

Análisis del Rendimiento de los Activos que Cotizan en el Mercado de Valores de la Argentina

Carlos Swoboda

Versión al 10/10/00.

Se agradecen comentarios a: swoboda@arnet.com.ar

Introducción

En el trabajo se analizan los datos históricos de los rendimientos de las acciones que integran el denominado panel líder en el Mercado de Valores de la Argentina. El período que se considera va desde enero de 1993 hasta fines de 1998. De esta forma se tiene un número suficiente de observaciones como para confeccionar una distribución de frecuencia que sea representativa, donde además los datos son homogéneos, ya que no se mezcla información proveniente de momentos económicos con características muy disímiles y que pueden conducir a aceptar o rechazar hipótesis incorrectas o verdaderas respectivamente. Los cambios estructurales que se produjeron en la Argentina a partir de las dos hiper inflaciones que consistieron en una mayor apertura de la economía hacia la competencia internacional, la reforma del estado, la venta de empresas públicas, la desregulación económica y la convertibilidad modificaron sensiblemente la situación en que históricamente venían operando las empresas. Este nuevo marco de referencia obligó a los administradores de las firmas a redefinir las estrategias de inversión y de financiamiento lo cual se vio reflejado en la tasa de rentabilidad observada y en su desviación estándar. Por ello la ampliación del análisis a un período de tiempo más prolongado puede inducir a cometer errores.

El estudio de los rendimientos observados de los activos financieros y los índices bursátiles es importante por varias razones: a) el inversor al conocer la forma de la distribución de frecuencia le facilita la estimación del rendimiento futuro y del riesgo de cada uno de los activos, les permite ordenarlos por grado de riesgo, combinarlos formando carteras y analizar el

rendimiento requerido para incorporar un título al portafolio de activos; b) los operadores económicos se encuentran con información indirecta sobre cuáles pueden ser los factores económicos subyacentes que hacen que los rendimientos de los activos se modifiquen a través del tiempo; c) los estudiosos de los temas financieros cuentan con información empírica para corroborar o no la validez de los principales supuestos en que se edifican los modelos utilizados en la fijación de los precios de los activos financieros o de sus respectivos derivados.

El análisis de los rendimientos de las acciones que cotizan en el mercado de valores tiene entonces un doble objetivo: por un lado determinar el tipo de distribución que ha generado dicha muestra a través del estudio de los retornos diarios y mensuales de los activos y por el otro estimar la volatilidad implícita de los títulos y de los índices bursátiles la cual sirve, entre otras cosas, para la valuación de los derivados financieros (la desviación estándar es fundamental en la determinación del precio de las opciones de compra o de venta a través de la fórmula de Black-Scholes).

A lo largo del trabajo se considera que los rendimientos observados de las acciones provienen de una determinada distribución de probabilidades de forma tal que el rendimiento esperado de un título en el próximo período es una variable aleatoria. Una de las características más importante del rendimiento de un activo financiero es su aleatoriedad por tanto es crucial para el inversor conocer el tipo de incertidumbre que los mismos pueden presentar. Una forma apropiada de caracterizar el comportamiento de una variable aleatoria se logra a través del conocimiento de la función de distribución, por ende es importante identificar en forma lo más aproximada posible cuál es la que mejor la representa. Entonces, al ser la media, la desviación estándar y la distribución desconocidas hay que buscar alguna alternativa que permita establecer cuál es el valor de los parámetros y la forma de la figura respectivamente. Dentro de estos aspectos el tema de si la distribución de los rendimientos de los activos tiene o no una varianza finita es de suma importancia. Ya que si la varianza es infinita muchas de las técnicas estadísticas y de los modelos teóricos ampliamente utilizados en el análisis de portafolio que toman éste segundo momento como elemento clave pierden

validez. No obstante, la situación no es tan dramática ya que existen alternativas teórica que contemplan los casos de distribuciones no normales estables, sin embargo los costos de abandonar la hipótesis de normalidad pueden llegar a ser elevados en términos de las complicaciones que traen.

De este modo, comprobar si la distribución de los rendimientos de las acciones que cotizan en el Mercado de Valores de la Argentina es normal resulta de fundamental importancia, ya que de verificarse su presencia el análisis de portafolio se simplifica notablemente debido a que el mismo se reduce a la obtención de la media y la varianza, que son los dos únicos parámetros que diferencian a una distribución normal de otra. Estos últimos son los insumos básicos para construir la frontera de carteras eficientes, la cual a la postre sirve para determinar el rendimiento esperado de cada uno de los activos que la conforman a través del modelo del precio de los activos financieros. Esto se debe a que la distribución normal al ser estable ante la suma, cualquier cartera que con ellos se forme también tendrá una distribución normal. Si a esto último se le añade el supuesto de que los inversores tienen en promedio aversión al riesgo queda completa la teoría de la formación de los precios de los activos financieros.

El trabajo consta de varias partes donde en la primera se efectúa una breve reseña histórica en torno a como se fue dando la discusión de cuál es la forma de la distribución de los rendimientos de las acciones. En la segunda se analizan los principales parámetros que identifican a cada una de las acciones consideradas. Mientras que en la tercera se describen los estadísticos utilizados y se analizan los datos. Por último se presentan las conclusiones finales del trabajo y las líneas futuras a investigar.

Breve reseña histórica

La naturaleza de la distribución de los rendimientos de las acciones que cotizan en el mercado de valores ha sido motivo de preocupación, tanto para los economistas como para los estadísticos, desde hace bastante tiempo atrás. Este es, posiblemente, uno de los aspectos que más controversia ha generado

dentro de la teoría de las finanzas. Muchos de los modelos teóricos y de los métodos empíricos utilizados suponen que la distribución de frecuencia de los rendimientos de las acciones se asemeja a una normal multivariante con parámetros estables o estacionarios en el tiempo. Una de las ventajas que se deriva de la hipótesis de normalidad es que la misma es estable ante la suma, de modo tal que cualquier cartera formada con esos activos también lo es. Incluso es posible comprobar que si la distribución de los rendimientos no es aproximadamente normal, la distribución de carteras bien diversificadas se asemeja a una normal (donde el número de activos que deben integrar la cartera para lograr la distribución normal depende de lo alejado que este cada uno de los componentes de la distribución normal).

Las discusiones en torno a este tema fueron variadas a través del tiempo. Se tienen así, a modo de inicio, los trabajos de Bachelier (1900) y Osborne (1959). Ellos habían supuesto que los cambios en los precios de las acciones eran independientes e idénticamente distribuidos, siendo la distribución de probabilidades aproximadamente normal. La justificación de normalidad en la distribución la encontraron en el teorema central del límite. El mismo sostiene que cuando las observaciones de un experimento son el resultado de una serie de hechos múltiples e independientes y que actúan sumando efectos, cada uno de ellos de poca importancia, cabe esperar que las observaciones tengan una distribución normal. Según ellos, estas circunstancias se daban en el mercado de valores ya que el número de transacciones diarias o mensuales eran muy grandes y por tanto los cambios en los precios a través de los diferentes intervalos eran el resultado de la suma de muchas variables independientes.

Kendall (1956) afirmó que los cambios semanales de precios en el mercado de valores de Londres provenían de una distribución normal, pero advertía la presencia de leptocurtosis (exceso de curtosis), esto implicaba afirmar que el número de observaciones alrededor de la media y de las colas que presentaba la distribución de frecuencia empírica era superior a las que se daban en el caso de una distribución normal.

Cootner (1962) corroboró la existencia de leptocurtosis en la distribución de los cambios semanales en los precios de los activos, mostrando

que sólo en 2 de las 45 series consideradas se presentaba un valor menor que 3 (éste es el valor que asume el indicador de curtosis cuando la distribución es normal), donde el promedio llegaba a 4,90. Sin embargo, advirtió que al tomar lapsos de tiempo más prolongados las distribuciones observadas se aproximaban a la normal. Además, en su intento por explicar el porque de la existencia de esas "irregularidades" en la distribución empírica advirtió que el comportamiento del mercado era en realidad más complicado de lo que sostenía el modelo del "random walk" y por ello era necesario buscar instrumentos financieros más sofisticados a los fines de efectuar un mejor análisis del mismo.

Por entonces también se sostenía que los valores extremos provenían de distribuciones diferentes a las que se daban en la mayoría de los casos y por ende se podía excluirlos de la muestra o atemperar sus valores originales. El problema pasaba a encontrar una explicación ex post del fenómeno del por qué habían aparecido rendimientos tan diferentes de los que normalmente se observaban.

Mandelbrot (1963) consideró que dada la frecuencia con que aparecían los casos extremos (lepto curtosis) el hecho de excluirlos del análisis le restaba seriedad a los trabajos que por entonces existían. Al respecto Mandelbrot sostenía que la distribución de los cambios en los precios era una distribución Pareto estable que presentaba un valor medio finito y una varianza infinita (contrario a lo que establece la hipótesis de normalidad). Donde una de las propiedades más importante de éste tipo de distribuciones es su estabilidad ante la suma. Esto invalidaba el uso de muchos de los instrumentos del análisis financiero tradicional que se basaban en el cumplimiento de la hipótesis de normalidad ya que conducirían a importantes errores de predicción.

Fama (1963) al estudiar los rendimientos diarios y mensuales de las acciones más importantes correspondientes al sector industrial (Dow Jones Industrial) también detectó la existencia de lepto curtosis y afirmó que la distribución de frecuencia observada de los cambios en los precios se ajustaba mejor a una distribución Pareto estable (el exponente característico α era consistentemente menor que 2) que a una normal (en éste caso α es igual a

2). De aquí surge que la varianza es infinita, por tanto cualquier técnica estadística que se base en un segundo momento finito queda invalidada. Sin embargo, en su libro (1976) sostuvo que la distribución de frecuencia de los rendimientos mensuales era cercana a la normal. Teichmoeller (1971) estudió la distribución de los rendimientos diarios y de hasta diez días de 30 empresas que pertenecían al "New York Stock Exchange" concluyendo que la misma pertenecía a la clase de estables no normales, con exponentes característicos menores que los estimados por Fama y Roll (1971). Los coeficientes α promedios permanecían bastante estables a medida que el intervalo de tiempo para definir el rendimiento pasaba de un día a dos luego a cinco y por último a diez días.

Officer (1972) determinó que los rendimientos de las acciones cumplían con algunas, pero no todas, de las propiedades de las distribuciones Pareto estables y que las mismas presentaban problemas de leptocurtosis. Los rendimientos mensuales correspondientes a una muestra de 39 acciones eran razonablemente estables hasta adiciones de cinco meses, sin embargo el promedio de los α estimados tendía a incrementarse a medida que aumentaba el intervalo de tiempo (entrando en contradicción con Teichmoeller). Otros estudios como el de Praetz (1972), demostraron que a pesar de las asimetrías observadas en la distribución de los rendimientos de los activos era posible sostener la hipótesis de varianza finita. Blattberg y Gonedes (1974) señalaron que la distribución observada de los rendimientos mensuales se ajustaba a la hipótesis de normalidad. Hsu, Miller y Wichern (1974) afirmaron que no existían argumentos importantes para representar la distribución de los rendimientos de las acciones a través de las distribuciones estables no normales. La distribución era no estacionaria en los parámetros de escala y que en los subperíodos donde los comportamientos eran más o menos homogéneos la distribución normal con una varianza finita resultaba adecuada para identificar el comportamiento de los rendimientos. En otros términos proponían el uso de la normal con una varianza no estacionaria donde los cambios se daban en períodos de tiempo irregulares. De este modo, los trabajos empíricos encontraron un fuerte respaldo para usar los modelos tradicionales.

Explicaciones alternativas del por qué en las colas de las distribuciones observadas de los retornos de las acciones aparecían más datos que los correspondientes a una normal ponían énfasis en el hecho de que el verdadero proceso de generación de retornos era una mezcla de distribuciones normales donde la varianza era una variable aleatoria (Praetz y Blattberg y Gonedes). De forma tal que el rendimiento observado podía provenir, por ejemplo, de una mezcla de distribuciones donde una correspondería a situaciones en las cuales no se da ningún tipo de cambio o modificación, otra a acontecimientos propios de la firma y una tercera relativa a información común a todas las empresas (variables macroeconómicas). Obligando a realizar más esfuerzos para identificar y poder entender cuáles son los factores económicos que hacen variar los rendimientos de las acciones.

Las técnicas analíticas usadas a lo largo de estos años para corroborar o no la hipótesis de normalidad fueron variadas. Entre ellas se destacan: el rango de Student, la comparación entre las frecuencias observadas y las teóricas correspondientes a una distribución normal, la estimación de los parámetros correspondientes a una distribución Pareto estable. Las alternativas mencionadas son algunas de las múltiples opciones que se fueron empleando a los efectos de develar este importante rompecabezas de las finanzas.

La complejidad del problema que implica determinar la forma de la distribución de frecuencia de los rendimientos de las acciones hace necesario recordar que, cuando se está frente a situaciones conflictivas de la naturaleza como la que se ha mencionado anteriormente, una hipótesis nunca puede ser probada como verdadera o como falsa con certeza absoluta, siempre se acepta o se rechaza con algún grado de confianza.

Consideraciones generales en torno a los datos

En el trabajo se analizan los rendimientos mensuales de 15 de las 24 empresas que a diciembre de 1998 integraron el denominado panel líder del

Mercado de Valores de Buenos Aires. Las compañías elegidas son las más representativas del mercado, tienen presencia bursátil permanente y vienen operando por lo menos desde hace cinco años con relación a la fecha tope fijada para el análisis. En 1998 dichas empresas representaron el 86,9% del Índice Merval correspondiente al cuarto trimestre de ese año y el 70,3% de la capitalización bursátil (6 de ellas se encuentran dentro de las 10 más importantes). Además, sumaron el 86,2% del monto efectivo negociado tomando en cuenta la rueda tradicional, la negociación continua y el Sistema Integrado de Negociación Asistida por Computadora (SINAC) (Cuadro 1).

Las empresas del panel líder que fueron dejadas de lado obedeció a que el número de observaciones disponibles no era lo suficientemente amplio como para confeccionar una distribución de frecuencia que fuese significativa para extraer conclusiones acerca de la naturaleza de la misma.

Cuadro 1

Capitalización bursátil, Monto efectivo negociado e Índice Merval

Empresa	Capitalización Bursátil		Monto Efectivo negociado		Merval ¹
	En mill de \$	En %	En mill de \$	En %	En %
YPF	9866	21,8	6667	25,9	10,6
Telefónica	6102	13,5	5703	22,1	9,3
Telecom	5562	12,3	1415	5,5	3,7
Pérez	3561	7,9	3661	14,2	19,6
Bco Galicia	1784	3,9	775	3,0	3,8
BcoFrancés	1325	2,9	661	2,6	2,5
Siderca	1140	2,5	730	2,8	9,6
Astra	684	1,5	420	1,6	2,6
Irsa	523	1,2	255	1,0	1,9
Molinos	412	0,9	s/d	s/d	2,2
Acindar	278	0,6	730	2,8	8,6
Comercial	184	0,4	250	1,0	2,7
Indupa	175	0,4	243	0,9	1,8
Renault	166	0,4	523	2,0	5,8

Alpargatas	34	0,1	185	0,7	2,2
Total	31796	70,3	24183	93,8	86,9

Fuente: Anuario Bursátil 1998 de la Bolsa de Comercio de Buenos Aires e Informe Mensual del Instituto Argentino de Mercado de Capitales.

¹ Corresponde a la participación inicial del primero de octubre de 1998.

El período a considerar para todas las firmas, con la excepción de YPF, va desde enero de 1993 hasta diciembre de 1998. En el caso de la petrolera la fecha de inicio se ubica en el mes de agosto del mismo año que las restantes. La elección de este lapso de tiempo obedece a que se tiene una serie de datos bastante homogénea, ya que no se mezcla información proveniente de momentos económicos con características muy disímiles y que pueden conducir a aceptar o rechazar hipótesis incorrectas o correctas respectivamente, tal como sucedería si se toman los años donde se dieron las dos hiper inflaciones que tuvo la Argentina (debido a los problemas que surgen cuando se trabaja con valores ajustados por inflación, en particular cuando las variaciones en los niveles de precios fueron muy pronunciadas, como lo fue el caso de la década del 80). Además, por esa fecha ya sea habían atemperado los efectos iniciales que en el mercado bursátil produjo la aplicación de la ley de convertibilidad y las reformas estructurales instrumentadas. Durante 1991 y gran parte del año siguiente se produjo un excesivo aumento en los precios de los títulos, el cual a mediados de junio de 1992 se ajustó hacia abajo y en forma considerable, dejando la sensación de que el mercado había estado operando en forma ineficiente durante un período “demasiado prolongado” para mercados de ésta naturaleza.

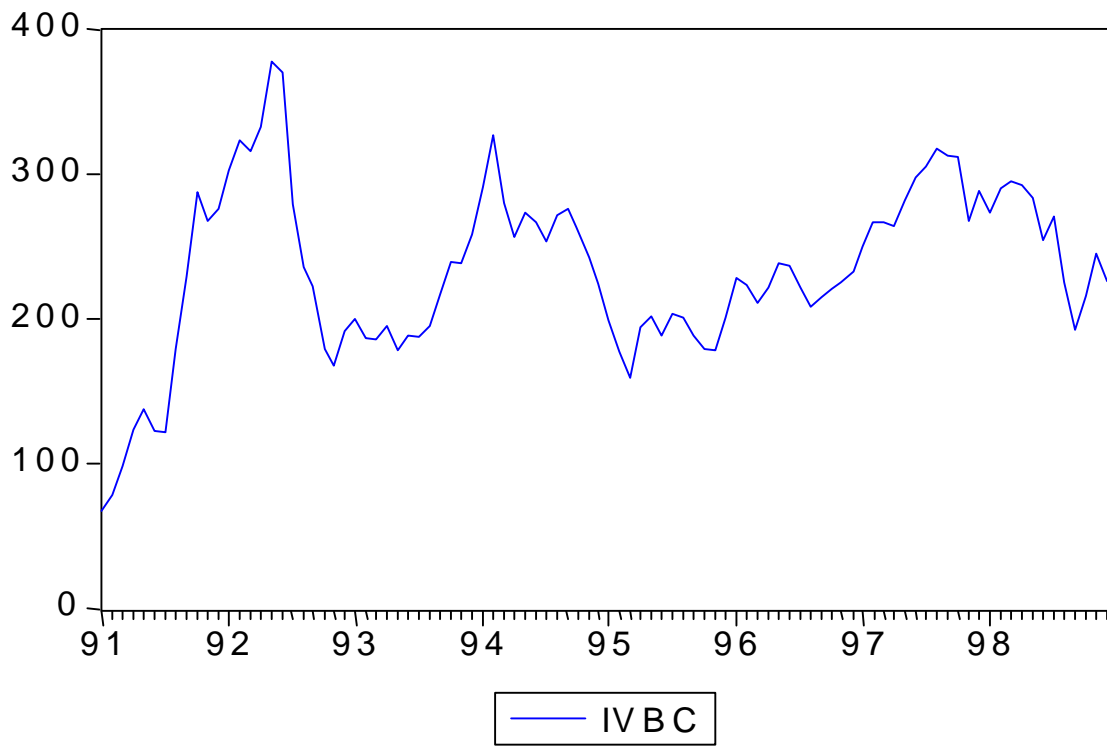
El Mercado de Valores durante el período 1991/98

Los cambios que se efectuaron en la política económica de la Argentina a partir del segundo trimestre de 1991, en un contexto internacional donde la tasa de interés externa estaba en baja, generaron expectativas favorables en los diferentes sectores sociales lo cual se manifestó en un considerable crecimiento en el nivel de actividad interna y en una brusca reducción de la

tasa de inflación. El rápido incremento en las reservas internacionales permitió la expansión de la base monetaria y del grado de monetización de la economía. Esto, más el aumento de los depósitos, ayudó a que creciera el crédito al sector privado y se reactivara la demanda agregada interna (consumo e inversión). Por otro lado, la certidumbre cambiaria disminuyó el riesgo país lo cual incentivó el ingreso de importantes flujos de capitales externos (la diferencia entre la tasa de interés local y la internacional era muy atractiva para los inversores). Además, la reducción de la tasa de interés pasiva desalentó determinadas colocaciones a plazo, recursos que se desviaron al gasto en consumo o a la inversión bursátil.

El mercado de valores no fue ajeno a esa tendencia registrando una expansión muy importante con relación al año anterior. La capitalización bursátil entre fines de 1990 y 1991 creció en términos de moneda constante un 442,4% (Cuadro 2), mientras que el rendimiento correspondiente a un conjunto de acciones seleccionadas acorde a su representatividad en el mercado fue levemente inferior al 400%. El Índice de Valor de la Bolsa de Comercio (IVBC) a valores constantes (promedios mensuales) registró entre marzo y diciembre una suba que en términos reales llegó al 182,5%; en agosto de 1991 el aumento con respecto al mes anterior fue del 47,4% real (Cuadro 3). La Figura 1 muestra lo pronunciado del salto cuantitativo que se presentó en el período y cómo después de algunos retrocesos hacia final de 1991, la tendencia alcista siguió hasta mediados de 1992. El monto diario negociado en acciones se expandió algo más de 13 veces, pasando de un promedio de 2,2 millones de pesos en enero de 1991 a uno de 30 millones de pesos para el cuarto trimestre del mismo año.

Figura 1
Índice de Valor de la Bolsa de Comercio
Promedios mensuales en valores constantes



Indice

Año

Fuente: Anuario Bursátil 1998 de la Bolsa de Comercio de Buenos Aires.

En el mercado primario la emisión de nuevas acciones y la admisión de obligaciones negociables para su cotización también experimentaron subas sustanciales. Las primas negociadas en el mercado de opciones en términos mensuales se expandió más de 40 veces y las de cauciones en un 178%. Además, a pesar de que el número de sociedades autorizadas a cotizar disminuyó (se pasó de 179 a 170 compañías) se incorporó Telefónica Argentina cuyo capital autorizado era superior al de todas las empresa salientes. Desde el punto de vista institucional se tendió a profesionalizar el mercado a través de la vinculación informática entre los agentes y los clientes, apareció el mercado de futuros, se liberalizaron las comisiones, se modificaron los derechos de bolsa y se mejoró el tratamiento impositivo de las emisiones e inversiones en títulos privados. Todos estos factores potenciaron aún más el crecimiento de la actividad bursátil que había generado el cambio en las políticas macroeconómicas instrumentado a partir de abril de 1991.

Cuadro 2

Capitalización bursátil y suscripción de acciones

En millones de pesos de diciembre de 1998 y tasas de variación anuales

Año	Capitalización bursátil		Suscripción de acciones	
	Valor	Variación %	Valor	Variación %
1990	4588		278	
1991	24883	442,4	377	35,6
1992	21289	-14,4	372	-1,3
1993	46883	120,2	1175	215,9
1994	37853	-19,3	738	-37,2
1995	38176	0,9	241	-67,3
1996	45115	18,2	660	173,9
1997	59634	32,2	1206	82,7
1998	45292	-24,1	929	-23,0

Fuente: Elaboración propia de información del Anuario Bursátil 1998 de la Bolsa de Comercio de Buenos Aires.

En este contexto los precios de las acciones alcanzaron cifras alejadas de los “verdaderos” valores intrínsecos (hecho bastante difícil de aceptar en un mercado competitivo y eficiente, aun cuando se pueda utilizar como atenuante la euforia por la que se estaba atravesando) y por tanto era de esperar que en cualquier momento se habría de producir una brusca corrección hacia la baja.

La euforia finalizó en julio de 1992 cuando se registró una fuerte caída en el Índice de Valor que llegó con relación al mes previo al 24,6%. La tendencia hacia la baja duró hasta noviembre con una contracción acumulada del 54,8%; de todos modos el Índice quedó un 96,3% por encima valor del registrado en marzo de 1991. Los montos efectivos negociados en papeles privados alcanzaron cifras significativas e ingresaron a la oferta pública empresas que eran líderes en los rubros de su actividad principal (Sevel Argentina, Telecom, Citicorp Equity Inv., entre otras).

Cuadro 3
Índice de Valor de la Bolsa de Comercio
Promedios Mensuales a Valores Constantes

Mes/Año	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
Enero	66,8	302,4	199,2	290,7	198,9	228,3	250,2	272,9
Febrer	78,0	323,1	186,6	326,8	177,6	223,4	266,2	290,5
Marzo	97,8	316,0	186,1	279,7	159,0	211,1	266,6	294,6
Abril	123,9	332,7	194,9	256,0	184,5	220,9	263,4	292,2
Mayo	137,8	378,1	177,9	272,9	201,4	238,1	282,0	283,2
Junio	122,2	369,8	188,1	266,1	188,2	236,8	297,4	254,0
Julio	121,1	278,8	187,3	253,3	203,1	221,1	305,1	271,0
Agosto	178,6	235,9	195,4	271,2	200,9	208,5	317,2	225,2
Setiem	229,0	222,0	216,3	276,4	188,0	215,0	312,6	192,5
Octubr	287,6	179,1	239,0	262,9	178,8	220,5	311,8	215,7
Noviem	267,9	167,2	238,7	242,1	178,3	225,0	267,5	244,9
Diciem	276,2	191,9	257,7	224,1	200,7	232,9	288,3	226,3

Fuente: Anuario Bursátil 1998 de la Bolsa de Comercio de Buenos Aires.

Las razones que originaron la brusca contracción se encontraban tanto en el frente externo como en el interno. Entre las primeras se destacaba fundamentalmente el cambio en las expectativas de los operadores internacionales con respecto a la confiabilidad de los países latinoamericanos. Los mismos presentaban problemas tanto en la cuenta corriente del balance de pagos como en la faz política. Esto jugó en contra de la región y de ese modo parte de los capitales externos comenzaron a retirarse de la Argentina. En cuanto al frente interno, el ritmo de crecimiento de la actividad económica mostraba algunos signos de debilitamiento en los indicadores de la actividad industrial (Índice de Producción Industrial y PBI trimestral) y la realización de una importante huelga de carácter nacional contra la política económica que se venía aplicando. Todo esto junto a la necesidad de ajustar los precios de las acciones (sobre valuación) fue suficiente como para producir la mencionada caída en los diferentes indicadores bursátiles.

Hacia diciembre de 1992 se inició la segunda onda expansiva de la década de los noventa, pero con menor fuerza o ímpetu que la anterior y cuya duración se habría de prolongar hasta febrero de 1994 con un crecimiento del 95,4% en el Índice de Valor (Figura 1 y Cuadro 3). El valor máximo del Índice quedó un 13,5% por debajo del mayor nivel alcanzado en el anterior ciclo ascendente, no obstante ello los operadores volvieron a sobre estimar los precios de las acciones. Varios factores confluyeron para que se diera éste período de expansión bursátil: un cambio positivo en la confianza de los inversores internacionales en cuanto a Latinoamérica y a la Argentina que se concretó en un considerable ingreso de capitales de corto plazo (por entonces el país mostraba una clara intención de continuidad en las políticas económicas que venía aplicando); además se habían registrado mejoras aceptables en los indicadores de productividad y de eficiencia en el uso de los factores de la producción, el ingreso al régimen de oferta pública de empresas tales como YPF, Banco del Sud, American Plast, Central Puerto y Central Costanera y la implementación de legislación que permitía el desarrollo de nuevos instrumentos (entre otros la ley 24083). La fuerte expansión de la inversión bruta interna fija (IBIF) y de las compras de bienes de capital al exterior que se venía dando estaban produciendo resultados positivos en

cuanto al grado de mejoría de la competitividad de la economía nacional (en algunos sectores en particular). En 1993, la IBIF a precios de 1986 creció un 13,7% con respecto al año anterior, mientras que el PBI lo hacía en un 6,0%. La participación de la IBIF en el PBI pasó del 19,6% en 1992 al 21,0% en 1993.

La tendencia alcista mencionada en el párrafo anterior se quebró a principios de 1994 debido fundamentalmente a los efectos desfavorables que para el país producían los cambios que se estaban dando en los mercados internacionales. En el primer trimestre del año la Reserva Federal de los Estados Unidos comenzó a incrementar la tasa de interés doméstica que junto con la recuperación en el ritmo de crecimiento de la mayoría de las economías de los países más desarrollados provocaron una sensible reducción en los flujos de capitales de corto plazo hacia los mercados emergentes. Por el lado interno, la expansión del gasto público que comenzó a observarse a mediados de 1994 incrementó el déficit fiscal que a la postre se vio reflejado en un aumento del riesgo país, reforzando aún más los efectos negativos que traía la suba de la tasa de interés internacional (se generó incertidumbre sobre la continuidad del plan de convertibilidad). Además, en el segundo semestre del año los cambios desfavorables en las expectativas se habían trasladado a las decisiones de inversión y muchos proyectos comenzaron a suspenderse. En el cuarto trimestre, el temor de que México podría sufrir una crisis económica de magnitud considerable iba en permanente ascenso, acontecimiento que se manifestó en forma palpable en los últimos días de diciembre. Entre los meses de marzo y noviembre de 1993 el IVBC pasó de un valor de 279,7 a otro de 242,0, con importantes niveles de volatilidad de precios dentro de los extremos señalados.

La crisis del tequila terminó de consolidar la caída de la actividad bursátil que se venía dando desde inicios de 1994 (entre diciembre 94 y enero 95 el descenso llegó al 16,7%). La merma en los niveles de confianza que la devaluación mexicana había producido en los operadores hizo que se registrase una importante salida de capitales hacia el exterior. Al caer los depósitos se generó una gran iliquidez en el sistema financiero que se manifestó en una considerable reducción en el valor de cotización de las

acciones y de los bonos. La pronta intervención del Banco Central, a través de una mayor dolarización del sistema y de la instrumentación de una red de seguridad bancaria entre otras medidas, pudo contrarrestar los efectos negativos del tequila. De este modo, la caída del Índice de Valor en el período febrero 94 - marzo 95 fue del 51,3% (el aumento en el índice con respecto a marzo de 1991 se ubicaba por encima del mismo en un 62,6%).

A partir de abril de 1995 comenzaron a vislumbrarse algunas tenues señales de que se estaba saliendo de la crisis y la actividad bursátil tuvo un leve repunte pero con oscilaciones pronunciadas, resultado de las dudas que la crisis del tequila había dejado en los inversores acerca del futuro de los mercados emergentes. El ciclo positivo recién se consolidó en el mes de diciembre de 1995 y se prolongó hasta agosto de 1997 (con una duración de 29 meses). Entre la fecha de inicio y de finalización del ciclo expansivo se registró una elevada tasa de crecimiento del Índice de Valor que llegó al 99,5%. El nivel de actividad económica, luego de varios trimestres de expansión, en el segundo trimestre de 1995 cayó un 4,6% con respecto a igual período del año anterior y continuó con valores negativos hasta el primer trimestre de 1996. El PBI durante el año 1995 disminuyó el 4,6%, la tasa de desocupación en la medición de mayo llegó al 18,4% y en la de octubre al 16,4%. Como se aprecia el año 1995 fue particularmente difícil para la actividad económica y para la bursátil. Pero, por otro lado, las tasas de interés de los principales países desarrollados mostraban un movimiento descendente que paulatinamente iba induciendo a los inversores a colocar capitales en los mercados emergentes atraídos por las diferenciales de tasas. El volumen transado de papeles privados (acciones y cupones operados en rueda y sesión continua) durante 1995 experimentó un fuerte descenso llegando a 31894,9 millones de pesos (un 71,7% más bajo que el registrado en el año previo que alcanzó los 112827,9 millones de pesos), el valor efectivo de las suscripciones fue de 237, 6 millones de pesos (un 66,4% inferior a la registrada en el año anterior). No obstante, los precios pudieron recuperarse hacia fin de año quedando por encima de los observados al final de 1994 (la recuperación entre fin de diciembre de 1994 e igual fecha de 1995 fue del 16,0%). En esta recuperación intervinieron varios factores: por un lado había claras señales de

recuperación de la actividad económica, se hablaba de una segunda reforma del estado, la situación financiera de México se había estabilizado disminuyendo la desconfianza en torno a la evolución de los mercados emergentes. El año 1996 mostró una tendencia positiva en la tasa de expansión de la actividad económica (el PBI creció un 4,3%). La tasa de inflación continuó en baja, el nivel de depósitos fue en permanente recuperación, el volumen de préstamos creció considerablemente, la recesión interna había terminado y el nivel de actividad comenzaba a incrementarse, las exportaciones crecieron en forma considerable. Además, el mercado internacional del crédito presentaba condiciones de elevada liquidez y el riesgo soberano de los bonos argentinos caía en forma considerable. Durante el primer semestre de 1996 se registraron algunas subas de poca importancia en el precio de las acciones entre julio y agosto, a raíz de la incertidumbre que había generado el cambio del ministro de economía se observaron descensos que llegaron al 11,9% en términos del Índice de Valor (la tasa de interés en ese lapso de tiempo subieron). A partir del cambio de la autoridad económica con algunas oscilaciones se dio un constante crecimiento en el Índice. La capitalización bursátil con respecto a diciembre de 1995 se incrementó en un 18,2% y el Índice de Valor y el Merval se incrementaron en un 16,0% y 25,0% respectivamente (las diferencias obedecen a la composición de cada uno de ellos). Cabe señalar que durante 1996 se produjeron cambios operativos tendientes a hacer más transparentes al mercado bursátil y se redujeron los derechos correspondientes a las operaciones en la rueda. La tendencia en alza continuó durante casi 8 meses de 1997 con la misma tónica descripta para el año anterior.

En el mes de setiembre de 1997 se inició un ciclo de contracción en el mercado de valores que, con algunas mejoras puntuales a principios de 1998 y con una profunda caída en setiembre de ese año, habría de prolongarse hasta diciembre de 1998. El período se caracterizó por un escenario internacional muy inestable que produjo subas y bajas en los diversos índices bursátiles acorde se iban presentando las diversas crisis que se dieron en las denominadas economías emergentes. La crisis internacional comenzó en julio de 1997 en Tailandia y en forma paulatina se fue expandiendo a otros países

del sudeste asiático. Los importantes ingresos de capitales que tuvo el sudeste asiático habían servido para financiar un aumento en el consumo y en la compra de activos, que llevó los precios de éstos últimos a niveles muy elevados. Hacia fines de octubre, un ataque especulativo contra la moneda de Hong Kong produjo una caída en el mercado de acciones la cual se propagó en la mayoría de las bolsas mundiales (entre el 22 de octubre y el último día operable de dicho mes cayó el 19,4%). Este fenómeno habría de durar poco tiempo ya que pronto se fueron disipando los temores de que la crisis mundial habría de profundizarse y a mediados del cuarto trimestre de 1997 las bolsas internacionales comenzaron a recuperar posiciones. Lo mismo sucedió en la Argentina donde entre diciembre de 1996 y diciembre de 1997 el Índice de Valor registró un incremento del 23,7%, sin embargo el Índice a fines de diciembre de 1997 quedó un 9,7% debajo del máximo valor alcanzado en agosto del mismo año (Figura 1 y Cuadro 3). El primer semestre de 1998 se caracterizó por movimientos erráticos sin mayores cambios en los precios hasta que el “default” de Rusia de agosto provocó importantes caídas en los valores bursátiles. El Índice de Valor en agosto perdió con respecto al mes anterior un 16,9%. Por último, a finales del año la inestabilidad económica y financiera por la que estaba atravesando Brasil terminó por deprimir aún más el mercado. Todos estos impactos, en mayor o menor grado, incrementaron el riesgo soberano y los flujos de fondos hacia los mercados emergentes se fueron reduciendo (en el cuarto trimestre de 1998, la disminución de la tasa de interés en los Estados Unidos sirvió para evitar que las consecuencias fuesen más pronunciadas). La parte real de la economía también se vio afectada ya que disminuyó el crédito interno, la inversión y la demanda de bienes de consumo durables. Por otro lado, los factores internos hacían que los efectos externos se vieran potenciados y la economía Argentina comenzó a transitar por una senda de reducción en el nivel de actividad y un aumento en la tasa de desempleo. De esta manera, entre agosto de 1997 y diciembre de 1998 el Índice de Valor cayó un 28,7%. Si ahora se compara diciembre de 1997 con igual mes de 1998 se tiene que la capitalización bursátil disminuyó un 24,1% mientras que el Merval tuvo un retroceso de un 37,4%; el PBI creció un 4,3% registrando en el último trimestre del año una caída del 0,5% (con respecto a

igual período del año anterior). Es también importante destacar la brusca caída que se produjo en los montos negociados anuales en acciones y cupones que pasó de los 37827 millones de pesos en 1997 a 25978 millones de pesos en 1998. Esto constituyó un considerable achicamiento del mercado de acciones que va de tener repercusiones en cuanto al futuro del mercado.

Los rendimientos mensuales promedio de los títulos elegidos

Los Cuadros 4 y 5 muestran la evolución de los rendimientos anuales y anuales promedios de algunos títulos privados seleccionados y un título público que para el caso es el Bono Externo serie 89 entre los años 1990 y 1998. Los valores que aparecen en la diagonal principal corresponden a las tasas anuales de rendimiento real mientras que los demás indican la tasa promedio que se dio en un determinado período. Por ejemplo, en el caso de los títulos privados en la fila del año 1990 se tienen las diferentes tasas anuales promedio de cada año señalada por la respectiva columna. De este modo un inversor que a fines de diciembre de 1989 compró acciones del conjunto definido en la cartera seleccionada tuvo al último día de diciembre de 1998 un rendimiento real anual promedio del 23,7%. Siguiendo un razonamiento similar para el caso de los bonos externos serie 89 el rendimiento real anual promedio llegó al 15,7%. Si en ambos casos se toma el logaritmo natural de uno más los rendimientos reales anuales se obtiene que el rendimiento instantáneo anual del período 1990/98 que para las acciones fue del 21,3% con una desviación estándar del 63,4%, mientras que para los bonos fue del 14,5% con una desviación estándar del 41,3%. Aquí se aprecia que el mayor riesgo medido por la desviación estándar se ve recompensado por un premio superior.

Cuadro 4

Rendimientos títulos privados seleccionados a valores reales.

Período 1990/1998. En porcentajes.

	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998

1990	392,8	84,53	78,7	43,9	35,5	32,2	31,9	23,7
1991		-30,9	7,6	-4,6	-1,9	1,6	5,9	1,6
1992			67,5	12,2	10,2	11,9	15,3	8,3
1993				-24,9	-10,6	-2,2	5,0	-0,7
1994					6,5	11,6	17,4	6,4
1995						17,0	23,3	6,4
1996							30,0	1,5
1997								-20,8

Fuente: Elaboración propia de información del Anuario Bursátil de la Bolsa de Comercio de Buenos Aires. El ajuste se efectuó a través del IPC.

Para los años comprendidos entre 1992 y 1998 la performance de los valores privados fue bastante disímil que la del bono externo tal como lo muestran los Cuadros 4 y 5. Entre diciembre de 1992 y diciembre de 1998, igual período para el cual se hace el análisis de los rendimientos, la tasa instantánea anual de rendimiento real fue del 7,9% con una desviación estándar del 30,4% mientras que para los títulos público dichos parámetros fueron del 2,2% y del 11,9% respectivamente, dando una prima de riesgo de 5,7 puntos (similar a la correspondiente al período considerado en el párrafo anterior que fue de 6,8 puntos).

Luego de la caída de la bolsa de fines de 1994 y hasta agosto de 1998, cuando se produjo la crisis de Rusia, los rendimientos observados en los papeles privados fueron muy atractivos para los inversores ya que obtuvieron interesantes primas. A pesar de los problemas que la crisis asiática había traído, el año 1997 terminó con un rendimiento real positivo y elevado (30% contra el 8,7% del bono externo), pero ya a mediados del año siguiente la caída se hizo muy abrupta produciendo considerables pérdidas de capital para los tenedores de títulos privados.

Cuadro 5

Rendimientos títulos públicos seleccionados a valores reales.

Período 1990/98. En porcentajes.

	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
--	------	------	------	------	------	------	------	------

1990	209,9	67,6	31,3	24,5	19,9	18,4	16,9	15,7
1991		-9,4	-14,6	-8,1	-5,4	-2,4	-0,6	0,5
1992			-19,4	-7,5	-4,0	-0,5	1,3	2,2
1993				6,2	4,7	6,7	7,1	7,1
1994					3,3	6,9	7,5	7,4
1995						10,7	9,7	8,9
1996							8,7	8,0
1997								7,2

Fuente: Elaboración propia de información del Anuario Bursátil de la Bolsa de Comercio de Buenos Aires. El ajuste se efectuó a través del IPC.

El rendimiento mensual instantáneo de las acciones correspondientes a las 15 empresas que se toman en cuenta en el trabajo se presenta en el Cuadro 6. Las tasas mensuales se obtuvieron aplicando la fórmula:

$$r_t = \ln (P_t / P_{t-1}) = \ln (1 + R_t)$$

donde: r_t es la tasa de rendimiento instantáneo

P_t es el precio de cierre del último día hábil del mes t ajustado por el pago de dividendos y suscripción de acciones.

R_t es la tasa de rendimiento simple

Cuadro 6

Rendimiento instantáneo mensual de las acciones tomadas en consideración
Diferentes períodos entre 1992 y 1998. En porcentajes.

Empresa	Período 1993 / julio 98			Período 1993 / 98		
	Media	Desvío	Anual	Media	Desvío	Anual
Acindar	0,43	15,64	5,18	-0,12	17,69	-1,44
Alpargata	-1,82	12,77	-21,82	-2,35	18,62	-28,30
Astra	0,02	10,60	0,24	-0,34	10,89	-4,11
Comercial	-0,9,	14,85	-10,81	-1,38	16,65	-16,58
Siderca	2,33	11,07	28,00	1,45	13,97	17,45

Francés	1,20	14,01	14,31	0,94	14,31	11,23
Galicia	1,32	15,36	15,86	1,16	16,87	13,91
Indupa	-0,43	17,78	-5,21	-0,64	18,34	-7,67
Irsa	1,56	11,66	18,78	1,07	12,76	12,80
Molinos	0,42	13,90	4,99	0,47	15,23	5,59
Pérez	1,24	12,88	14,93	0,72	13,69	8,63
Renault	-0,93	15,29	-11,14	-1,63	16,71	-19,50
Telefónica	1,52	12,21	18,30	1,13	13,55	13,60
Telecom	1,57	12,35	18,89	1,24	13,42	14,83
YPF	0,88	7,16	10,60	0,77	7,99	9,24

Fuente: Elaboración propia en base a datos IAMC

Se tomó en cuenta el rendimiento instantáneo debido a que es aditivo mientras que el rendimiento simple no lo es (cuando las tasas de variación simples son inferiores al 10,0% ambos indicadores tienden a ser iguales mientras que para valores más elevados se producen diferencias significativas). En el mencionado Cuadro se aprecia que 6 de las empresas que abarca la muestra registraron pérdidas promedios que van desde el 0,12% (Acindar) hasta el 2,4% (Alpargatas), mientras que para el resto se tiene desde un 0,4% (Molinos) hasta un 1,4% (Siderca). La desviación estándar oscila desde un 8,0% (YPF) hasta un 18,6% (Alpargatas).

Los rendimientos instantáneos mensuales varían en una magnitud considerable según sea el período que se considera, en el caso de la desviación estándar la diferencia es algo menor. Por ejemplo, al tomar en cuenta el lapso de tiempo que va desde enero de 1993 hasta julio de 1998, un mes antes de que se produjera el denominado efecto asiático se observa que en general los rendimientos difieren entre sí en una magnitud más importante que lo que sucede con la desviación estándar (Cuadro 6).

La crisis de México y la asiática golpeó a todas las firmas que operan en el Mercado de Valores de Buenos Aires, sin embargo el impacto fue diferente según el tipo de actividad y de empresa. A modo de comentario en el mes de agosto de 1998 el Índice Merval registró una caída del 39,1%, siendo éste el

descenso más importante desde la implementación del Plan de Convertibilidad. Mientras que empresas tales como Alpargatas, Acindar y Siderca eran las que presentaban los más elevados rendimientos negativos que llegaron al 51,2%, 50,0% y 48,4% respectivamente. En el caso de los bancos los tenedores del Galicia perdían el 42,5% y los del Francés el 26,7%. YPF registraba una de las menores pérdidas con el 22,8% (considerando sólo el grupo de las 15 empresas seleccionadas). Mientras que en diciembre de 1994 la caída del Merval fue 12,3%, Galicia 32,2%, Francés 24,1%, Molinos 19,5%, Pérez, 15,1% y Astra 15,0% (en enero del año siguiente hubo también tasas negativas).

En los casos de las empresas Alpargatas, Astra, Comercial y Renault es necesario efectuar algunas consideraciones adicionales. Alpargatas desde el cierre del ejercicio del 31/12/96 viene registrando importantes niveles de pérdidas en sus registros contables (llegó a tener una caída mensual del 74,2%, ver Cuadro 11); Astra en el tercer trimestre de 1998 disminuyó la rentabilidad sobre el patrimonio neto y en el cuarto cerró con pérdidas; Comercial del Plata y Renault presentaron disminuciones considerables en los niveles de utilidad debido posiblemente a la contracción de la demanda.

Sin duda las condiciones económicas que se generaron a partir de la convertibilidad obligó a las empresas a reestructurar sus procesos productivos y financieros donde no todas consiguieron posiciones favorables debido a que las reglas de juego instrumentada por el gobierno no siempre fueron parejas para todos los sectores económicos.

El análisis de la distribución de los rendimientos

Para determinar si la distribución de los rendimientos de cada una de las acciones tomadas en cuenta para el análisis proviene de una función de densidad normal se utilizaron las siguientes alternativas: la comparación entre las frecuencias observadas y las teóricas correspondientes a una normal, los coeficientes de simetría y de curtosis, el test de Jarque–Bera y el rango de Student.

a.- Comparación entre las frecuencias observadas y las teóricas

En primer término se calculó la frecuencia observada de los rendimientos de cada una de las acciones consideradas usando para ello el valor promedio y la desviación estándar de los datos mensuales. Los intervalos considerados a la derecha del valor medio fueron los siguientes:

Media ; media + 0,5 desviación estándar

Media + 0,5 desviación estándar , media + 1 desviación estándar

Media + 1 desviación estándar , media + 1,5 desviación estándar

Media + 1,5 desviación estándar , media + 2 desviación estándar

Media + 2 desviación estándar , media + 3 desviación estándar

Media + 3 desviación estándar , media + 4 desviación estándar

Media + 4 desviación estándar , media + 5 desviación estándar

De la misma manera se procedió para el caso de los valores a la izquierda donde la desviación estándar aparece restada. Luego se calculó la frecuencia teórica correspondiente a los intervalos que se construyeron anteriormente tomando una distribución normal y se compararon ambas distribuciones. De éste modo se obtiene una buena aproximación acerca de la forma de la distribución de los valores observados, que permite ver si aparecen problemas serios de simetría (positiva o negativa) y que sucede en las colas de la distribución (tema de la curtosis).

Cuadro 7

Distribución de frecuencia observada y teórica. Período 1993/98

Titul	3y4	2y3	1½2	1y1½	1y½	0-½	0y½	½y1	1y1½	1½2	2 y3	3y4
Acin	2	1	1	3	11	10	19	17	7	1	0	0
Alpa	1	0	1	3	13	19	16	11	7	0	0	1
Astr	0	2	3	10	6	12	17	9	8	5	0	0
Com	1	1	3	6	9	12	16	15	7	2	0	0
Erca	1	1	3	5	6	15	17	19	4	1	0	0
Fran	0	3	4	6	4	15	19	12	7	1	0	1

Gali	2	2	0	4	7	23	16	8	8	1	0	1
Indu	1	1	1	4	11	18	19	8	5	1	2	1
Irsa	1	2	2	5	10	15	15	11	6	4	1	0
Moli	1	2	3	4	8	16	16	14	4	2	2	0
Pere	0	3	2	5	11	12	18	15	4	0	1	1
Ren	1	1	3	7	9	14	14	11	8	3	1	0
Tear	1	2	3	4	9	16	13	17	4	1	2	0
Tec	1	1	4	3	11	15	14	13	7	2	1	0
YPF	1	0	2	6	13	6	15	12	7	2	1	0
Teo ¹	0,10	1,54	3,17	6,61	10,8	13,8	13,8	10,8	6,61	3,17	1,54	0,10

Fuente: Elaboración propia de información de IAMC. YPF registra 65 datos.

¹ Corresponde a los valores de una distribución normal para 72 observaciones.

En el Cuadro 7 (última fila) se presenta la distribución teórica por intervalos de 72 observaciones pertenecientes a una distribución normal (en el Cuadro se aparece el calculo correspondiente a YPF que tiene 65 datos) y en el resto se tienen la distribución observada para los quince títulos elegidos. Se aprecia que a primera vista no existe un sesgo que esté claramente definido hacia la izquierda o hacia la derecha y que los rendimientos extremos observados no están, en general, tan alejados de los que surgirían para el caso en que la distribución que generó dichos eventos fuese una normal (salvo en las acciones de Acindar y Galicia).

Aquí cabe recordar que en el mes de agosto de 1997, a raíz de la crisis asiática se produjeron caídas de precios que llegaron hasta casi el 50,0% y que hay empresas que vienen registrando problemas financieros y de producción). Tampoco se han observado rendimientos que estén por encima de las ± 4 desviaciones estándar (hecho que si se presenta en los mercados más desarrollado).

Si se agrupan las frecuencias tomando en cuenta el promedio más y menos media desviación estándar y así sucesivamente para el resto, se aprecia que los datos están muy levemente concentrados en la punta de la distribución (entre 0 y $\frac{1}{2}$ desviación estándar) y algo más significativo en la

cola (entre 3 y 4 desviaciones estándar) con relación a lo que presenta la distribución normal. En lo que hace a los valores centrales las excepciones vienen dadas por Alpargatas, Francés, Galicia e Indupa; mientras que en las colas el promedio es cinco veces más elevado que el valor teórico de una normal (se destaca Galicia con tres observaciones cuando el valor teórico es 0,20). Resulta llamativo la cantidad de observaciones que en el intervalo $\frac{1}{2} - 1$ registran Siderca (Erca) y Telefónica Argentina con 19 y 17 observaciones respectivamente. Por otro lado, si se toma el promedio de las frecuencias observadas para los mismos intervalos calculados y se le resta la teórica, surge que las diferencias van desde -0,0001 hasta 0,03592 cifras relativamente pequeñas como para rechazar a priori la hipótesis de que los rendimientos provienen de una distribución normal, teniendo en cuenta que durante el período considerado se produjeron importantes cambios en las condiciones de los mercados de bienes y financieros. Esto podría sugerir que en la serie de los rendimientos observado durante los años analizados se han mezclado diferentes tipos de distribuciones de frecuencias.

b.- Estadísticos de simetría, curtosis y test Jarque-Bera

b.1.- Simetría

El grado de simetría de la distribución se define como:

$$D = \frac{\sum (R_t - M(R_t))^3 / n}{S(R)^3} = \frac{1}{n} \frac{\sum (R_t - M(R_t))^3}{S(R)^3}$$

Donde $M(R_t)$ es la media y $S(R)$ la desviación estándar. Si la distribución observada es simétrica, el valor que asume D es igual a cero. Si la cola izquierda es mayor que la derecha el sesgo es negativo (la moda y la mediana son mayores que la media) y si se da lo contrario el sesgo es positivo (la moda y la mediana son inferiores que la media).

Cuadro 8

Coeficiente de asimetría, diferentes períodos y alternativas

Empresas	Rend insta 93-98	Rend ins 93-J98	Rend simple 93-98
Acindar	-1,5154	-1,1530	-0,8553
Alpargatas	0,4980	0,0629	3,0891
Astra	-0,3010	-0,0808	-0,0459
Comercial	-1,0411	-0,4553	-0,9835
Siderca	-1,7879	-0,5911	-0,3887
Bco Francés	-0,3354	-0,2689	0,3055
Bco Galicia	-0,5792	-0,2161	0,7027
Indupa	-0,1576	-0,0772	1,1901
Irsa	-0,5925	-0,1733	-0,0988
Molinos	-0,2988	-0,0013	0,4250
Pérez	-0,1860	0,0808	0,6474
Renault	-0,3572	-0,0790	0,1882
Telefónica	-0,7023	-0,3615	-0,1626
Telecom	-0,4231	-0,1789	0,0341
YPF	-0,5657	-0,1926	-0,3082

Fuente: Elaboración propia

Los valores que aparecen en el Cuadro 8 (segunda columna) muestran un claro predominio de un sesgo negativo (14 sobre 15) que para el caso del mercado accionario no es precisamente el mejor. Si embargo, esta asimetría hacia la izquierda no es importante y por tanto la hipótesis de simetría no puede descartarse. En términos estadísticos se rechazaría la hipótesis nula de simetría en los casos de Acindar, Comercial, Siderca y Telefónica (el coeficiente D para muestras superiores a 50 observaciones se distribuye en forma normal con media 0 y varianza $6/n$). Aquí cabe recordar que se ha tomado en cuenta el rendimiento instantáneo y por otro lado, dadas las características del período, tal como ya se mencionó con antelación, es

probable que se haya producido algún cambio en la media y que habría que detectar estadísticamente a través de otro tipo de instrumental al que se ha previsto utilizar en ésta primera etapa de la investigación.

Queda por realizar dos observaciones adicionales en torno al tema de la simetría de la distribución: a) Si se excluyen los meses posteriores al efecto Rusia, las asimetrías se reducen en forma considerable y sólo se rechazaría el caso de Acindar y el de Siderca estaría en el límite (Cuadro 8, columna 3) y b) si se toman los rendimientos simples las conclusiones antes señaladas en torno a la existencia de una muy leve asimetría se mantienen, pero ahora la cantidad de empresas con desvío hacia la izquierda es igual a la con desvíos hacia la derecha (Cuadro 8, columna 3).

b.2.- Curtosis

El indicador para ver si la distribución observada en el centro y en las colas es más elevadas que la normal se lo conoce como curtosis y viene dado por la siguiente expresión:

$$K = \frac{\sum (R_t - M(R_t))^4 / n}{S(R)^4} = \frac{1}{n} \frac{\sum (R_t - M(R_t))^4}{S(R)^4}$$

El valor teórico de curtosis K para una distribución normal es tres. Además, para muestras superiores a 200 observaciones K se distribuye en forma normal con media igual a 3 y varianza aproximada a 24/n. En el Cuadro 9 se aprecia que 9 de 15 empresas presentan un exceso de curtosis bajo donde en cinco casos los valores están bastante cerca del teórico (Astra, Francés, Renault, Telecom e YPF). Mientras que en el otro extremo se observa que también cinco firmas tienen valores alejados del teórico (Acindar, Alpargatas, Siderca, Galicia e Indupa), por tanto los rendimientos observados en el centro y en las colas superan a los que se deberían dar si la distribución fuese normal.

Cuadro 9

Coeficiente de curtosis, diferentes períodos y alternativas

Empresa	Rend insta 93-98	Rend ins 93-J98	Rend simple 93-98
Acindar	6,1543	4,8062	3,8688
Alpargatas	9,9841	2,2134	21,4317
Astra	2,7206	2,1617	2,5201
Comercial	5,1395	2,9964	4,9597
Siderca	8,8866	2,9631	3,3810
Bco Francés	3,7404	3,9328	4,8150
Bco Galicia	6,0131	6,3942	7,5914
Indupa	6,2878	7,0689	7,3869
Irsa	4,1334	3,0334	3,4361
Molinos	4,2188	3,8976	4,6106
Pérez	4,7802	5,0813	6,1787
Renault	3,4069	3,0278	3,2112
Telefónica	4,3073	3,2279	-0,1626
Telecom	3,5966	2,8165	0,0341
YPF	3,6029	2,4431	-0,3082

Fuente: Elaboración propia

La existencia de curtosis en la distribución observada es una señal de que en el período considerado se produjeron cambios en la varianza. Ahora bien, al igual que en el caso anterior de simetría si se modifica el período de análisis o se cambia la forma de medir los rendimientos (instantáneo o simple) los valores del coeficiente K se aproximan más a los correspondientes a una normal. Al eliminar el efecto asiático las acciones con elevados valores de K son Galicia, Indupa y Pérez (Cuadro 9, tercera columna).

b.3.- El test de Jarque - Bera

El test de Jarque - Bera sirve para determinar si la serie de rendimientos observados proviene de una distribución normal. El estadístico se define de la siguiente manera:

$$JB = \frac{T}{6} \left[S^2 + 0,25 (K - 3)^2 \right]$$

donde: T indica el número de observaciones

S señala el desvío

K el nivel de curtosis.

Bajo la hipótesis nula de que la serie observada se distribuye en forma normal, el valor del estadístico JB se distribuye como X^2 con dos grados de libertad. En el Cuadro 10 se tienen para las tres alternativas analizadas el valor de coeficiente J-B y la respectiva probabilidad. En el período E93-D98 la hipótesis de que los rendimientos se distribuyen en forma normal se corrobora en sólo seis casos con un nivel de confianza del 95% (Astra, Francés, Molinos, Renault, Telecom e YPF). Si el período es aquel que va de enero de 1993 a julio de 1998 éste número se eleva a 11 (quedando excluidas las acciones correspondientes a Acindar, Galicia, Indupa y Pérez). En los casos de Acindar y de Indupa ya se advirtió acerca de los problemas económicos que ambas compañías vienen experimentando en su gestión y que obviamente se reflejan en los rendimientos. Nuevamente, queda de manifiesto que al estar tan próximo al período final los cambios económicos y financieros del tercer cuatrimestre de 1998 introdujo algunas alteraciones que es necesario considerar con más detenimiento.

Cuadro 10
Test de Jarque-Bera

sim	Período E93-D98		Período E93-JI98		Período E93-D98	
	J-B	Prob J-B	J-B	Prob-J-B	J-B	Prob J-B
Empresa	J-B	Prob J-B	J-B	Prob-J-B	J-B	Prob J-B
Acindar	57,41	0,00	23,95	0,00	11,04	0,40
Alpargata	149,31	0,00	1,77	41,24	1133,70	0,00
Astra	1,32	51,64	2,03	36,16	0,72	69,90
Comercial	26,74	0,00	2,31	31,44	23,13	0,00
Siderca	142,31	0,00	3,91	14,19	2,25	32,49
Bco Franc	2,99	22,38	3,24	19,83	11,00	0,41
Bco Galic	31,26	0,00	32,68	0,00	69,17	0,00
Indupa	32,73	0,00	46,29	0,00	74,73	0,00
Irsa	8,07	1,77	0,34	84,44	0,69	70,90
Molinos	5,53	6,31	2,25	32,48	9,95	0,69
Pérez	9,92	0,70	12,17	0,23	35,34	0,00
Renault	2,03	36,28	0,07	96,47	0,56	75,63
Telefónic	11,04	0,40	1,60	44,84	1,43	48,89
Telecom	11,05	20,03	0,45	79,80	0,12	94,18
YPF	4,45	10,80	1,15	56,38	1,07	58,44

Fuente: Elaboración propia.

c.- El rango de Student

El rango de Student se define como el cociente entre la diferencia del máximo rendimiento observado y el mínimo y la desviación estándar (S(Ri)) para cada acción en particular i. Es decir:

$$RSi = (\text{máximo } Ri - \text{mínimo } Ri) / S(Ri)$$

El valor que asume RSi depende de los valores extremos que presenta la serie de rendimientos observados ajustado por la desviación estándar, lo

cual hace que dicho indicador sea muy útil para averiguar si existe o no algún desvío con relación a la distribución normal teórica, en lo que hace a las colas de la distribución, ya sea a la derecha o a la izquierda. Es decir, si la distribución de frecuencia de los rendimientos observados es superior a la distribución teórica.

Existe una tabla que trae los fractiles de las colas superiores o inferiores de la distribución del rango de Student que permite determinar la probabilidad de que el valor observado en la muestra provenga de una distribución normal. La probabilidad de que el rango de Student para una muestra de 72 observaciones proveniente de una normal sea igual a 5,8 o superior es del 2,5% (mientras que si se toma el valor 6,05 la probabilidad es del 1%).

Cuadro 11

El rango de Student para el período 1993/1998

Empresa	Máximo	Mínimo	Desvío	RS(a)	RS(b)
Acindar	0,2850	-0,6989	0,1769	5,56	5,40
Alpargatas	0,8267	-0,7419	0,1862	8,42	4,06
Astra	0,2097	-0,3119	0,1089	4,79	4,08
Comercial	0,2834	-0,6650	0,1665	5,70	4,83
Siderca	0,2478	-0,6572	0,1397	6,48	4,77
Francés	0,4482	-0,3370	0,1431	5,49	5,60
Galicia	0,5732	-0,5542	0,1687	6,68	7,00
Indupa	0,6013	-0,7025	0,1834	7,11	7,33
Irsa	0,2967	-0,4329	0,1276	5,72	4,86
Molinos	0,4447	-0,4754	0,1523	6,04	5,55
Pérez	0,4599	-0,3816	0,1369	6,15	6,34
Renault	0,3870	-0,5325	0,1671	5,50	4,98
Telefónica	0,3087	-0,4643	0,1355	5,71	4,99
Telecom	0,3204	-0,4168	0,1342	5,50	5,06
YPF	0,1734	-0,2585	0,0799	5,41	4,46

Fuente: elaboración propia.

SR(a) período 93-98; SR(b) período E93 J98

En el Cuadro 11 en la segunda y tercera columna se muestran los rendimientos instantáneos máximos y mínimos del período 93/98. Ahí se aprecian tasas de variaciones mensuales extremas con valores muy exóticos, como en el caso de Alpargatas con una suba del 82,7% y una caída del 74,2%. Para el resto de las compañías la situación no está tan alejada de la recién mencionada ya que la gran mayoría presenta tasas para un lado o para el otro con valores superiores al 40,0%. Si ahora se observan los valores obtenidos para el rango de Student en el período 1993/98 se aprecia en la ante última columna [SR(a)] que seis títulos están por encima del valor crítico (es difícil que una distribución normal de cómo resultado un rango tan elevado), mientras que si se toma el otro período (E93 – JI98) éste número se reduce solo a tres acciones, tal como lo muestra la última columna del Cuadro 11. De esta manera se tiene que la distribución de frecuencia observada puede asemejarse a una normal.

Los resultados del análisis de los rendimientos diarios

El análisis de los rendimientos diarios de las acciones consideradas fue hecho en igual período que el utilizado para las observaciones mensuales. La única empresa dejada de lado fue Acindar por algunos inconvenientes en la serie. En todos los casos se tomaron los rendimientos instantáneos y se calculó la correspondiente desviación estándar (los respectivos valores aparecen en la segunda y tercera columna del Cuadro 12). Aquí vale recordar las limitaciones existentes a la suba y a la baja que existen en la Argentina. Los diferentes indicadores utilizados fueron los mismos que los presentados en los puntos a, b y c de ésta sección. Sin embargo en el Cuadro 12 solo aparecen los parámetros relativos a asimetría, curtosis, Jarque Bera con su respectiva probabilidad y el rango de Student. Los valores de los estadísticos sugieren que la distribución de frecuencia diaria observada no corresponde a una normal (salvo en los casos de Indupa y Astra en menor grado donde puede haber alguna duda) . Los valores del coeficiente de asimetría son relativamente bajos y no hay un predominio de signo ya que se registran ocho

casos positivos y ocho negativos; el promedio es muy cercano a cero. Mientras que el exceso de curtosis salvo en casos de Indupa y Molinos registra valores elevados. El test de Jarque Bera rechaza la hipótesis nula y los valores que asume el rango de Student son todos elevados rechazando la hipótesis de normalidad (salvo Indupa). Si se toma el período E93-JI98 los indicadores presentan algunos cambios hacia la normal.

Cuadro 12

Rendimientos diarios: indicadores diversos

Empre	Media	Des Est	Asimetr	Curtosis	J-B	Prob JB	Ran Stu
Acindar	s/d	s/d	s/d	s/d	s/d	s/d	s/d
Alparg	-0,11	3,68	0,55	13,40	6846,1	0,0	16,10
Astra	-0,01	2,71	-0,21	6,03	587,6	0,0	9,42
Comer	-0,06	3,22	-0,25	7,07	1052,2	0,0	12,65
Erca	0,07	3,01	-0,49	7,04	1081,9	0,0	10,59
Francés	0,04	3,05	0,42	10,08	3177,7	0,0	14,44
Galicia	0,05	3,07	0,56	11,71	4823,8	0,0	14,41
Indupa	-0,03	3,56	-0,01	4,91	229,1	0,0	8,45
Irsa	0,05	2,46	-0,17	8,42	1845,6	0,0	12,15
Molinos	0,02	3,10	-0,02	5,96	550,23	0,0	11,13
Pérez	0,04	2,54	-0,33	10,67	3703,8	0,0	13,73
Renault	-0,07	3,35	-0,31	6,22	670,8	0,0	10,84
Tele Arg	0,05	2,70	0,28	8,49	1905,8	0,0	13,56
Telecom	0,06	2,64	0,06	6,82	915,4	0,0	11,54
YPF	0,03	2,04	0,02	8,60	1796,1	0,0	13,02

Fuente: Elaboración propia.

Cabe señalar que no se efectuaron cálculos de los exponentes característicos (coeficientes alfa para el caso de las distribuciones Pareto estables), ni se analizaron los datos dividiéndolos en diferentes períodos, o considerando los efectos fines de semana o feriados (solo se efectuaron algunas pruebas como para poder generalizar aun cuando señalen una

tendencia). Dichas consideraciones deberían quedar para un análisis posterior donde se incluyan más años y empresas.

Conclusiones

El análisis de los rendimientos mensuales observados de las acciones que integran el panel líder del Mercado de Valores de Buenos Aires entre enero de 1993 y diciembre de 1998 sugiere que bajo ciertas reservas se puede aceptar la hipótesis de que los mismos provienen de una distribución normal. Si se toma el período que va desde enero de 1993 y julio de 1998 se refuerza lo expresado en el párrafo previo. La evidencia empírica muestra que los casos de no normalidad disminuyen si el horizonte donde se define el rendimiento es más grande (día, semana, mes). De aquí surge que es factible evitar el uso de modelos donde se opere con distribuciones Pareto estable que son relativamente complicadas y por tanto utilizar los esquemas tradicionales.

Las modificaciones que se dieron en el mercado en el mes de agosto de 1998 han sido importantes y posiblemente trajeron aparejados algunos cambios en los parámetros que se han considerado en el trabajo y que no pudieron ser identificados como permanentes o temporarios dado que la serie estadística de los rendimientos termina en diciembre de 1998 (el número de observaciones era reducido). Además, en el cuarto trimestre de ese año se pone de manifiesto la denominada crisis del Brasil que complicó aún más la situación de la economía argentina y del mercado accionario.

Por último cabe señalar que el análisis efectuado en éste artículo debe ser solo el inicio de un estudio más amplio y profundo. El mismo debe extenderse a un mayor número de empresas y para ello hay que incorporar todo el año 1999; sin embargo aquí aparece un nuevo componente como lo es el hecho de que tanto los inversores locales como los extranjeros han perdido interés por el mercado accionario argentino (los montos diarios negociados se han reducido, se produjeron retiros de cotización de acciones de empresas líderes y se anuncian aún más). También es necesario estimar el valor del

exponente característico, analizar que pasa con el denominado efecto fin de semana, considerar la posible mezcla de distribuciones, etcétera.

Bibliografía

Bachelier, L.: "Theory of Speculation". En Cootner "The Random..."

Black, Fisher.: "Estimating Expected Return". Financial Analysts Journal. January-February 1995.

Blattberg, R. and N. Gonedes: "A Comparison of the Stable and Student Distributions as Statistical Models for Stock Prices". Journal of Business 47. 1974.

Brown, S. and M. Weinstein: "A New Approach to Testing Asset Pricing Models: The Bilinear Paradigm". Journal of Finance 38. 1983.

Chan, L. J. Karceski and J. Lakoniahok: "The Risk and Return from Factors". Journal of Financial and Quantitative Analysis, Vol 33 N° 2. June 1998.

Chen, Nai-Fu.: "Some empirical Test of the Theory of Arbitrage Pricing". The Journal of Finance Vol 38 N° 5. 1983.

Chen, N., R. Roll and S. Ross: "Economic Forces and the Stock Market". Journal of Finance Vol 59, N3. 1986.

Cootner, Paul. "Stock Prices. Random vs. Systematics Changes" En "The Random Character of Stock Market Prices". Cambridge, M.I.T Press. 1964.

Fama, Eugene: "The Behavior of Stock Market Prices". Journal of Business. Vol 36. January 1964.

Fama, Eugene: "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work". Journal of Finance. May 1970.

Fama, Eugene: "Mandelbrot and The Stable Paretian Hypothesis". Journal of Business. Vol 36. October 1963.

Fama, Eugene. "Foundations of Finance". Basic Books. 1976.

Fama, E. and K. French: "The Cross Section of Expected Return" Journal of Financial Studies. N° 47, 1992.

Fama, E. And R. Roll: "Parameter Estimates for Symmetric Stable Distributions". Journal of the American Statistical Association, 66. June 1971.

Fisher, L. and J. Lorie: "Rates of Return on Investment in Common Stock. The Year by Year Record, 1926-65". The Journal of Business, Vol. 41 N° 3.

Hagerman, Robert. "More Evidence on the Distribution of Security Returns". Journal of Finance, Vol 33. September 1978.

Officer, R.: "The Distribution of Stock Returns". Journal of the American Statistical Association". Vol. 67 N° 340. December 1972.

Osborne, M.: "Brownian Motion in the Stock Market". En Cootner "The Random..."

Praetz, P.: "The Distributions of Share Price Change". Journal of Business 45. 1972

Reisman, H.: "Reference Variables, Factor Structure and the Aproximate Multibeta Representation". Journal of Finance. September 1992.

Roll, R. and S. Ross: "An Empirical Investigation of the Arbitrage Pricing Theory". Journal of Finance, 35. 1980

Ross, S.: "Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing". Journal of Economic Theory. December 1976.

Teichmoeller, J.: "A Note on the Distribution of Stock Price Changes" Journal of the American Statistical Association, 66. June 1971.