles	jueves	viernes
Número de observaciones	344	353	353	347	340
Media	1.343 (0.241)	1.610 (0.221)	1.855 (0.218)	1.843 (0.231)	1.420 (0.242)
Desviación estándar	4.528	4.102	4.015	4.277	4.537
Curtosis	1.815 (0.259)	2.741 (0.261)	3.266 (0.264)	3.748 (0.263)	2.811 (0.259)
Sesgo	0.833 (0.130)	1.239 (0.131)	1.306 (0.132)	1.405 (0.132)	1.018 (0.130)
Rango	32.069	28.924	29.587	32.216	35.813
Mínimo	-14.0	-10.4	-8.6	-8.7	-12.8
Máximo	18.1	18.5	21.0	23.5	23.0

\* VIGB2<sub>t</sub> indica las variaciones entre dos días de transacciones.

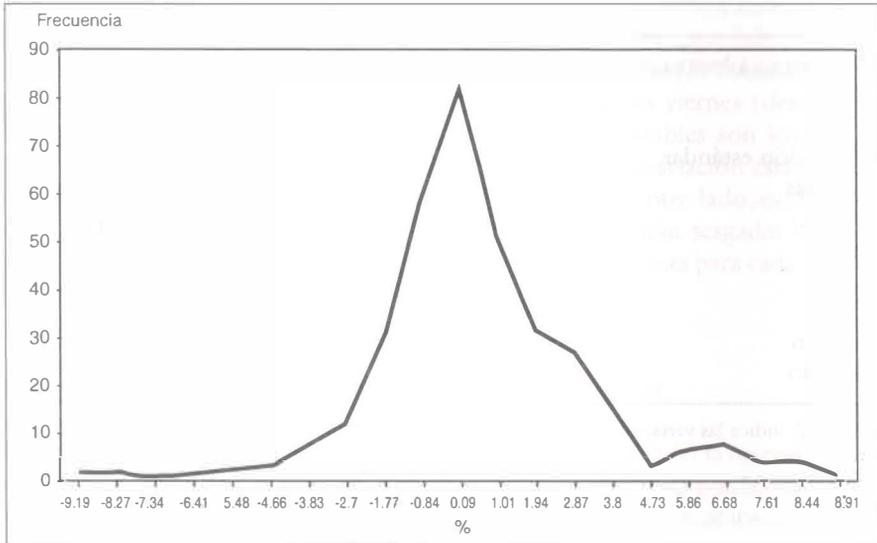
**Gráfico 9**  
**Distribución de las variaciones diarias del Índice Bursátil 1986-1992**  
(lunes)



**Gráfico 9A**

**Distribución de las variaciones diarias del Índice Bursátil 1986-1992**

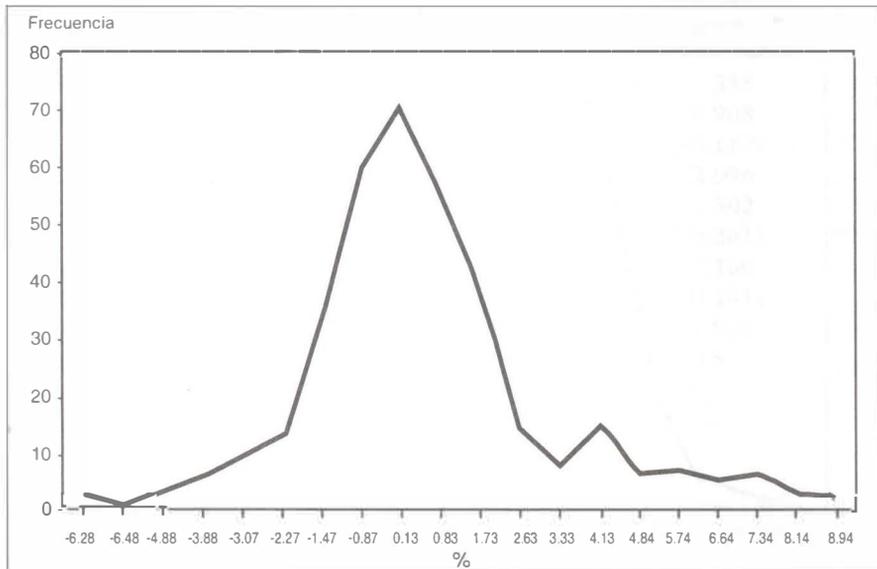
(martes)



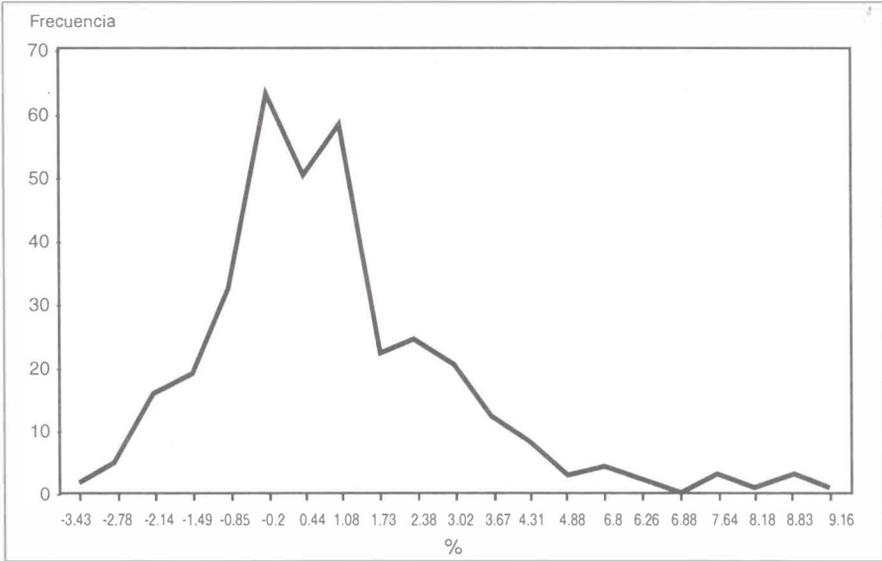
**Gráfico 9B**

**Distribución de las variaciones diarias del Índice Bursátil 1986-1992**

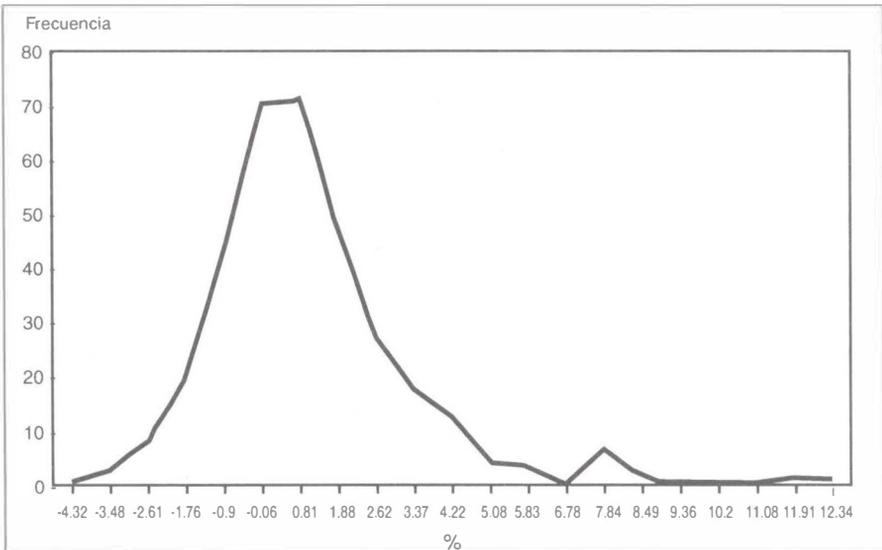
(miércoles)



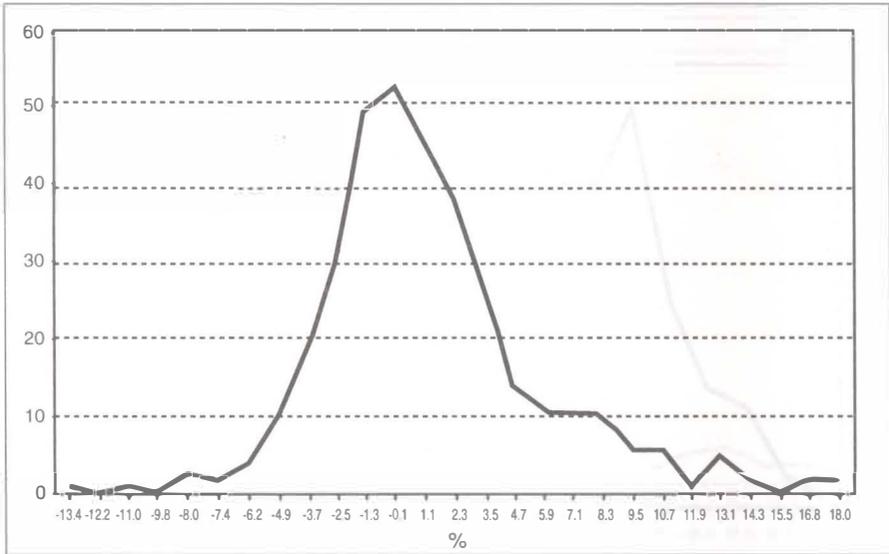
**Gráfico 9C**  
**Distribución de las variaciones diarias del Índice Bursátil 1986-1992**  
 (jueves)



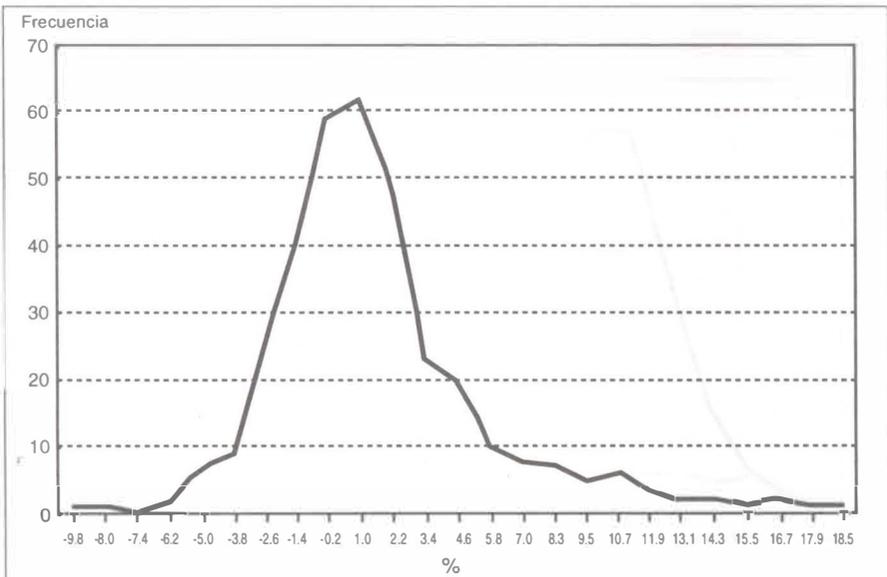
**Gráfico 9D**  
**Distribución de las variaciones diarias del Índice Bursátil 1986-1992**  
 (viernes)



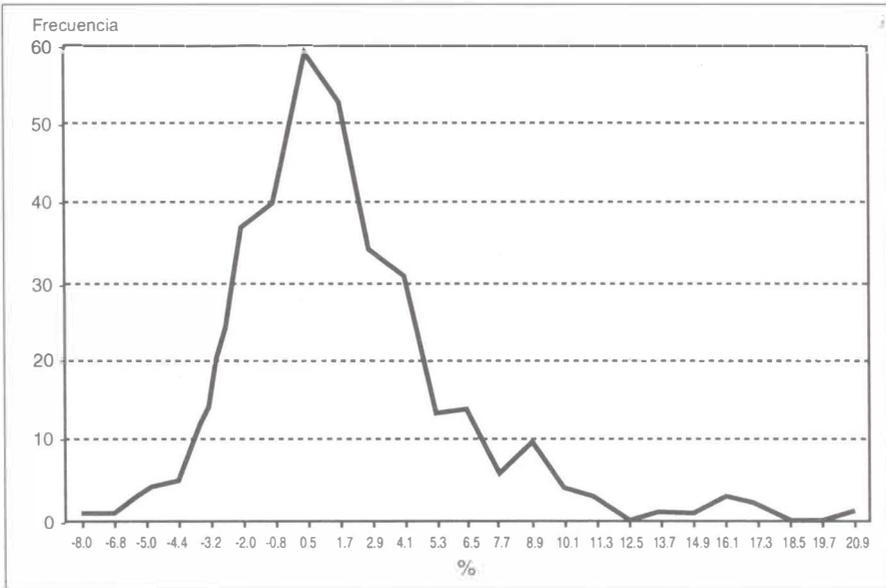
**Gráfico 10**  
**Distribución de las variaciones de dos días del IGB 1986-1992**  
(lunes)



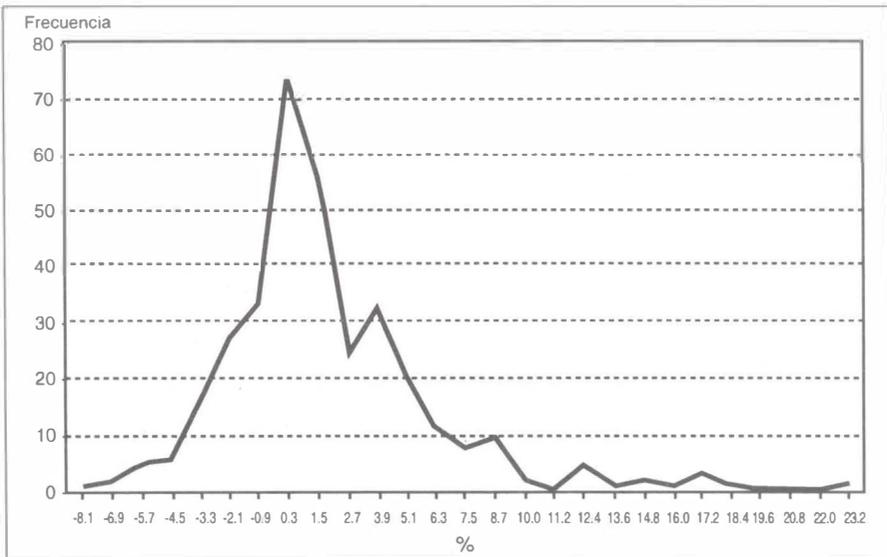
**Gráfico 10A**  
**Distribución de las variaciones de dos días del IGB 1986-1992**  
(martes)



**Gráfico 10B**  
**Distribución de las variaciones de dos días del IGB 1986-1992**  
 (miércoles)



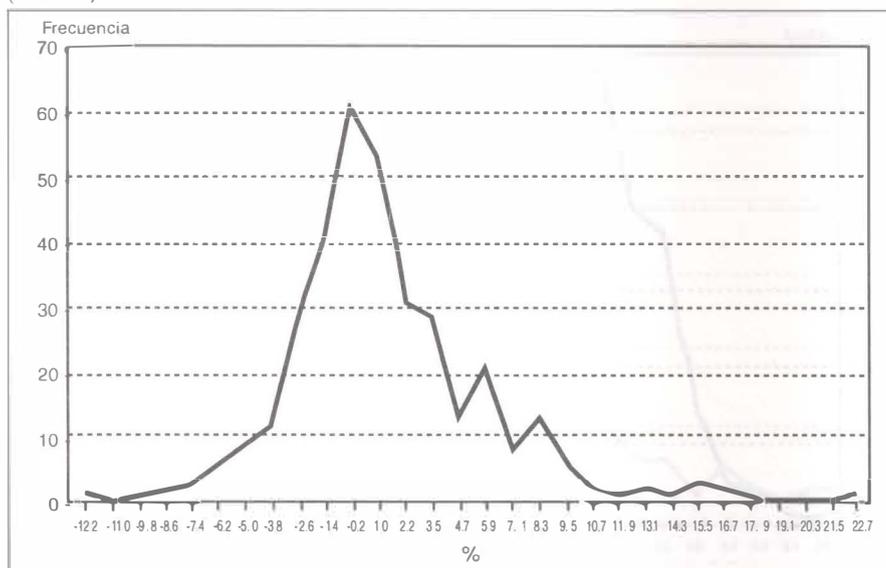
**Gráfico 10C**  
**Distribución de las variaciones de dos días del IGB 1986-1992**  
 (jueves)



## Gráfico 10D

## Distribución de las variaciones de dos días del IGB 1986-1992

(viernes)



variable centrada alrededor de la media ( $z - \bar{z}$ ), una variable dividida por la desviación estándar ( $z/\sigma$ ), y una tercera variable estandarizada,  $[(z - \bar{z})/\sigma]$ . Estas pruebas permiten determinar si el eventual rechazo de la hipótesis iid se debe a un factor de escala, a un factor proporcional o a ambos.

En el cuadro 8 se reportan los resultados de las pruebas de igualdad de distribución de las variables transformadas. Para las tres se rechaza la hipótesis de igualdad de distribución. No se puede entonces afirmar que la presencia de media y varianza cambiantes explica, por sí sola, el rechazo de la hipótesis iid. Vale la pena notar que el valor de los estadísticos disminuye a medida que se hacen las transformaciones más complejas; esto estaría implicando que las medias y varianzas cambiantes sólo explican parcialmente el rechazo de la hipótesis iid.

Por otro lado, para determinar si existen o no medias y varianzas cambiantes en el tiempo es necesario realizar pruebas de medias cambiantes (aplicamos la prueba de Wald, que es compatible con la presencia de heteroscedasticidad), y pruebas de varianzas cambiantes (prueba de Levene<sup>16</sup> y prueba de Bartlett<sup>17</sup>). La

<sup>16</sup> La prueba de Levene es descrita en el anexo C; para mayores detalles véase Brown y Forsythe (1974). Cabe señalar que esta prueba es consistente con la existencia de distribuciones de colas anchas.

<sup>17</sup> La prueba de Levene es más robusta que la prueba de Bartlett, en tanto esta última supone que los datos se distribuyen como una normal, mientras que la primera no asume una distribución en particular.

prueba de Wald rechaza la hipótesis de constancia de la media, y las pruebas de Bartlett y Levene rechazan la hipótesis de constancia de la varianza (véase el cuadro 8).

**Cuadro 8**  
**Pruebas de igualdad de medias y varianzas**

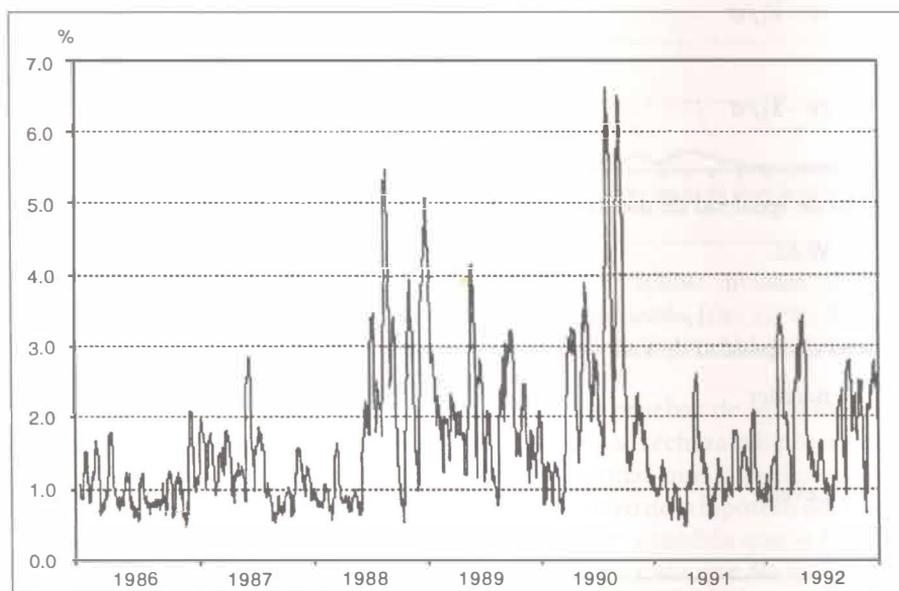
	VIGB	VIGB2
Prueba de igualdad de distribución		
$z - \bar{z}$	89.500 (0.000)	46.000 (0.000)
$(z - \bar{z})/\sigma$	88.839 (0.000)	55.701 (0.000)
$(z - \bar{z})/\sigma$	72.620 (0.000)	34.874 (0.000)
Prueba de igualdad de medias a través de los meses		
Wald	360.652 (0.000)	431.322 (0.000)
Prueba de igualdad de varianzas a través de los meses		
Bartlett	1265.010 (0.000)	1469.872 (0.000)
Levene	7.900 (0.000)	8.867 (0.000)

#### 4. Un modelo estadístico para el Índice General Bursátil

En la literatura sobre el tema, la volatilidad en el comportamiento de los precios de activos financieros ha sido explicada como resultado de la volatilidad de las variables macroeconómicas (Schwert 1988), el apalancamiento financiero (Christie 1982), y los cambios en los retornos esperados de las acciones (French, Schwert y Stambaugh 1987). La volatilidad también puede explicarse por la forma en que arriba la información o por la dinámica del mercado en respuesta a dicho arribo (Schwert 1988, French y Roll 1986, Stephan y Whaley 1990,

French, Schwert y Stambaugh 1987): si la información arriba en conglomerados, los precios pueden mostrar comportamientos ARCH<sup>18</sup> aun si el mercado se ajusta perfecta o instantáneamente a las noticias. De manera alternativa, los operadores de bolsa con posesión heterogénea de información privada pueden requerir algunas horas de transacciones para resolver sus diferencias en expectativas después de un *shock* (French y Roll 1986). En cualquier caso, la dinámica de mercado genera un mecanismo que da continuidad a la volatilidad de precios<sup>19</sup>.

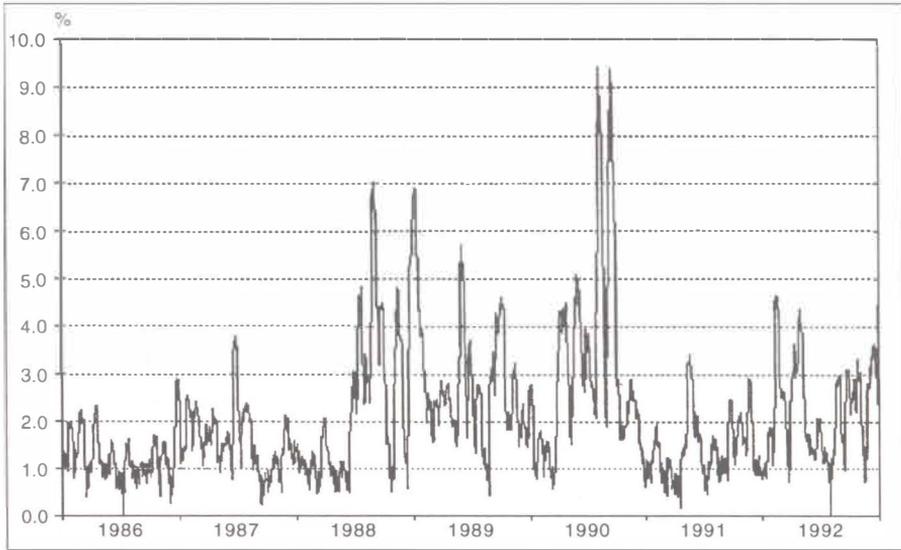
**Gráfico 11**  
**Volatilidad de VIGBI**  
 (1986-1992)



18. Los modelos ARCH, introducidos por Engle, incorporan el fenómeno conocido como «conglomerados de volatilidad». En un modelo ARCH la distribución condicional del error es normal, pero la varianza condicional es igual a una función lineal de los errores pasados al cuadrado. Entonces, los valores extremos tienden a estar seguidos por valores extremos, de signo impredecible. Más aun, la distribución no condicional del error del modelo ARCH es leptocúrtica, captando la característica de los datos.

19. Engle y Bollerslev (1986), Domowitz y Hakkio (1985), Diebold y Nerlove (1988) y McCurdy y Morgan (1988) han probado la predecibilidad de la volatilidad para el caso norteamericano.

**Gráfico 12**  
**Volatilidad de VIGB2**  
 (1986-1992)



En esta sección se postula un modelo estadístico que se ajusta al comportamiento mostrado por el IGB, en tanto tolera medias y varianzas cambiantes en el tiempo<sup>20</sup>. El modelo está compuesto de dos ecuaciones (una ecuación para la media y otra para la varianza), las cuales se estiman simultáneamente; la ecuación de varianzas muestra un proceso dinámico de volatilidad condicional utilizando el modelo ARCH. El modelo se aplica tanto a  $vigb_t$  como a  $vigb2_t$ , para lo cual se supone que estas variables están normalmente distribuidas con media  $\mu_t$  y varianza  $\sigma_t^2$ . El modelo incluye las variables ficticias  $F_{Lt}$ ,  $F_{Mt}$ ,  $F_{Mit}$ ,  $F_{Jt}$ ,  $F_{Vt}$ ,  $F_{Ht}$  para los días lunes, martes, miércoles, jueves, viernes y feriados respectivamente.

La especificación del modelo es la siguiente:

$$\mu_t = C_L F_{Lt} + C_M F_{Mt} + C_{Mi} F_{Mit} + C_J F_{Jt} + C_V F_{Vt} + \sum_{i=1}^5 a_i vigb_{t-i} + a_{10} vigb_{t-10} + a_{15} vigb_{t-15} + a_{16} \left( \sum_{i=1}^P vigb_{t-i} \right) \quad (1)$$

y

$$\sigma_t^2 = V_L F_{Lt} + V_M F_{Mt} + V_{Mi} F_{Mit} + V_J D_{Jt} + V_V D_{Vt} + B \left( \sum_{i=1}^Q \frac{vigb_{t-i}^2}{Q} \right) \quad (2)$$

20. El modelo está basado en Hsieh (1985) y Engle (1982).

Bajo el supuesto de normalidad, la función a maximizar<sup>21</sup> es:

$$\sum_{t=1}^n \left( -\frac{1}{2} \ln \sigma_t^2 - \frac{1}{2} \ln 2\pi - \frac{1}{2} \left[ \frac{(\text{vign}_t - \mu_t)^2}{\sigma_t^2} \right] \right) \quad (3)$$

En el cuadro 9 se muestran los resultados de la estimación. Los valores de P y Q que maximizan la función de máxima verosimilitud son 40 y 10 para vign y 50 y 10 para vign<sup>2</sup>. Varios de los coeficientes (12 de un total de 21) de la ecuación de la media (vign<sub>t</sub>) son estadísticamente diferentes de cero. Esto implica que, en general, la media de la ecuación tiene algún grado de predecibilidad.

Por otro lado, todos los coeficientes de la ecuación de la varianza (a excepción de dos) son estadísticamente diferentes de cero (a un 95% de confianza). Los coeficientes que muestran valores más altos son los correspondientes a los días martes y jueves, mientras que el coeficiente que muestra valor más bajo es el correspondiente al día viernes.

Un coeficiente que merece especial mención es el denominado con la letra B. Este coeficiente es estadísticamente diferente de cero y con valor menor que uno, lo cual implica que los efectos sobre la varianza de un choque tienden a desvanecerse en el futuro, siendo estacionario el proceso que gobierna el comportamiento de la varianza.

Para determinar si el modelo estimado está correctamente especificado, es necesario realizar un diagnóstico que comprende un conjunto de pruebas. Para ello se emplean los errores estandarizados del modelo:

$$e_t = \frac{(\text{vign}_t - \hat{\mu}_t)}{\hat{\sigma}_t} \quad (4)$$

donde  $\hat{\mu}_t$  y  $\hat{\sigma}_t$  son las medias y desviaciones estándar estimadas. Si el modelo está correctamente especificado, entonces  $e_t$  debería ser aproximadamente iid, normal, con media cero y varianza unitaria.

En el cuadro 10 se presentan los resultados de las pruebas de constancia de medias y varianzas para los residuos estandarizados. La prueba de Wald no rechaza la hipótesis de igualdad de medias, mientras que las pruebas de Bartlett y Levene no rechazan la hipótesis de igualdad de varianzas. Esto implica que el modelo propuesto ha capturado adecuadamente las características de media y varianza cambiantes del comportamiento del IGB.

21. La función de máxima verosimilitud de los coeficientes se calcula utilizando un procedimiento de optimización numérica propuesta por Berndt, Hall, Hall y Hausman (BHHH). Los valores de P y Q (los rezagos introducidos en la ecuación de la media y la varianza, respectivamente) se escogen buscando maximizar esta función de máxima verosimilitud.

Cuadro 9

	VIGB	VIGB2
CV	0.243 (*) (0.063)	0.327 (*) (0.071)
CL	-0.071 (0.066)	-0.037 (0.073)
CM	-0.031 (0.070)	-0.135 (*) (0.093)
CMI	0.126 (*) (0.065)	0.174 (*) (0.083)
CJ	0.182 (*) (0.070)	0.191 (*) (0.025)
CH	-0.128 (0.176)	0.417 (*) (0.039)
A1	55.900 (*) (2.527)	1.312 (*) (0.021)
A2	-0.887 (2.878)	-1.005 (*) (0.032)
A3	-1.758 (3.019)	0.725 (*) (0.036)
A4	2.005 (2.995)	-0.435 (*) (0.035)
A5	3.811 (2.635)	0.203 (*) (0.024)
A10	3.979 (*) (2.009)	0.039 (*) (0.012)
A15	-0.452 (1.664)	-0.008 (0.009)
A16	0.390 (*) (0.126)	0.001 (*) (0.000)
VV	0.002 (*) (0.001)	0.191 (*) (0.079)
VL	0.002 (*) (0.001)	0.145 (*) (0.075)
VM	0.003 (*) (0.001)	0.560 (*) (0.099)
VMI	0.002 (*) (0.001)	0.453 (*) (0.114)
VJ	0.003 (*) (0.001)	-0.057 (*) (0.002)
VH	0.003 (*) (0.004)	0.152 (*) (0.046)
B	0.561 (*) (0.030)	0.298 (*) (0.010)
Q	10	10
P	40	50
Valor de la función de máxima verosimilitud	-4784.4	-3389.8

Los valores entre paréntesis muestran las desviaciones estándar. El asterisco indica que el parámetro es estadísticamente diferente de cero con un nivel de significancia de 90%.

**Cuadro 10**  
**Pruebas de igualdad de medias y varianzas de los residuos estandarizados**

	VIGB	VIGB2
Prueba de igualdad de medias a través de los meses		
Wald	91.563 (0.198)	98.709 (0.076)
Prueba de igualdad de varianzas a través de los meses		
Bartlett	128.313 (0.000)	250.994 (0.000)
Levene	0.459 (0.999)	0.745 (0.955)

Las cifras entre paréntesis muestran el nivel de significancia.

En el cuadro 11 se muestran las propiedades estadísticas de los residuos estandarizados. Entre las principales están que la media es muy cercana a cero y la varianza cercana a uno; que los residuos estandarizados no estarían autocorrelacionados serialmente (los valores de los estadísticos Box-Pierce y

**Cuadro 11**  
**Propiedades estadísticas de los residuos estandarizados**

	VIGB	VIGB2
Número de observaciones	1680	1680
Media	0.007 (0.024)	0.013 (0.025)
Desviación estándar	1.000	1.023
Curtosis	0.732 (0.119)	4.611 (0.119)
Sesgo	0.098 (0.059)	-0.219 (0.060)
Rango	8.406	13.317
Mínimo	-4.0	-8.8
Máximo	4.4	4.5
Box-Pierce $\chi^2(50)$	36.029 (0.927)	104.761 (0.000)
Ljung-Box $\chi^2(50)$	36.072 (0.930)	104.887 (0.000)

Las cifras entre paréntesis muestran los niveles de significancia.

Ljung-Box indican la inexistencia de autocorrelación serial); y, que la distribución de los errores estandarizados muestra un sesgo casi nulo, pero persiste un leve problema de curtosis.

En el cuadro 12 se presentan los resultados de las pruebas para determinar si los residuos estandarizados son iid o no. Los valores de los estadísticos son menores que los obtenidos en la evaluación original (véanse los cuadros 2 y 4), pero sólo se acepta la hipótesis de normalidad en 7 de 11 casos al 99% y en 4 de 11 casos al 90%. Esto refleja que el modelo utilizado ha aislado adecuadamente el problema de las medias y varianzas variantes en el tiempo.

**Cuadro 12**

**Pruebas de igualdad de distribuciones de los residuos estandarizados**

	Numero de categorías	VIGB	VIGB2
<b>Igualdad de distribuciones</b>			
Todos los días	20	32.487 (0.028)	48.762 (0.000)
<b>Prueba iid a través de los días</b>			
Lunes vs. martes	20	45.419 (0.001)	46.075 (0.000)
Martes vs. miércoles	20	24.372 (0.182)	54.073 (0.000)
Miércoles vs. jueves	20	32.888 (0.025)	24.468 (0.179)
Jueves vs. viernes	20	31.598 (0.035)	23.282 (0.225)
Viernes vs. lunes	20	59.997 (0.000)	28.677 (0.071)
<b>Prueba iid dentro de los días</b>			
Lunes	20	22.273 (0.271)	40.118 (0.003)
Martes	20	18.000 (0.456)	19.526 (0.424)
Miércoles	20	49.163 (0.000)	39.086 (0.004)
Jueves	20	37.070 (0.008)	37.123 (0.000)
Viernes	20	22.341 (0.268)	59.176 (0.000)

Las cifras entre paréntesis muestran los niveles de significancia.

## 5. Conclusiones

La evaluación hecha a lo largo de este trabajo de la evidencia estadística, ha demostrado que el comportamiento a lo largo del tiempo del IGB tiene una serie de características que entran en conflicto con la hipótesis de eficiencia del mercado de valores peruano, esto es, sus variaciones no son iid. Tres de esas características son especialmente importantes. La primera es que la distribución de las variaciones del IGB muestra colas anchas; la segunda es que dichas variaciones están fuertemente correlacionadas (lo que implica que existe cierta capacidad de poder predictivo sobre la media de esta variable); la tercera, que la distribución de las variaciones muestra medias y varianzas cambiantes en el tiempo, encontrándose además evidencia del llamado efecto día (*day effects*), es decir, existe una fuerte estacionalidad diaria.

El rechazo de la hipótesis iid y la presencia de alta correlación serial indicarían que el comportamiento de la Bolsa de Valores limeña responde al tipo de modas. Dicho tipo de comportamiento se caracteriza por olas de optimismo y pesimismo sin fundamento aparente, ruidos de mercado, o alguna otra ineficiencia de similares rasgos (la evolución del IGB muestra períodos de caída y subida pronunciados y por largo tiempo).

Este hallazgo tiene importantes implicaciones de política. Dado que aparentemente existen oportunidades de arbitraje en el mercado bursátil, especuladores muy bien informados pueden realizar ganancias que no están al alcance de los agentes poco sofisticados o no informados. Una forma de enfrentar este problema es que los inversionistas institucionales (Fondos Mutuos y Administradoras de Fondos de Pensiones) desarrollen una estrategia de compra de acciones bastante más activa que la que tienen en la actualidad. Esto incrementaría la demanda por acciones de manera permanente, estabilizando así considerablemente la volatilidad de los precios en tanto otorga al mercado accionario mayor amplitud y profundidad.

Aunque la evaluación hecha ha permitido demostrar que el mercado de valores peruano no es eficiente, debe notarse que estos resultados no permiten establecer el **grado** de ineficiencia del mercado, tema que escapa a los objetivos de esta investigación<sup>22</sup>. Queda por estudiar, en concreto, el grado de predecibilidad del IGB, debiendo verificarse además cuál es la fuente de volatilidad.

22. En otros estudios hechos para otros países se han encontrado resultados similares; adicionalmente en estos estudios se ha encontrado que el grado de ineficiencia de estos mercados de capitales es bastante reducido.

## Bibliografía

- BROWN, Morton B. y Alan B. FORSYTHE  
 1974 «Robust Tests for the Equality of Variances». En **Journal of the American Statistical Association** 69, 364-367.
- BALANDA, Kevin P. y H. L. MACGILLIVRAY  
 1988 «Kurtosis: A Critical Review». En **American Statistical Association**. Mayo, Vol.42, No. 2, 111-119.
- BASCH, Miguel y C. BUDNEVICH  
 1993 **Volatilidad y eficiencia en el mercado accionario: evidencia reciente para el caso chileno** (mimeo).
- CHRISTIE, Andrew A.  
 1982 «The Stochastic Behavior of Common Stock Market Variances: Value, Leverage and Interest Rate Effects». En **Journal of Financial Economics**, 10, 407-432.
- ENGLE, Robert F. y Tim BOLLERSLEV  
 1986 «Modelling the Persistence of Conditional Variances». En **Econometric Reviews** 5(1), 1-50.
- FAMA, Eugene  
 1970 «Efficient Capital Markets: a Review of Theory and Empirical Work». En **The Journal of Finance**, Vol XXV, No. 2, mayo, 383-417.
- FRENCH, Kenneth R.  
 1980 «Stock Returns and the Weekend Effect». En **Journal of Financial Economics** 8, 55-69.
- FRENCH, Kenneth R., G. William SCHWERT y Robert STAMBAUGH  
 1987 «Expected Stock Return and Volatility». En **Journal of Financial Economics** 19, 3-29.
- FRENCH, Kenneth R. y Richard ROLL  
 1986 «Stock Variances: The Arrival of Information and the Reaction of Traders». En **Journal of Financial Economics**, 17, 5-26.
- GIBBONS, Michael R. y Patrick HESS  
 1981 «Days of the Week Effects and Asset Returns». En **Journal of Business** 54, 579-596.
- GOURIEROUX, Christian, Alain MONFORT y Alain TROGNON  
 1984 «Pseudo Maximum Likelihood Methods: Theory». En **Econométrica** 52, 681-700.
- HOGG, Robert y Allen CRAIG  
 1978 **Introduction to Mathematical Statistics**. Fourth Edition. Mcmillan Publishing Co.

- HSIEH, David  
 1985 «The Statistical Properties of Daily Foreign Exchange Rates: 1974-1983». En **Journal of Monetary Economics** , 129-145.
- KEIM, Donald B. y Robert STAMBAUGH  
 1984 «A Further Investigation of the Weekend Effect in Stock Returns». En **Journal of Finance** 39, 819-837.
- LAKONISHOK, Josef y Edwin MABERLY  
 1990 «The Weekend Effect: Trading Patterns of Individual and Institutional Investors». En **The Journal of Finance**, Vol 45, No. 1, 231-243.
- SCHWERT, William G.  
 1988 **Why Does Stock Market Volatility Change Over Time?** NBER Working Paper 2798.  
 1989 «Business Cycles, Financial Crises, and Stock Volatility». En **Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy** 31, 83-126.
- STEPHAN, Jens A. y Robert E. WHALEY  
 1990 «Intraday Price Change and Trading Volume Relations in the Stock and Stock Option Markets». En **The Journal of Finance**, Vol XLV, No. 1, marzo, 191-229.
- WHITE, Halbert  
 1980 «A Heteroscedasticity-Consistent Covariance Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity». En **Econométrica** 48, 817-838.  
 1982 «Maximum Likelihood Estimation of Misspecified Models». En **Econométrica** 50, 1-26.

## Anexo 1

### Prueba de igualdad de dos distribuciones multinomiales<sup>23</sup>

Consideremos dos distribuciones multinomiales con parámetros  $n_1, p_{1j}, p_{2j}, \dots, p_{kj}$ ,  $j=1,2$  respectivamente. Consideremos  $X_{ij}$ ,  $i=1,2, \dots, k$ ,  $j=1,2$ , que representa sus frecuencias correspondientes. Si  $n_1$  y  $n_2$  son grandes, la variable aleatoria

$$\sum_{j=1}^2 \sum_{i=1}^k \frac{(X_{ij} - n_j p_{ij})^2}{n_j p_{ij}} \tag{5}$$

es la suma de dos variables aleatorias estocásticamente independientes, cada una de las cuales las tratamos como si fueran  $\chi^2(k-1)$ ; esto es, la variable aleatoria se distribuye aproximadamente como  $\chi^2(2k-2)$ . Consideremos la hipótesis

$$H_0 : p_{11} = p_{12}, p_{21} = p_{22}, \dots, p_{k1} = p_{k2} \tag{6}$$

donde cada  $p_{i1}=p_{i2}$ ,  $i=1,2, \dots, k$  no es especificado. Entonces, necesitamos estimados puntuales de estos parámetros. El estimador de máxima verosimilitud de  $p_{i1}=p_{i2}$ , basado en las frecuencias  $X_{ij}$ , es  $(X_{i1}+X_{i2})/(n_1+n_2)$ ,  $i=1,2, \dots, k$ . Notemos que sólo necesitamos  $k-1$  estimados puntuales de las primeras  $k-1$  probabilidades. De acuerdo con lo propuesto, la variable aleatoria

$$\sum_{j=1}^2 \sum_{i=1}^k \left\{ \frac{X_{ij} - n_j [(X_{i1} + X_{i2}) / (n_1 + n_2)]}{n_j [(X_{i1} + X_{i2}) / (n_1 + n_2)]} \right\}^2 \tag{7}$$

tiene aproximadamente una distribución  $\chi^2$  con  $2k-2-(k-1)=k-1$  grados de libertad. Entonces podremos probar la hipótesis que dos distribuciones multinomiales son las mismas; esta hipótesis es rechazada cuando el valor calculado de esta variable aleatoria es al menos tan grande como el valor de la tabla, con  $k-1$  grados de libertad.

### Metodología

Dividamos la muestra en dos submuestras. Si los datos fueran iid, las dos submuestras deberían tener la misma distribución. Esto puede ser probado comparando sus densidades empíricas. Partamos el evento en  $k$  regiones

23. Este anexo está basado en Hogg y Craig (1978: 320-325).

mutuamente exclusivas y colectivamente exhaustivas,  $A_1, \dots, A_k$ . Definamos que  $p_{i1}(p_{i2})$  sea la probabilidad de que una observación en la primera (segunda) submuestra caiga en la región  $A_i$ . La hipótesis nula de una distribución idéntica es expresada como:

$$H_0 : p_{i1} = p_{i2}, \text{ para } i = 1, \dots, k$$

Esta es una prueba de igualdad de dos distribuciones multinomiales y puede ser comprobada utilizando un estadístico chi-cuadrado.

No existe una regla clara al escoger un número de regiones ( $k$ ) en una partición. Para poder aplicar los resultados de la teoría de distribución asintótica, el número de regiones debería incrementarse con el tamaño de la muestra. Una posibilidad es  $k=n^{1/2}$ , donde  $n$  es el número de observaciones; Kendall y Stuart sugieren que  $k=n^{2/5}$ .

## Anexo 2

### Prueba de Bartlett (igualdad de varianzas)<sup>24</sup>

La prueba de Bartlett es una prueba de homocedasticidad, es decir, una prueba de igualdad de varianzas. Supongamos que:

$$Y_{ij} = \beta_i + \epsilon_{ij}, \quad 1 \leq j \leq n_i, \quad i = 1, \dots, p \tag{9}$$

donde las  $\epsilon_{ij}$  son variables independientes  $N(0, \sigma_i^2)$ ,  $i=1, \dots, p$ . Esta prueba se realiza a través del ratio de verosimilitud. La hipótesis nula es  $H_0: \sigma_1^2 = \dots = \sigma_p^2$  contra  $H_1: \sigma_i^2 \neq \sigma_j^2$  para algún  $i, j$ .

El estadístico utilizado es:

$$2 \log \lambda = \sum_{i=1}^p n_i \log \frac{\hat{\sigma}_i^2}{\hat{\sigma}^2} \tag{10}$$

donde:

$$\sigma_i^2 = \frac{1}{n_i} \sum_{j=1}^{n_i} (Y_{ij} - \bar{Y}_i)^2 \tag{11}$$

24. Este anexo está basado en Hogg y Craig (1978).

$$n \sum_{i=1}^p \sum_{j=1}^{n_i} (Y_{ij} - Y_i)^2 \tag{12}$$

y  $n = n_1 + \dots + n_p$ . La prueba de Bartlett reemplaza  $\sigma_i^2$  y  $\sigma^2$  por los estimados:

$$\frac{n_i}{n - 1} \hat{\sigma}_i^2, s^2 = \frac{n}{n - p} \hat{\sigma}^2 \tag{13}$$

Si  $n_1, \dots, n_p$  son grandes, la prueba del ratio de verosimilitud rechaza la hipótesis nula si y sólo si,  $2 \log \lambda \geq \chi^2_{(p-1)}$ .

Sin embargo, esta prueba de igualdad de varianzas no es robusta, debido al supuesto de normalidad implícito. Es por ello que cuando se sospecha la no normalidad de los datos se recurre a la prueba de Levene (véase el siguiente anexo).

### Anexo 3

#### Pruebas de Levene (Igualdad de Varianzas)<sup>25</sup>

Esta es una prueba de igualdad de varianzas más robusta que la prueba de Bartlett, debido a que no supone una distribución de los datos. Supongamos que:

$$x_{ij} = \mu_i + \epsilon_{ij}$$

donde es la  $j$ -ésima ( $j=1, \dots, n_i$ ) observación del  $i$ -ésimo grupo ( $i=1, \dots, g$ ), en donde las medias  $\mu_i$  no son conocidas ni se asumen que son iguales. Las  $\epsilon_{ij}$  son independientes y distribuidas idénticamente con media cero y varianzas no idénticas. Para cada grupo la media de la muestra ( $\bar{x}_i$ ) y la varianza de la muestra ( $s_i^2$ ) son estimadas de la manera usual. La prueba estadística comparada es la prueba F, donde  $F = s_1^2 / s_2^2$ . Los valores críticos de F son obtenidos de la tabla F de Snedecor con  $n_1 - 1$  y  $n_2 - 1$  grados de libertad para los percentiles  $\alpha/2$  y  $1 - \alpha$ . La prueba estadística de Bartlett mostraba los mismos resultados para el caso de dos muestras y por tanto no están reportados.

25. Este anexo está basado en Brown y Forsythe (1974).

Levene sugirió el siguiente estadístico. Supongamos que  $z_{ij} = |x_{ij} - \bar{x}_i|$ . Entonces formamos el estadístico  $W$  de una cola:

$$W_0 = \frac{\sum_i n_i (\bar{z}_i - \bar{z}_{..})^2 / (g - 1)}{\sum_i \sum_j (z_{ij} - \bar{z}_i)^2 / \sum_i (n_i - 1)} \tag{14}$$

donde

$$z_i = \sum z_{ij} / n_i$$

y,

$$\bar{z}_{..} = \sum \sum z_{ij} / \sum n_i$$

Los valores críticos de  $W_0$  son obtenidos de la tabla F de Snedecor con  $g-1$  y  $\sum_i(n_i-1)$  grados de libertad. Formulaciones alternativas de la prueba de Levene consisten en reemplazar  $z_{ij}$  por  $\sqrt{z_{ij}}$  o por el  $\log(z_{ij})$ . Dado que en nuestro análisis empírico ambos son menos poderosos que usar  $z_{ij}$  (a pesar que  $z_{ij}$  es muy parecido), sólo los  $W_0$  son mostrados.

## Anexo 4

### Prueba de White<sup>26</sup>

Es una prueba basada en el hecho que la presencia de heteroscedasticidad lleva a estimar una matriz de covarianza que es inconsistente (Ver White 1980). Supongamos que  $\hat{e} = (\hat{e}_1, \hat{e}_2, \dots, \hat{e}_T)'$  sea el vector de residuos de mínimos cuadrados ordinarios y supongamos que el estimador de la varianza de mínimos cuadrados ordinarios sea  $\hat{V} = (T-K)^{-1} \hat{e}' \hat{e}$ . En presencia de homocedasticidad,  $\hat{V} = T^{-1} \sum \hat{e}_t^2 x_t x_t'$  y  $\hat{V} = T \hat{\sigma}^2 X'X$  serán estimadores consistentes de la misma matriz. Sin embargo, en presencia de heteroscedasticidad, los estimadores tenderán a diferir, a menos que la heteroscedasticidad sea de algún tipo que no dependa de  $X$ . Es entonces necesario realizar alguna prueba que nos indique si es que la diferencia entre  $\hat{V}$  y  $\tilde{V}$  estadísticamente significativa. La versión más simple de este estadístico para este propósito está dada por  $TR^2$ , donde  $R^2$  es el coeficiente de correlación múltiple de  $\hat{e}_t^2$  sobre las variables en  $(x_t' \otimes x_t')$ , en donde se omiten las redundancias (repeticiones) y en donde se incluye una constante (si es que la regresión original no la utiliza). Bajo la hipótesis nula,  $TR^2$  tiene una distribución  $\chi^2$  asíntótica con tantos grados de libertad como variables explicativas tiene la regresión auxiliar, excluyendo la constante.

26. Este anexo está basado en White (1980).