

Comportamiento de los Precios de las Acciones en el Mercado Bursátil Argentino (Un Estudio Comparativo)*

Lic. Miguel T. Delfiner**
Mayo 2002

Se estudió el comportamiento de los activos del mercado argentino en relación al mercado estadounidense (probablemente el más desarrollado del mundo en cuanto a legislación, volumen y liquidez). Se llega a la conclusión de que los retornos de los activos no se distribuyen normamente. Para testear la presunción de independencia se ha analizado la correlación serial y se ha efectuado un test estadístico de corridas. Se concluye que los activos locales presentan cierta dependencia estadística, la cual podría abrir cierta posibilidad de una renta extraordinaria. Para estudiar dicha posibilidad se ha implementado una estrategia teórica de "trading" que implica el uso de filtros. Para los activos nacionales efectivamente es posible obtener dicha renta, pero esta es eliminada cuando se incluyen comisiones. Por otro lado se testeó el modelo teórico conocido como "random walk"(RW) a través de un test de cociente de varianzas. Finalmente se testeó la existencia de memoria a largo plazo en las series a través de un test R/S modificado.

I) Introducción:

Hasta que punto puede usarse la historia pasada de los precios de una acción para hacer predicciones concernientes al precio futuro de la misma? Diversas respuestas a estas preguntas han sido provistas por un lado por las distintas teorías "chartistas" (o de análisis técnico) y por otro lado por la teoría de los mercados eficientes. Las teorías de los analistas técnicos afirman que a través de un minucioso análisis de los precios pasados ("charts") uno puede desarrollar un conocimiento de los patrones subyacentes, y esto puede ser usado para predecir el comportamiento futuro y de esa manera obtener ganancias extraordinarias. En contraste, la teoría de los mercados eficientes afirma que hay un sinnúmero de inversores atentos a cualquier nueva información, y en caso de aparecer una oportunidad de ganancias extraordinarias, la misma es arbitrada en forma inmediata y trasladada a los precios, acción que hace desaparecer dicha oportunidad. Esto último trae a la luz un hecho aparentemente contra intuitivo: cuanto más eficiente el mercado, tanto más aleatorios son la secuencia de precios en dicho mercado.

La teoría del "random walk"(RW), desarrollada hace mucho tiempo atrás es compatible con este último modelo y conjuntamente a la teoría de los mercados eficientes han sido ampliamente aceptadas por la comunidad académica y demás profesionales de las finanzas. El modelo del RW tiene un formalismo matemático estricto y es el modelo más difundido para describir el comportamiento de las acciones. Este asegura que el nivel de precios de un activo no es más predecible que una serie acumulada de números aleatorios. En términos estadísticos especifica que las sucesivas variaciones en el precio de una acción son una serie de variables independientes igualmente distribuidas. En forma simple esto implica que la serie de variaciones de precios no tiene memoria, o sea, no puede ser usada para predecir el futuro de ninguna manera significativa.

En términos matemáticos la teoría del RW propone básicamente lo siguiente: sea $X_t = \ln(p_t)$ donde p_t es el precio de un activo al día t .
Luego X_t estaría modelado por:

* Quisiera agradecer a E.Zablotsky por introducirme al mundo de las Finanzas, y sin cuyo apoyo este trabajo no hubiera sido posible.

** Profesor Adjunto de la Maestría en Finanzas, UCEMA.

$$X_t = \mu + X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

donde μ es un parámetro de tendencia y ε_t es una perturbación con media nula. El clásico movimiento Browniano con tendencia μ está modelado por (1) siempre que las perturbaciones ε_t sean independientes e idénticamente distribuidas (i.i.d.) con distribución normal y media nula. O sea:

ε_t is i.i.d. $N(0, \sigma^2)$ y $E(\varepsilon_t) = 0$.

La teoría del RW involucra dos hipótesis separadas que trataremos de analizar:

a) Las sucesivas variaciones del precio son independientes. En términos estadísticos independencia significa que la distribución de probabilidad de la variación de precio al momento t (ε_t) es independiente de la secuencia de variaciones de precios en periodos anteriores, y expresada matemáticamente resulta:

$$P(\varepsilon_t = \varepsilon_0 / \varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots) = P(\varepsilon_t = \varepsilon_0)$$

Desde ya será muy difícil en la realidad hallar una serie de tiempos caracterizada por una perfecta independencia. Siempre debemos estar dispuestos a aceptar un nivel mínimo aceptable de dependencia. Sin embargo la hipótesis de independencia será una adecuada descripción de la realidad siempre y cuando este nivel mínimo no sea lo suficientemente significativo como para predecir el valor futuro de los precios a partir de los datos históricos, y permitir al inversor obtener ganancias extraordinarias.

b) Básicamente la teoría predice que los cambios de precio responden a algún tipo de distribución de probabilidad sin necesidad de especificar cual, aunque se suele proponer una distribución normal. Por lo tanto cualquier tipo de distribución es consistente con la teoría en tanto y en cuanto caracterice correctamente el proceso generador de precios. Desde el punto de vista del inversor es muy importante especificar la forma de la distribución, pues esta determina el riesgo de la inversión de un activo. Desde el punto de vista académico también es importante pues provee información descriptiva respecto al proceso generador de precios.

Estudios anteriores realizados con activos provenientes de mercados de capitales desarrollados han determinado que el modelo del RW con distribución normal no ajusta perfectamente los datos empíricos¹. Desde ese punto de vista nos pareció más razonable, al encarar el estudio de las características de los activos del medio local, no concentrarnos exclusivamente en el tema de la normalidad, sino comparar los mismos contra los activos del mercado norteamericano, con el objetivo de determinar si su comportamiento se aparta más o menos del modelo RW respecto a estos últimos.

II) Los datos:

Los datos que usaremos son el precio de cierre de 16 acciones del panel Merval desde Enero 1993 hasta Marzo de 1998, corregidos del efecto de pago de dividendos. También se ha seleccionado una muestra de 15 activos representativos del S&P100, correspondientes al mismo período de tiempo. Por lo tanto contamos con un total de 31 series con entre 1180-1320 datos cada una. La intención es poder caracterizar las series, y cotejar si existen diferencias significativas entre ambos grupos de datos

¹ Ver Fama (1965), entre otros.

que pudieran asociarse a las diferentes características de ambos mercados. La variable en estudio son los retornos definidos como:

$$\epsilon_{t+1} = \ln(p_{t+1}) - \ln(p_t)$$

en donde p_t representa el precio al final del día t^2 . Hay tres razones importantes para usar cambios en el logaritmo de los precios, en vez de cambios en los precios mismos:

- i) El cambio en el logaritmo de los precios nos da el retorno compuesto en forma continua.
- ii) La variabilidad de los cambios en el precio parecen estar asociados al nivel de precios, efecto que desaparece tomando logaritmos.³
- iii) Para cambios menores o iguales al 15% , el cambio en los logaritmos de los precios es muy similar al cambio porcentual de los precios.

III) Las distribuciones empíricas:

A efectos de ver si los precios de los activos responden a un RW sería estudiar la distribución de los retornos. Un primer paso en ese sentido consiste en analizar las principales variables descriptivas de las series. De particular interés resultan la curtosis y el estadístico de Jarque Bera (JB) que testea la normalidad de la distribución⁴. Cuanto más parecida a 3 sea la curtosis y menor sea el JB tanto más se asemejará la distribución de la serie a la de una normal. De los resultados surge que ambas series de datos se apartan de un comportamiento estrictamente normal, pero en general los JB son menores para las acciones norteamericanas⁵ (ver valores medianos representados en la última columna). Este hecho nos lleva a profundizar en que aspectos difiere la distribución empírica del modelo normal.

Cuadro 1

	AT&T	BarkAm	Boeing	Citicorp	Coca	Exxon	Ford	GE	IBM	Johnson	Merck	Merryl	Micro	Mobil	Texas	Med
Promedio	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Mediana	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Máximo	0,11	0,09	0,12	0,08	0,08	0,06	0,06	0,07	0,13	0,08	0,08	0,11	0,10	0,05	0,12	0,08
Mínimo	-0,26	-0,11	-0,11	-0,10	-0,06	-0,07	-0,06	-0,06	-0,09	-0,06	-0,09	-0,12	-0,07	-0,06	-0,12	-0,09
Desvío Est.	0,02	0,02	0,02	0,02	0,01	0,01	0,02	0,01	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,01	0,03	0,02
Sesgo	-2,63	0,07	0,27	-0,06	0,21	0,05	0,21	0,16	0,78	0,21	0,14	0,16	0,22	0,03	0,23	0,16
Curtosis	48,76	5,24	8,28	4,69	4,51	5,12	3,46	4,57	8,31	4,62	4,75	4,89	4,00	4,45	4,28	4,69

Jarque-Bera	116678	276	1552	157	136	248	21	142	1683	154	172	202	65	116	102	157,2
-------------	--------	-----	------	-----	-----	-----	----	-----	------	-----	-----	-----	----	-----	-----	--------------

	Acin	Alpa	Astr	Come	Erca	Fran	Gali	Indu	Irsa	Moi	Pere	Reno	Seve	Tear2	Teco2	Ypfd	Med
Promedio	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Mediana	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Máximo	0,15	0,14	0,10	0,12	0,12	0,14	0,32	0,15	0,14	0,10	0,15	0,15	0,15	0,16	0,15	0,13	0,14
Mínimo	-0,15	-0,15	-0,15	-0,15	-0,15	-0,15	-0,15	-0,15	-0,15	-0,15	-0,15	-0,20	-0,10	-0,15	-0,15	-0,12	-0,15
Desvío Est.	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,04	0,02	0,03	0,02	0,03	0,03	0,03	0,03	0,02	0,03
Sesgo	-0,18	-0,05	-0,01	0,00	-0,09	0,10	1,15	0,19	0,15	-0,08	0,20	-0,05	0,25	0,18	0,22	-0,06	0,05
Curtosis	5,24	4,97	5,56	4,76	5,23	6,16	17,44	5,00	8,44	4,89	9,62	6,44	4,77	7,21	7,05	7,75	5,86

Jarque-Bera	281	214	359	170	273	546	11.712	228	1.615	196	2.413	645	175	977	908	1.117	452,2
-------------	-----	-----	-----	-----	-----	-----	--------	-----	-------	-----	-------	-----	-----	-----	-----	-------	--------------

Para analizar los casos con valores de JB y curtosis exagerados se ha optado por estudiarlos mediante el uso de gráficos Q-Q (ver Anexo 1). Este gráfico representa sobre uno de sus ejes los

² En realidad $\mu \sim 0$ para retornos diarios, por lo cual no incide demasiado.

³ A.Moore: A statistical Analysis of Common-Stock Prices (unpublished PhD. Dissertation 1952)

⁴ El estadístico de Jarque-Bera se define como: $JB = \frac{N-k}{6} \left(S^2 + \frac{1}{4}(K-3)^2 \right) \sim \chi^2(2)$

⁵ Con la excepción de AT&T que presenta parámetros bastante particulares.

cuantiles de una normal y sobre el otro los cuantiles de la distribución empírica. Si los datos estuvieran distribuidos normalmente observaríamos una recta con pendiente de 45° . Sin embargo la forma en ‘S’ de estos gráficos es característico de distribuciones con valores extremos, que presentan el efecto conocido como ‘fat tails’. La pendiente en la zona central es bastante mayor a los 45° , lo que indica que la masa probabilística en la zona central de la distribución es mayor a la de una normal. Las pendientes en las zonas de valores intermedios ($1.5\sigma < x < 5\sigma$) en cambio son menores que en la zona central, lo que indica un déficit de probabilidad, característico de distribuciones leptocúrticas. Estos dos efectos combinados dan origen a la forma de “S” de estas curvas. Sin embargo se observan en los extremos de los activos Galicia, Acindar, y en menor medida AT&T puntos aislados que se desprenden en forma vertical, que corresponden a los valores extremos de las distribuciones. Los mismos son totalmente incompatibles con una distribución normal clásica.

Dado que hasta el momento no ha sido posible por parte de los investigadores el ajustar un modelo teórico a las distribuciones de los retornos de acciones, parece adecuado analizarlas empíricamente con mayor profundidad⁶. Para ello se han representado en el Anexo 2a y Anexo 2b tres tablas para cada grupo de activos. La primera representa las proporciones empíricas de retornos comprendidos dentro de 0.5, 1, 1.5, 2, 2.5, 3, 4 y 5 desviaciones estándar alrededor de la media aritmética obtenida y se las ha cotejado contra una distribución normal estandarizada $N(0,1)$. En la segunda se representan los valores de la primera tabla deducidos de la $N(0,1)$, lo cual puede ser interpretado como el exceso o déficit de densidad de frecuencia (ya sea éste positivo o negativo). Lo más destacable de estas tablas es la existencia de cierto grado de leptocurtosis en la distribución de cada activo (ya puesta en evidencia a través del cuadro 1). Las curvas presentan mayores picos que una normal en la zona central y tienen colas más largas. En las primeras tres columnas preponderan valores positivos, lo que indica una mayor densidad de frecuencia que en una $N(0,1)$, las siguientes 5 columnas muestran en cambio un déficit y la última columna ($> 5S$) vuelve a mostrar un superávit de frecuencia, lo que indica la existencia de mayor número de valores extremos en los retornos. Es interesante comparar el grupo de series locales con el grupo de series norteamericanas. Para ello es conveniente observar la última línea de las tablas en cada Anexo, que corresponde a la mediana de los activos. En la zona central (hasta $1,5\sigma$) la densidad probabilística mediana de las series locales son bastante mayores que las extranjeras (p.ej. 0,4702 vs. 0,4220 en un entorno de $0,5\sigma$), lo cual señala su carácter más leptocúrtico.

Otra manera tal vez más llamativa de ver las implicancias de estos resultados se despliegan en la tercera tabla en donde se representa el número esperado de retornos para cada activo por fuera de los intervalos antes representados⁷. Es claro que la existencia de estos valores extremos no es compatible con una distribución normal, y nuevamente la cantidad de valores extremos hallados en las series locales exceden lo observado en el grupo de activos extranjeros, lo cual tiene consecuencias significativas en ciertas áreas como el gerenciamiento del riesgo⁸.

⁶ Seguimos para ello Fama (1965)

⁷ p.ej en Acindar ($>2S$) el Esperado = $1316*(1-0.9545) = 59.9$ Actual = $1316*(1-0.9453) = 72.0$

⁸ Ver Balzarotti & Delfiner (2001) y Delfiner & Gutierrez Girault (2002)

IV) Independencia:

Estudiar la independencia estadística de las series de retornos es relevante no solo desde el punto de vista teórico, sino también desde el punto de vista práctico, pues la existencia de dependencia en las series abre la posibilidad de predecir precios futuros y por lo tanto de arbitrar los mercados obteniendo en consecuencia ganancias extraordinarias. En esta sección se harán dos tipos de aproximaciones para testear la independencia de los retornos. La primera será un análisis de la correlación serial, y la segunda hará uso de la teoría de corridas (ó “runs” en inglés). Finalmente se desarrollará una técnica de trading conocida como los filtros de Alexander, para ver si es posible obtener rentas extraordinarias, incluso en presencia de comisiones.

IV.1) Autocorrelaciones:

La correlación serial (r_τ) u autocorrelación con rezago τ ofrece una medida de la relación de una variable aleatoria al momento t respecto a τ períodos anteriores. P.ej. para la variable ε_t , definida como el cambio en el logaritmo de los precios desde el final del día $t-1$ hasta el final del día t , la correlación serial para un intervalo τ es:

$$r_\tau = \frac{\text{covarianza}(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-\tau})}{\text{varianza}(\varepsilon_t)}$$

Si la distribución de los ε_t tiene varianza finita, para muestras grandes valdrá que el error estándar de r_τ , estará dado por :

$$\sigma(r_\tau) = \sqrt{\frac{1}{N-\tau}}, \text{ con } N \text{ el tamaño de la muestra}^9. \text{ Para valores de } N \gg \tau, \sigma(r_\tau) \approx \sqrt{\frac{1}{N}}.$$

Usando los datos en la forma que fueron generados a través del tiempo se han calculado los coeficientes de autocorrelación lineal para cambios diarios en el logaritmo de los precios con intervalos $\tau = 1, 2, \dots, 12$. Los resultados se presentan en el Anexo 3a. Para el grupo de activos norteamericanos los coeficientes son muy pequeños en valor absoluto, y a pesar de que algunos de ellos superan el doble de su error estándar, no debe ser considerado significativo debido al hecho de que para muestras tan grandes dicho error es muy pequeño. En la mayoría de los casos un coeficiente tan pequeño como 0.06 es más del doble que su error estándar. Lo que si llama la atención en el grupo de activos argentinos son algunos coeficientes con $\tau = 1$ muy altos (véase que el valor mediano es de 0.124, casi el quintuple del error). Esto indicaría cierta posibilidad de predecir la variación de precios de $t+1$ a partir de la información del día t . En la sección IV.3) se analiza mediante la técnica de filtros si dicha información se puede traducir en ganancias efectivas.

Por otro lado se calculó el estadístico de Box-Ljung que testea la hipótesis conjunta de que todas la autocorrelaciones r_τ de un activo en su conjunto sean nulas. El estadístico empleado fue:

⁹ Kendall: The advanced theory of Statistics. Griffin & Co., 1948

$$BL = N(N+2) \sum_{k=1}^{\tau} \left(\frac{r_k^2}{N-k} \right) \approx \chi_{\tau}^2 \quad (2)$$

Para todas las series analizadas (de ambos grupos) los valores del BL test (con un nivel de confianza del 99.5%) son altamente significativos (en el sentido de que alguno de los 16 r_{τ} es distinto de cero). No consideramos necesario incluir estos resultados.

También hemos calculado las autocorrelaciones de los retornos elevados al cuadrado, pues es un hecho bastante conocido que dichos valores pueden ser significativos, a pesar de que las series originales presenten autocorrelaciones despreciables. Los mismos estarían asociados con cierta estructura de la varianza, lo cual indicaría la existencia de heterosedasticidad en las series. Esto es incompatible con el RW, de ahí la relevancia de este resultado. De todas maneras no parece trivial asociar dicha información con una técnica de trading que la traduzca en ganancias. Los resultados se exhiben en el Anexo 3b, en donde se evidencia este fenómeno.

IV.2) Los tests de corridas (ó “Run tests”):

a) Introducción:

Se llama una corrida a una secuencia de cambios de precio con el mismo signo. Por ejemplo una corrida positiva de largo i es una secuencia de i cambios de precios sucesivos positivos, precedidos y sucedidos por cambios de precio negativos o nulos. Para acciones hay tres posibilidades: corridas positivas, negativas y nulas. Nosotros analizaremos la diferencia entre el número de corridas esperadas y reales para dos casos distintos. En el primero se analizarán las corridas totales, y en el segundo se discriminan las corridas por signos.

b) Corridas totales:

Si se asume que las proporciones muestrales de cambios de precio positivos, negativos y nulos son buenos estimadores de las proporciones poblacionales, entonces bajo la hipótesis de independencia, el número esperado de corridas de todos los signos puede ser calculado como:

$$m = \frac{\left[N(N+1) - \sum_{i=1}^3 n_i^2 \right]}{N}, \quad \text{siendo } N \text{ el número total de cambios de precio y } n_i \text{ el número de}$$

cambios

de precio de cada signo.

En el Anexo 4a se representan los resultados para las corridas reales y esperadas. Se observa un claro sesgo hacia valores negativos en las series, independientemente del grupo al que pertenecen. Llama la atención el bajo nivel de discrepancia entre las corridas reales y las esperadas en el caso norteamericano; las mismas son mucho mayores en el caso de los activos locales, y esto se pone de manifiesto al calcular el promedio de los valores absolutos de los activos en cada grupo. El promedio argentino prácticamente triplica a su par extranjero.

c) Numero real y esperado de corridas para cada signo:

Si los signos de los precios son generados por un proceso independiente de Bernoulli con probabilidades $P(+)$, $P(-)$, y $P(0)$ para los tres tipos de cambio de precios, para grandes muestras el número esperado de corridas de signo positivo de longitud "i" en una muestra de N cambios será aproximadamente: $NP(+)[1-P(+)]^i$. El número esperado de corridas positivas de cualquier longitud será:

$$\sum_{i=1}^{\infty} NP(+)^i [1 - P(+)]^i = NP(+)[1 - P(+)]$$

En forma similar el número esperado de corridas de signo negativo y nulo serán respectivamente: $NP(-)[1-P(-)]$ y $NP(0)[1-P(0)]$.

Sin embargo, el número esperado de corridas de cada signo calculado de esta manera se vería distorsionado por el efecto observado anteriormente en b), donde vimos que para casi todos los activos el número de corridas reales era menor al esperado. Para independizarnos de este efecto, y observar exclusivamente como se reparten las corridas de distinto signo. La probabilidad de una corrida de signo positivo es:

$$\begin{aligned} P(\text{corrida } +) &= NP(+)[1-P(+)]/m, \quad \text{en forma idéntica tenemos:} \\ P(\text{corrida } -) &= NP(-)[1-P(-)]/m \\ P(\text{corrida } 0) &= NP(0)[1-P(0)]/m \end{aligned}$$

siendo m la cantidad esperada de corridas totales. Por lo tanto la cantidad de corridas esperadas de cada signo entre la cantidad de corridas reales N serán:

$$\begin{aligned} R(+) &= RP(\text{corrida } +) \\ R(-) &= RP(\text{corrida } -) \\ R(0) &= RP(\text{corrida } 0) \end{aligned}$$

Estas son las fórmulas que hemos empleado para calcular la cantidad esperada de corridas de cada signo presentadas en el Anexo 4b. En este cuadro vemos claramente que las diferencias entre valores esperados y reales son en general pequeñas. Sin embargo parece haber un patrón en los signos de las diferencias pues estas tienden a tener el mismo signo según el tipo de grupo y corrida al cual pertenecen. Por ejemplo, en el caso de las corridas sin cambio de signo locales todas las diferencias salvo una son positivas. En cambio para el grupo norteamericano la mayoría son negativas. Como se ha visto en el caso de las corridas totales, los promedios de valores absolutos de las corridas segregadas por signo resultan ser mayores para los activos locales, sugiriendo niveles mayores de dependencia.

Por lo visto hasta ahora en los tests de corridas y del análisis de la correlación serial, hay cierta evidencia de dependencias estadísticas en la información, sobre todo para los activos argentinos. Sin embargo debemos enfatizar que a pesar de que las técnicas usadas son las usuales para testear independencia, hay situaciones en las que no constituyen tests adecuados. La simple relación lineal que subyace al modelo de autocorrelación podría no ser adecuada para analizar los patrones mucho más complicados que podrían observarse en los precios de las acciones. Por otro lado los tests de autocorrelación analizan la dependencia en toda la serie de datos; podría ser que los precios sean dependientes en ciertos períodos bajo condiciones especiales. A su vez los tests de corridas serían

muy rígidos en explicar la duración de una tendencia alcista o hacia la baja, pues solo tienen en cuenta los cambios de signo en la variación de los precios y no su magnitud.

IV.3) Estrategia de trading mediante el uso de filtros:

Hasta ahora hemos empleado tests estadísticos en los cuales calculamos estimaciones muestrales de ciertos estadísticos y los comparamos con los valores esperados en el caso de que el cambio de precio en los activos fuera un fenómeno totalmente independiente. A pesar de que los resultados diferían un poco, sobre todo en el caso de activos locales, este hecho no constituye evidencia suficiente para rechazar la hipótesis de independencia del modelo de “random walk”. Sin embargo querríamos ver en esta sección si la dependencia observada podría ser transformada en algún beneficio extraordinario mediante el uso de alguna regla mecánica de trading.

Para ello emplearemos una estrategia de trading conocida como filtros de Alexander¹⁰. Dicha estrategia consiste simplemente en comprar un activo si este aumenta en un día por lo menos un “x%” por ciento, y en ponerse vendido (en inglés hacer un “short selling”) en caso de que el precio descendiera en más de un “x%” por ciento. En caso de no sobrepasar los límites preestablecidos se mantiene la posición.

Para adaptar la técnica al mercado local, en donde la posibilidad de “short selling” no es tan obvia para la mayoría de los activos, hemos creado una segunda variante, que difiere de la original en cuanto a que si el precio de un activo descendiera en más de un “x” por ciento, en vez de ponerse vendido, la estrategia consiste en vender el mismo.

Nosotros hemos aplicado dichas estrategias usando filtros del 1% , 3% y 5%. En cada caso hemos considerado que el inversor comienza con \$100 al principio del ejercicio, y consideramos la operación sin costos de transacción, y luego pasamos a los casos más realistas de aplicar un 0.5% y un 1% en concepto de impuestos y comisiones. Los resultados se cotejan frente a una estrategia de “buy and hold” o sea de comprar al principio del período y vender al final del mismo sin realizar ninguna transacción adicional. En los Anexos 5a y 5b se presentan los resultados.

En el Anexo 5a se presenta la estrategia original de trading. Como primera observación cabe destacar que en el caso de los activos extranjeros una estrategia de “buy & hold” supera a todas las otras, muchas de las cuales hasta terminan con pérdidas. No es este el caso de los activos locales. En ausencia de comisiones las ganancias de los mismos son mucho mayores, pero al incluir costos de transacción (impuestos y/o comisiones) la ganancia se reduce drásticamente. Para el caso más realista de costos de transacción del 1%¹¹ la rentabilidad promedio es similar a la de una estrategia de “buy & hold” en el caso del filtro del 1%, mayor para un filtro del 3%, y negativa en el caso del filtro del 5%. Cabe destacar que para filtros grandes la cantidad de transacciones disminuye, por lo cual la incidencia de los costos de transacción en la rentabilidad también lo hace.

En el Anexo 5b se considera el caso más realista para el ámbito local, en cuanto no sería factible hacer “short selling”. Desde ya, esta variante de la estrategia original disminuye el poder de los filtros para capturar el así llamado “momentum” de las acciones, en cuanto no se producen beneficios con las bajas. Por lo tanto esperaríamos observar una disminución de las ganancias mediante el uso de los filtros, lo cual efectivamente sucede.

Como conclusión cabe destacar que la dependencia estadística observada en las secciones IV.1) y IV.2) efectivamente puede ser traducida en una ganancia extraordinaria mediante la técnica de

¹⁰ Alexander (1961)

¹¹ Estos costos fueron variando en Argentina durante el período considerado, y dependen obviamente del tamaño de la transacción, pero siempre incluyen por lo menos un 0.5% de impuestos + la comisión acordada.

filtros. Sin embargo la existencia de comisiones e impuestos absorben totalmente dicha ganancia. Y debemos destacar que no tuvimos en cuenta los problemas de la liquidez en el ámbito local, y la consecuente factibilidad de realizar las operaciones necesarias en el momento adecuado.

V) Test de cociente de varianzas

A pesar de la dependencia observada en la sección IV), y la falta de normalidad observada en la sección III) no hay evidencia suficiente para rechazar la posibilidad del modelo de “random walk”. En esta sección se utilizará otro test para analizar si los retornos de las acciones satisfacen las hipótesis de un RW¹².

La teoría del RW para procesos homoscedásticos proponía $X_t = \mu + X_{t-1} + \varepsilon_t$, con $X_t = \ln(p_t)$ y se verificaba ε_t es i.i.d. $N(0, \sigma^2)$. Así la hipótesis nula sería:

(H) ε_t es i.i.d. $N(0, \sigma^2)$

Una importante propiedad del RW es que la varianza de los incrementos es lineal en el intervalo de observación. Esto es, la varianza de $X_t - X_{t-2}$ es el doble que la de $X_t - X_{t-1}$. Por lo tanto la plausibilidad del RW podría establecerse de comparar la varianza de $X_t - X_{t-1}$ con la mitad de la varianza de $X_t - X_{t-2}$. Esto es el fundamento del test de cociente de varianzas¹³. La idea básica es comparar dos estimaciones de la varianza obtenidas por distintos métodos y testear si son similares. La primera (4) usa puntos adyacentes, la segunda (5) usa datos espaciados con un rezago de q puntos. Mientras (4) utiliza todos los datos para la estimación de la varianza, (5) usa X_0, X_q, X_{2q}, \dots . La media se estima mediante (3):

$$\mu = \frac{1}{nq} \sum_{k=1}^{nq} (X_k - X_{k-1}) = \left(\frac{1}{nq} \right) (X_{nq} - X_0) \quad (3)$$

$$\sigma_a^2 = \frac{1}{nq-1} \sum_{k=1}^{nq} (X_k - X_{k-1} - \mu)^2 \quad (4)$$

$$\sigma_c^2 = \frac{1}{q(nq-q+1)(1-q/nq)} \sum_{k=q}^{nq} (X_k - X_{k-q} - q\mu)^2 \quad (5)$$

$$Mr(q) = \frac{\sigma_a^2}{\sigma_c^2} - 1 \quad (6)$$

El así llamado cociente de varianzas es $(Mr(q)+1)$ en donde $Mr(q)$ esta definido por (6); este debería ser cercano a 1 si la hipótesis del RW se verifica. En consecuencia $Mr(q)$ debería ser cercano a 0 en tal caso. Es posible demostrar que:

$$M_r(q) = \sum_{j=1}^{q-1} \frac{2(q-j)}{q} \rho(j)$$

¹² Para esta sección nos basamos en Lo & McKinlay (1999)

¹³ Esta técnica ya fue empleada entre otros por Cochrane (1987) y Campbell & Mankiw (1987)

por lo tanto se puede interpretar el cociente de varianzas como una combinación lineal de las primeras (q-1) autocorrelaciones con pesos estadísticos en disminución. Si se usa q =16, el test básicamente testea la independencia de los incrementos solo hasta un rezago de 16 días. Otro aspecto interesante es que si hay muchos coeficientes de autocorrelación negativos hasta dicho rezago, Mr(q) tiende a ser negativo.

Pero como es bien sabido que los precios de las acciones exhiben heterosedasticidad (o sea que la varianza no es constante), un rechazo de la hipótesis de RW debido a la misma no sería de mucho interés. Lo y McKinley diseñaron un test de cociente de varianzas que es robusto respecto de la misma. En tanto que los incrementos no estén correlacionados, incluso en presencia de heterosedasticidad, el cociente de varianzas debería aproximarse a la unidad a medida que el número de observaciones aumenta. La hipótesis nula modificada que generaliza (H) mencionada anteriormente es:

(H₀)

(A1) Para todo t, E(ε_t)=0 and E(ε_tε_{t-s})=0 para s≠0.

(A2) E(|ε_tε_{t-s}|^{2(r+s)}) es finito para algún r>1 and δ>0

(A3) $\lim_{nq \rightarrow \infty} \frac{1}{nq} \sum_{t=1}^{nq} E(\varepsilon_t^2) < \infty$

(A4) Para todo t, E(ε_tε_{t-j}ε_{t-k})=0 para j≠k no nulos.

Esta hipótesis nula asume que X_t posee incrementos no correlacionados, pero admite varias formas de heterosedasticidad, incluyendo modelos ARCH. Como Mr(q) sigue tendiendo a 0 bajo H₀, solo deberemos calcular su varianza asintótica para realizar las inferencias. Por lo tanto, sean δ(j) y θ(q) las varianzas asintóticas de ρ(j) y Mr(q), se puede demostrar:

$$\delta(j) = nq \frac{\sum_{k=j+1}^{nq} (X_k - X_{k-1} - \nu)^2 (X_k - X_{k-1} - \mu)^2}{\left\{ \sum_{k=1}^{nq} (X_k - X_{k-1} - \mu)^2 \right\}^2}, j = 1, \dots, q-1 \quad (7)$$

$$\theta(q) = \sum_{j=1}^{q-1} \left(\frac{2(q-j)}{q} \right)^2 \delta(j) \quad (8)$$

$$z^*(q) = \sqrt{\frac{nq}{\theta(q)}} Mr(q) \quad (9)$$

- Mr(q) converge a 0 para todo q, a medida que n tiende a ∞.
- (7) es un estimador de δ(j) consistente con la presencia de heterosedasticidad.
- (8) es un estimador de θ(q) consistente con la presencia de heterosedasticidad.
- z*(q) es asintóticamente normal estandarizada.

Calcularemos Mr(q) y z*(q) para q=2,4,8 y 16. Rechazaremos la hipótesis del RW a un nivel de confianza del 95% cuando z*(q) caiga fuera del intervalo [-1.96, 1.96]. Los resultados se presentan en el cuadro 2 y se destacan en negritas los valores de z* que hayan caído fuera del intervalo de confianza.

Cuadro 2

Activo	Muestra	MR(2)	MR(4)	MR(8)	MR(16)	z*(2)	z*(4)	z*(8)	z*(16)
Acindar	1.316	0,10	0,12	0,14	0,18	2,48	1,55	1,19	1,09
Alpa	1.316	0,08	0,03	-0,03	-0,02	1,99	0,40	-0,24	-0,13
Astra	1.316	0,05	-0,02	-0,09	-0,09	1,21	-0,22	-0,79	-0,52
Come	1.316	0,15	0,19	0,25	0,34	3,63	2,59	2,25	2,17
Erca	1.316	0,04	-0,03	-0,06	-0,09	0,95	-0,38	-0,55	-0,60
Fran	1.316	0,16	0,21	0,14	0,18	3,35	2,40	1,11	1,03
Gali	1.316	0,21	0,34	0,37	0,44	3,95	3,41	2,59	2,25
Indu	1.316	0,14	0,19	0,19	0,16	3,48	2,53	1,67	1,01
Irsa	1.316	0,16	0,25	0,22	0,28	3,32	2,93	1,75	1,64
Moli	1.316	0,14	0,16	0,04	0,05	3,77	2,31	0,33	0,32
Pere	1.316	0,10	0,12	0,09	0,10	2,03	1,22	0,63	0,50
Reno	1.316	0,17	0,28	0,30	0,34	3,86	3,55	2,57	2,08
Sevel	1.245	0,11	0,13	0,17	0,32	2,77	1,84	1,58	2,04
Tear2	1.316	0,10	0,15	0,11	0,17	1,95	1,67	0,84	0,97
Teco2	1.316	0,14	0,22	0,24	0,27	2,83	2,48	1,86	1,53
Ypfd	1.188	0,10	0,08	-0,00	-0,06	2,27	1,04	-0,01	-0,35
Promedio		0,12	0,15	0,13	0,16	2,74	1,83	1,05	0,94

Activo	Muestra	MR(2)	MR(4)	MR(8)	MR(16)	z*(2)	z*(4)	z*(8)	z*(16)
AT&T	1.315	-0,00	0,03	0,03	-0,04	-0,08	0,46	0,24	-0,22
BankAmerica	1.315	-0,00	-0,00	-0,13	-0,21	-0,04	-0,00	-1,28	-1,45
Boeing	1.315	-0,04	-0,12	-0,18	-0,23	-0,73	-1,50	-1,49	-1,43
Citicorp	1.315	0,06	0,04	-0,12	-0,23	2,22	0,67	-1,35	-1,74
Coca Cola	1.315	-0,02	-0,07	-0,14	-0,18	-0,66	-1,14	-1,52	-1,32
Exxon	1.315	-0,12	-0,25	-0,43	-0,52	-3,03	-3,61	-4,18	-3,58
Ford & Co.	1.315	-0,04	-0,10	-0,23	-0,31	-1,38	-1,89	-2,75	-2,54
GE	1.315	-0,01	-0,09	-0,24	-0,30	-0,31	-1,31	-2,33	-2,10
IBM	1.315	-0,02	-0,09	-0,11	-0,10	-0,45	-1,45	-1,14	-0,72
Johnson & Jo	1.315	-0,02	-0,13	-0,21	-0,25	-0,57	-2,08	-2,25	-1,81
Merck & Co.	1.315	-0,02	-0,09	-0,16	-0,12	-0,56	-1,52	-1,78	-0,96
Merryll Lynch	1.315	-0,01	-0,02	-0,13	-0,20	-0,29	-0,39	-1,38	-1,48
Microsoft	1.315	-0,02	-0,13	-0,21	-0,26	-0,55	-2,19	-2,28	-1,97
Mobil Corp	1.315	-0,07	-0,16	-0,36	-0,48	-2,01	-2,65	-3,87	-3,57
Texas Inst.	1.315	0,03	-0,05	-0,18	-0,21	1,13	-0,88	-1,95	-1,56
Promedio		-0,02	-0,08	-0,19	-0,24	-0,49	-1,30	-1,95	-1,76

(MR(q) +1) es el cociente de varianzas, bajo la hipótesis de RW sería = 1, ó sea MR = 0
Valores de z*(q) significativos al 5% se destacan en negritas

Desde este punto de vista hemos hallado de que 13 de los 16 activos nacionales , y solo 6 de los 15 activos norteamericanos presentan algún estadístico fuera del intervalo de confianza. Por lo tanto el resultado es ambiguo en cuanto al rechazo o aceptación del RW, aunque podríamos afirmar que los títulos americanos se le asemejan más.

Habíamos visto que el Mr(q) es asintóticamente equivalente a un promedio ponderado de la función de autocorrelación hasta un rezago q, y si hay muchos coeficientes de autocorrelación negativos hasta dicho rezago, Mr(q) tiende a ser negativo. La abundancia de signos positivos para

activos nacionales y negativos para acciones extranjeras en el cuadro sugiere que las autocorrelaciones pudieran tener el signo observado anteriormente para cada grupo de activos. Esto se verifica en el Anexo 3a, en donde la mayoría de las autocorrelaciones norteamericanas son negativas, en cambio abundan las positivas dentro de los activos nacionales sobre todo para un rezago de 1, que es el que tiene mayor peso estadístico en el cálculo de $Mr(q)$.

VI) Test R/S modificado

En esta sección se investiga si la historia de retornos de los activos exhibe memoria a largo plazo¹⁴. Tal hipótesis ha sido sostenida por la observación de patrones cíclicos de los agregados económicos a través del tiempo. En esta sección se desarrolla un test¹⁵, cuyo estadístico es el cociente de un rango y una expresión modificada de la desviación estándar¹⁶, de ahí su nombre R/S modificado. Este estadístico es robusto con respecto a la presencia de dependencias de corto plazo, lo cual es importante pues el estadístico original infería memoria a largo plazo en presencia de autocorrelaciones a rezagos cortos, confundiendo ambos efectos.

Para desarrollar un método para detectar memoria a largo plazo es fundamental diferenciar la dependencia estadística a corto y largo plazo. Uno de los conceptos más difundidos para detectar dependencia de corto plazo es el de “strong-mixing”, una medida de la declinación en dependencia estadística entre eventos separados por sucesivos intervalos temporales crecientes. La definición de un proceso “strong-mixing” se da en el apéndice 6.

Si definimos el retorno diario como $X_t = \log(p_t / p_{t-1})$ con p_t el precio de un activo al día t , proponemos

$$X_t = \mu + \varepsilon_t \quad (10)$$

con μ una constante fija y ε_t una variable aleatoria con media nula.

La hipótesis nula de que no existe memoria a largo plazo se formula de la siguiente manera:

(H)

(B1) $E(\varepsilon_t) = 0$

(B2) $\sup_t \{E[|\varepsilon_t|^b]\}$ es finito para algún $b > 2$;

(B3) $\lim_{n \rightarrow \infty} \{E(\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \varepsilon_j)^2\}$ es positivo y finito

(B4) ε_t es un proceso de tipo “strong-mixing” con coeficientes α_k que satisfacen la siguiente relación:

$$\sum_{j=1}^{\infty} \alpha_j^{1-2/b} < \infty$$

La (B1) es trivial, (B2) y (B3) son restricciones sobre el máximo grado de dependencia y heterogeneidad aceptables compatibles con la ley de grandes números, y (B4) está asociado con el grado de “strong-mixing” existente.

¹⁴ Los trabajos pioneros corresponden a Mandelbrot (1971), Fama & French (1988), Lo & McKinlay (1988) y Poterba & Summers (1988)

¹⁵ El test fue originalmente desarrollado por Hurst (1951) y modificado por Lo & McKinley

¹⁶ la cual incluye términos de autocovarianza hasta un rezago q , pesadas estadísticamente.

El algoritmo que testea la hipótesis de memoria a largo plazo está dada por el siguiente grupo de ecuaciones:

$$Q = \frac{1}{s} \left\{ \max_{1 \leq k \leq n} \sum_{j=1}^k (X_j - \bar{X}_n) - \min_{1 \leq k \leq n} \sum_{j=1}^k (X_j - \bar{X}_n) \right\} \quad (11)$$

$$s = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n (X_j - \bar{X}_n)^2} \quad (12)$$

$$\bar{X}_n = (X_1 + \dots + X_n) / n \quad (13)$$

$$\sigma^2(q) = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n (X_j - \bar{X}_n)^2 + \frac{2}{n} \sum_{j=1}^q \left(1 - \frac{j}{q+1}\right) \left(\sum_{i=j+1}^n (X_i - \bar{X}_n)(X_{i-j} - \bar{X}_n) \right) \quad (14)$$

$$V_0 = \frac{1}{\sqrt{n}} Q$$

$$V(q) = \frac{1}{\sqrt{n} \sigma(q)} \left\{ \max_{1 \leq k \leq n} \sum_{j=1}^k (X_j - \bar{X}_n) - \min_{1 \leq k \leq n} \sum_{j=1}^k (X_j - \bar{X}_n) \right\} \quad (15)$$

En estas fórmulas q es un parámetro relacionado a la extensión temporal de la memoria de largo plazo. El numerador de Q en (11) se llama rango y el denominador s es el desvío estándar. V_0 es el estadístico R/S clásico de Mandelbrot. Lo & Mackinlay modificaron un poco el test proponiendo un nuevo estadístico V(q) con un parámetro de extensión de memoria q (se ha elegido 90, 180, 270, y 360 días). Dicha modificación está basada en la observación de que el clásico V_0 puede llevar a un erróneo rechazo de la hipótesis nula debido a la existencia de memoria de corto plazo, distinta a la modelada en (B1)-(B4). La V(q) modificada supuestamente sería más robusta con respecto a la variación dentro de una familia de procesos de memoria corta.

Los resultados se exhiben en el cuadro 3 de la siguiente página. Se calculo el estadístico clásico V_0 y el estadístico modificado V(q) para q = 90, 180, 270, y 360. Los únicos datos del grupo de activos norteamericanos fuera del intervalo de confianza al 95 %, o sea fuera de [0.809, 1.862]¹⁷ son el estadístico V_0 de Citicorp y Mobil, y el V(360) de Mobil. Por lo tanto la conclusión general sería que sobre los 5 años analizados, los retornos diarios de estos activos no exhiben memoria de largo plazo u otra persistencia detectable con el test R/S modificado. En el caso de los activos locales en cambio en 7 de los 16 activos se rechaza la (H) para algún q, por lo tanto no se podría descartar la existencia de memoria a largo plazo, aunque la evidencia tampoco es conclusiva. Otro aspecto interesante es el bias, que representa la diferencia porcentual entre V_0 y V(q), para el cual predomina el signo negativo. Esto implicaría que $V_0 < V(q)$ en contraste con los resultados de Lo & McKinley, en donde se da la situación inversa. Esto indicaría que en la ecuación (14) el término de covarianzas tendería a ser negativo.

¹⁷ Estos valores surgen de la distribución de V (que está tabulada) para un test a dos colas con un 5% de significación.

Cuadro 3

Activo	Muestra	Vo	V(90)	V(180)	V(270)	V(360)	Bias (90)	Bias (180)	Bias (270)	Bias (360)
AT&T	1.315	1,56	1,38	1,22	1,23	1,38	13,31%	28,55%	26,63%	13,30%
BankAmerica	1.315	1,30	1,65	1,68	1,52	1,44	-21,31%	-22,44%	-14,06%	-9,56%
Boeing	1.315	0,97	1,37	1,46	1,49	1,55	-29,55%	-33,84%	-35,19%	-37,66%
Citicorp	1.315	0,80	1,10	1,30	1,35	1,57	-26,76%	-38,15%	-40,58%	-48,80%
Coca Cola	1.315	1,08	1,39	1,49	1,48	1,42	-22,57%	-27,74%	-27,07%	-24,31%
Exxon	1.315	0,96	1,40	1,33	1,30	1,28	-31,59%	-28,02%	-26,48%	-25,03%
Ford & Co.	1.315	1,28	1,53	1,60	1,46	1,47	-16,18%	-19,84%	-12,62%	-13,16%
GE	1.315	1,09	1,54	1,53	1,38	1,32	-29,35%	-28,53%	-21,11%	-17,11%
IBM	1.315	0,87	1,05	1,48	1,40	1,71	-17,89%	-41,45%	-38,15%	-49,46%
Johnson & Jo	1.315	1,06	1,42	1,42	1,35	1,30	-25,21%	-25,26%	-21,75%	-18,69%
Merck & Co.	1.315	1,20	1,34	1,28	1,23	1,16	-10,06%	-5,84%	-2,15%	3,57%
Merryll Lynch	1.315	1,13	1,37	1,33	1,32	1,40	-17,54%	-15,09%	-14,27%	-19,40%
Microsoft	1.315	1,01	1,32	1,33	1,33	1,34	-23,82%	-24,56%	-24,35%	-24,82%
Mobil Corp	1.315	0,69	1,27	1,66	1,82	2,25	-45,96%	-58,61%	-62,19%	-69,41%
Texas Inst.	1.315	0,91	0,99	1,09	1,27	1,60	-7,64%	-16,57%	-28,17%	-43,14%
Promedio		1,06	1,34	1,41	1,40	1,48	-20,81%	-23,83%	-22,77%	-25,58%

Activo	Muestra	Vo	V(90)	V(180)	V(270)	V(360)	Bias (90)	Bias (180)	Bias (270)	Bias (360)
Acindar	1.316	1,54	1,53	1,48	1,39	1,36	0,48%	3,86%	10,33%	12,75%
Alpa	1.316	1,21	1,24	1,19	1,17	1,25	-1,68%	2,40%	3,64%	-2,80%
Astra	1.316	1,15	1,47	1,85	1,86	2,09	-21,84%	-38,09%	-38,17%	-45,10%
Come	1.316	1,10	1,15	1,37	1,55	1,78	-4,70%	-19,94%	-29,24%	-38,59%
Erca	1.316	1,27	1,76	1,91	1,83	1,85	-28,28%	-33,56%	-30,65%	-31,57%
Fran	1.316	1,55	1,58	1,83	1,87	2,32	-1,68%	-15,28%	-17,09%	-32,91%
Gali	1.316	1,71	1,70	1,89	1,93	2,37	0,85%	-9,14%	-11,41%	-27,58%
Indu	1.316	0,96	1,18	1,67	2,09	2,22	-18,92%	-42,65%	-54,01%	-56,83%
Irsa	1.316	1,50	1,27	1,24	1,26	1,42	18,38%	20,97%	19,46%	5,42%
Moli	1.316	1,17	1,08	1,11	1,19	1,38	8,04%	4,91%	-1,71%	-15,32%
Pere	1.316	1,33	1,53	1,89	1,93	2,29	-13,16%	-29,96%	-31,29%	-41,94%
Reno	1.316	1,32	1,08	1,15	1,20	1,38	22,75%	14,78%	10,27%	-4,04%
Sevel	1.245	1,41	1,19	1,20	1,15	1,28	18,01%	17,56%	22,08%	9,83%
Tear2	1.316	1,38	1,55	1,73	1,76	1,96	-10,84%	-20,09%	-21,36%	-29,69%
Teco2	1.316	1,40	1,50	1,65	1,61	1,73	-6,41%	-14,74%	-12,59%	-18,84%
Ypfd	1.188	1,34	1,75	1,79	1,69	1,74	-23,50%	-25,18%	-20,85%	-22,96%
Promedio		1,33	1,41	1,56	1,59	1,78	-3,91%	-11,51%	-12,66%	-21,26%

Zona de aceptación de la hipótesis nula al 5% está entre 0,809 y 1,862

Los valores que caen fuera del mismo han sido destacadas en negritas.

Bias = $Vo / V(q) - 1$

VII) Discusión final

El propósito de este trabajo es el de testear empíricamente el modelo del “random-walk” y el comportamiento de los activos en el mercado bursátil Argentino, además de contrastar sus características con sus pares del mercado norteamericano. Analizamos diversos aspectos de los activos en lo referente a su distribución empírica, la independencia de los retornos, y analizamos una estrategia de trading para evaluar si es posible obtener ganancias extraordinarias. Además efectuamos dos tests, el primero para evaluar la factibilidad de que los activos sigan un RW, y el segundo con la intención de ver si las series de datos exhibían memoria de largo plazo. Resumiremos la evidencia obtenida en relación a estos supuestos y discutiremos las implicancias que estas tienen.

Distribución de los retornos:

La primera conclusión a la que arribamos es que la distribución de los retornos se aparta del comportamiento normal. Para cada activo se ha observado una mayor densidad de frecuencia en la zona central (gran pico), y valores extremos (colas más largas) incompatibles con la hipótesis de normalidad. La principal variable que nos ha llevado a dicha conclusión son los altos valores de curtosis, en algunos casos mucho mayores a 3, como sería esperable de una distribución normal. Obviamente el estadístico de JB también presenta valores exagerados. Otro aspecto decisivo son los valores máximos y mínimos observados, la mayoría de los cuales se haya a más de 5 desvíos estándar de la media; en series de ≈ 1300 datos esto es altamente improbable. Por otro lado se observa una marcada asimetría positiva en el caso de los activos norteamericanos, pero esto podría estar motivado por el crecimiento espectacular de dicha economía durante el período considerado. Todos estos apartamientos son aún más notables en el caso de los activos locales.

Hay importantes implicancias económicas: en un mercado con activos cuyos retornos estén distribuidos normalmente, si la suma de varios cambios diarios resultan en una gran variación en el precio punta a punta, lo más probable es que cada cambio diario sea despreciable comparado al cambio total. En cambio en los mercados reales cuya distribución analizamos es más probable que la variación haya sido producto de unos pocos cambios diarios muy bruscos. Estos valores extremos en los retornos producen saltos de precios notables, lo cual implica una gran rapidez de los precios para ajustarse a sus precios intrínsecos. En todo caso estas características de los activos implican grandes dificultades para la evaluación del riesgo de los mismos.

Independencia:

La sección IV) fue dedicada a testear la hipótesis de independencia de los retornos. Todas las pruebas realizadas determinaron que ésta es muy débil en el caso de los activos norteamericanos, pero significativa en el caso de los activos locales. En principio las autocorrelaciones de los retornos con rezago igual a 1 de los activos locales son muy altos, y 12 de los 16 activos analizados exceden en más de 4 veces su error estándar, aunque para los demás rezagos las autocorrelaciones no son significativas. En contraste los activos norteamericanos no presentan autocorrelaciones significativas en ningún rezago lo cual confirma otros estudios hechos en dicho mercado.

Por otro lado se observan autocorrelaciones significativas de los retornos elevados al cuadrado en ambos mercados. Este hecho estaría asociado a cierta heterosedasticidad de los retornos, que intuitivamente puede ser entendida en el sentido de que variaciones bruscas en los precios están

seguidas por altos retornos, independientemente del signo, lo cual produce un “clustering”, o sea regiones con alta volatilidad, seguidas por regiones de baja volatilidad. Al elevarse al cuadrado los retornos, este efecto se traduce en altas autocorrelaciones. Este efecto ha sido tratado de modelar a través de diversas formas entre las cuales se encuentran los modelos ARCH-GARCH¹⁸. En todo caso esta característica de los retornos es contradictoria con la hipótesis de un modelo de RW.

A continuación se aplicó un test clásico de corridas, basada en el trabajo realizado por Fama (1965). Los resultados son bastante consecuentes con lo observado con las autocorrelaciones, pues se observa un “peor” comportamiento de los activos locales. En el caso de las corridas locales el promedio de las diferencias entre el valor esperado y observado de las series argentinas casi triplica el de sus pares norteamericanos, y en el caso de las corridas por signos esta diferencia es “solo” del doble.

Dada esta dependencia observada en el caso de los activos locales se ha tratado de ver si ésta misma podría ser traducida en una ganancia extraordinaria a través de una estrategia del uso de filtros. De no existir costos de transacción esta posibilidad es evidente, pero teniendo en cuenta estos últimos, las ganancias se esfuman, y las estrategias de filtros terminan siendo menos rentables que el de comprar y mantener hasta el final el activo. Esto levanta una paradoja, pues el hecho de que los precios no sean totalmente aleatorios (como postula el RW), o en otras palabras, el que tengan cierto grado de predictibilidad, no implica necesariamente que el mercado sea ineficiente. Esto fue demostrado con anterioridad por varios autores¹⁹. Cabe destacar en el caso de los activos norteamericanos que aún en ausencia de comisiones, la estrategia de trading siempre resultó desventajosa respecto a un simple “buy & hold”.

Los Tests:

El test de cociente de varianzas fue diseñado específicamente con el propósito de testear la hipótesis de un RW. Nosotros hemos seguido en particular las pautas propuestas por Lo & McKinley, pero la evidencia no es conclusiva con respecto a si el comportamiento de las series corresponde a un RW para ninguno de los rezagos q elegidos. Cabe si destacar un alto nivel de rechazo en el caso de los activos locales para un $q=2$.

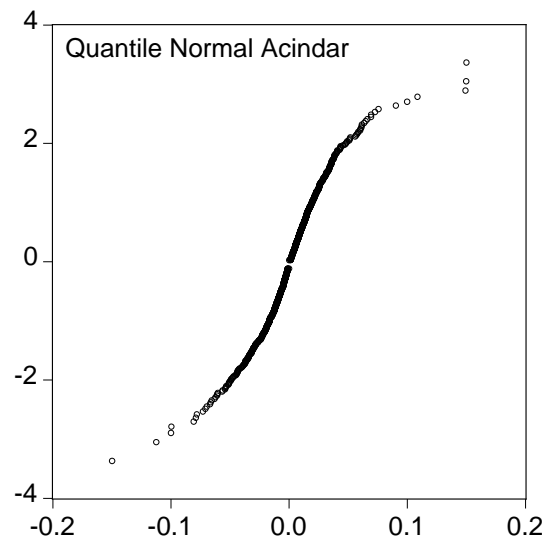
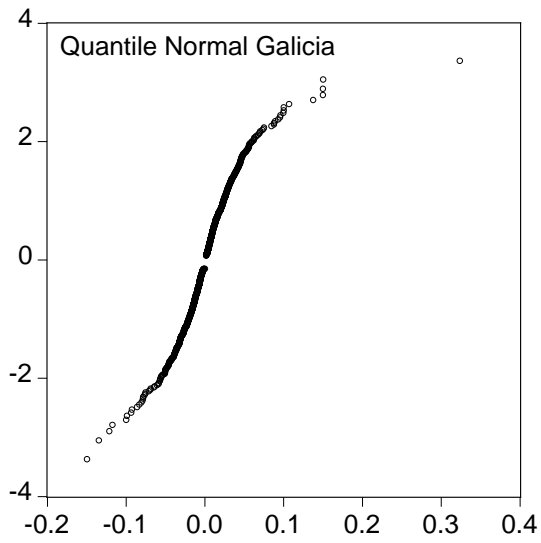
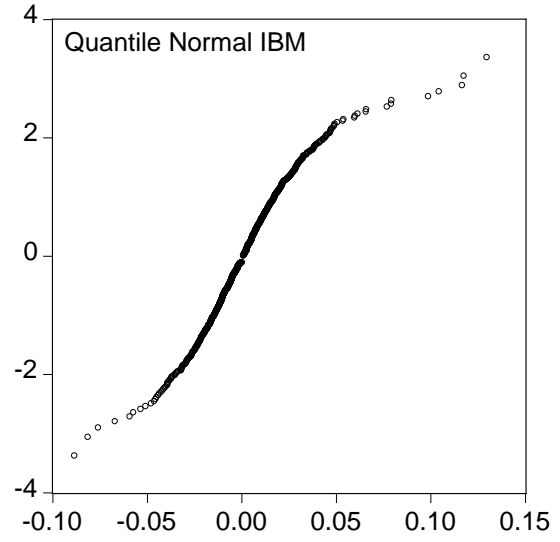
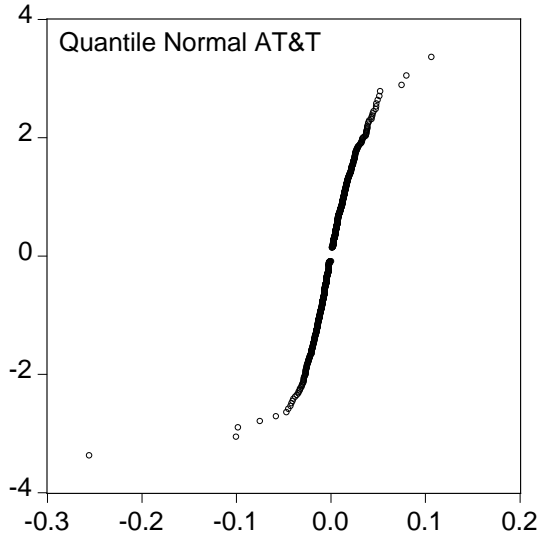
El test R/S modificado no produjo evidencia suficiente en el sentido de que las series exhiban memoria de largo plazo. Lo que si nos llama la atención es que la varianza modificada, dada por (14), arroja en general valores menores a la varianza tradicional, en contraste con el resultado obtenido por Lo & McKinley en su trabajo original.

En conclusión creemos haber evidenciado cierta dependencia en los activos locales, no observables en activos del mercado desarrollado. Sin embargo, no parece que dicha información pueda ser usada en una estrategia rentable, por lo cual la hipótesis de mercados eficientes sigue teniendo plena validez en nuestro país.

¹⁸ Ver Delfiner & Gutierrez Girault (2002)

¹⁹ LeRoy (1973): Risk aversion and the martingale property of stock returns, *Int.Ec.Review*
Lucas (1978): Asset price in a exchange economy, *Econometrica*

Anexo 1: Gráficos de cuantiles vs. normales



Anexo 2a: Las distribuciones empíricas del mercado estadounidense

	0,5	1	1,5	2	3	4	5	>5	Obs	
N(0,1)	0,3830	0,6826	0,8664	0,9545	0,9876	0,9973	0,9999	1,0000	0,0000	
AT&T Corp	0,5258	0,8000	0,9197	0,9644	0,9826	0,9924	0,9947	0,9970	0,0030	1320
BankAmerica	0,4068	0,7167	0,8811	0,9568	0,9864	0,9932	0,9970	0,9985	0,0015	1320
Boeing Comp.	0,4629	0,7364	0,8985	0,9553	0,9780	0,9909	0,9955	0,9977	0,0023	1320
Citicorp	0,4523	0,7371	0,8682	0,9462	0,9773	0,9917	0,9977	0,9992	0,0008	1320
Coca Cola	0,4038	0,7189	0,8841	0,9538	0,9818	0,9909	0,9970	0,9992	0,0008	1320
Exxon	0,4386	0,7371	0,8795	0,9447	0,9780	0,9917	0,9977	0,9992	0,0008	1320
Ford & Co.	0,4053	0,7045	0,8689	0,9470	0,9871	0,9955	1,0000	1,0000	0,0000	1320
General Elec	0,4076	0,7197	0,8735	0,9523	0,9833	0,9924	0,9970	0,9992	0,0008	1320
IBM	0,4598	0,7644	0,9008	0,9523	0,9811	0,9864	0,9932	0,9962	0,0038	1320
Johnson & J	0,4265	0,7341	0,8689	0,9500	0,9811	0,9894	0,9970	0,9992	0,0008	1320
Merck & Co.	0,4220	0,7280	0,8773	0,9485	0,9773	0,9917	0,9977	0,9985	0,0015	1320
Merryll Lynch	0,4114	0,7212	0,8864	0,9508	0,9833	0,9932	0,9970	0,9985	0,0015	1320
Microsoft	0,4098	0,7227	0,8758	0,9455	0,9811	0,9917	0,9992	1,0000	0,0000	1320
Mobil Corp	0,4341	0,7197	0,8826	0,9576	0,9758	0,9894	0,9985	0,9992	0,0008	1320
Texas Instr.	0,4098	0,7227	0,8879	0,9500	0,9788	0,9902	0,9985	1,0000	0,0000	1320
	0,4220	0,7227	0,8811	0,9508	0,9811	0,9917	0,9970	0,9992	0,0008	

	0,5	1	1,5	2	3	4	5	>5	Obs	
N(0,1)										
AT&T Corp	0,1428	0,1174	0,0533	0,0099	-0,0050	-0,0049	-0,0052	-0,0030	0,0030	1320
BankAmerica	0,0238	0,0341	0,0147	0,0023	-0,0012	-0,0041	-0,0029	-0,0015	0,0015	1320
Boeing Comp.	0,0799	0,0538	0,0321	0,0008	-0,0096	-0,0064	-0,0044	-0,0023	0,0023	1320
Citicorp	0,0693	0,0545	0,0018	-0,0083	-0,0103	-0,0056	-0,0022	-0,0008	0,0008	1320
Coca Cola	0,0208	0,0363	0,0177	-0,0007	-0,0058	-0,0064	-0,0029	-0,0008	0,0008	1320
Exxon	0,0556	0,0545	0,0131	-0,0098	-0,0096	-0,0056	-0,0022	-0,0008	0,0008	1320
Ford & Co.	0,0223	0,0219	0,0025	-0,0075	-0,0005	-0,0018	0,0001	0,0000	0,0000	1320
General Elec	0,0246	0,0371	0,0071	-0,0022	-0,0043	-0,0049	-0,0029	-0,0008	0,0008	1320
IBM	0,0768	0,0818	0,0344	-0,0022	-0,0065	-0,0109	-0,0067	-0,0038	0,0038	1320
Johnson & J	0,0435	0,0515	0,0025	-0,0045	-0,0065	-0,0079	-0,0029	-0,0008	0,0008	1320
Merck & Co.	0,0390	0,0454	0,0109	-0,0060	-0,0103	-0,0056	-0,0022	-0,0015	0,0015	1320
Merryll Lynch	0,0284	0,0386	0,0200	-0,0037	-0,0043	-0,0041	-0,0029	-0,0015	0,0015	1320
Microsoft	0,0268	0,0401	0,0094	-0,0090	-0,0065	-0,0056	-0,0007	0,0000	0,0000	1320
Mobil Corp	0,0511	0,0371	0,0162	0,0031	-0,0118	-0,0079	-0,0014	-0,0008	0,0008	1320
Texas Instr.	0,0268	0,0401	0,0215	-0,0045	-0,0088	-0,0071	-0,0014	0,0000	0,0000	1320
	0,0390	0,0401	0,0147	-0,0037	-0,0065	-0,0056	-0,0029	-0,0008	0,0008	

	> 2s		> 3s		>4 s		> 5s		Obs
	Actual	Esper	Actual	Esper	Actual	Esper	Actual	Esper	
AT&T Corp	47	60	10	4	7	0	4	0	1320
BankAmerica	57	60	9	4	4	0	2	0	1320
Boeing Comp.	59	60	12	4	6	0	3	0	1320
Citicorp	71	60	11	4	3	0	1	0	1320
Coca Cola	61	60	12	4	4	0	1	0	1320
Exxon	73	60	11	4	3	0	1	0	1320
Ford & Co.	70	60	6	4	0	0	0	0	1320
General Elec	63	60	10	4	4	0	1	0	1320
IBM	63	60	18	4	9	0	5	0	1320
Johnson & J	66	60	14	4	4	0	1	0	1320
Merck & Co.	68	60	11	4	3	0	2	0	1320
Merryll Lynch	65	60	9	4	4	0	2	0	1320
Microsoft	72	60	11	4	1	0	0	0	1320
Mobil Corp	56	60	14	4	2	0	1	0	1320
Texas Instr.	66	60	13	4	2	0	0	0	1320
	65	60	11	4	4	0	1	0	

Anexo 2b: Las distribuciones empíricas del mercado argentino

	0,5	1	1,5	2	2,5	3	4	5	>5	Obs
N(0,1)	0,3830	0,6826	0,8664	0,9545	0,9876	0,9973	0,9999	1,0000	0,0000	
ACIN	0,4544	0,7432	0,8837	0,9438	0,9742	0,9878	0,9954	1,0000	0,0000	1316
ALPA	0,4529	0,7606	0,8853	0,9460	0,9726	0,9863	0,9977	1,0000	0,0000	1314
ASTR	0,4597	0,7386	0,8891	0,9498	0,9742	0,9848	0,9985	0,9985	0,0015	1316
COME	0,4354	0,7333	0,8822	0,9468	0,9772	0,9818	0,9985	0,9992	0,0008	1310
ERCA	0,4400	0,7416	0,8845	0,9438	0,9742	0,9871	0,9977	0,9992	0,0008	1314
FRAN	0,4894	0,7500	0,8929	0,9483	0,9719	0,9840	0,9970	0,9985	0,0015	1310
GALI	0,5266	0,7910	0,9073	0,9567	0,9734	0,9840	0,9932	0,9962	0,0038	1314
INDU	0,4681	0,7447	0,8807	0,9407	0,9688	0,9916	0,9947	1,0000	0,0000	1314
IRSA	0,5182	0,7766	0,8989	0,9498	0,9704	0,9840	0,9939	0,9977	0,0023	1307
MOLI	0,4673	0,7356	0,8830	0,9400	0,9696	0,9840	0,9992	0,9992	0,0008	1312
PERE	0,5068	0,7766	0,8997	0,9498	0,9726	0,9863	0,9932	0,9970	0,0030	1316
RENO	0,4856	0,7454	0,8929	0,9476	0,9742	0,9848	0,9947	0,9992	0,0008	1310
SEVE	0,4670	0,7579	0,8794	0,9356	0,9682	0,9837	0,9984	1,0000	0,0000	1243
TEAR2	0,4772	0,7652	0,8868	0,9445	0,9711	0,9848	0,9970	0,9977	0,0023	1316
TECO2	0,4795	0,7606	0,8921	0,9468	0,9719	0,9863	0,9962	0,9977	0,0023	1316
YFPD	0,4722	0,7559	0,8872	0,9554	0,9756	0,9865	0,9975	0,9983	0,0017	1188
	0,4702	0,7530	0,8870	0,9468	0,9726	0,9848	0,9970	0,9989	0,0012	

	0,5	1	1,5	2	2,5	3	4	5	>5	Obs
ACIN	0,0714	0,0606	0,0173	-0,0107	-0,0134	-0,0095	-0,0045	0,0000	0,0000	1316
ALPA	0,0699	0,0780	0,0189	-0,0085	-0,0150	-0,0110	-0,0022	0,0000	0,0000	1314
ASTR	0,0767	0,0560	0,0227	-0,0047	-0,0134	-0,0125	-0,0014	-0,0015	0,0015	1316
COME	0,0524	0,0507	0,0158	-0,0077	-0,0104	-0,0155	-0,0014	-0,0008	0,0008	1310
ERCA	0,0570	0,0590	0,0181	-0,0107	-0,0134	-0,0102	-0,0022	-0,0008	0,0008	1314
FRAN	0,1064	0,0674	0,0265	-0,0062	-0,0157	-0,0133	-0,0029	-0,0015	0,0015	1310
GALI	0,1436	0,1084	0,0409	0,0022	-0,0142	-0,0133	-0,0067	-0,0038	0,0038	1314
INDU	0,0851	0,0621	0,0143	-0,0138	-0,0188	-0,0057	-0,0052	0,0000	0,0000	1314
IRSA	0,1352	0,0940	0,0325	-0,0047	-0,0172	-0,0133	-0,0060	-0,0023	0,0023	1307
MOLI	0,0843	0,0530	0,0166	-0,0145	-0,0180	-0,0133	-0,0007	-0,0008	0,0008	1312
PERE	0,1238	0,0940	0,0333	-0,0047	-0,0150	-0,0110	-0,0067	-0,0030	0,0030	1316
RENO	0,1026	0,0628	0,0265	-0,0069	-0,0134	-0,0125	-0,0052	-0,0008	0,0008	1310
SEVE	0,0840	0,0753	0,0130	-0,0189	-0,0194	-0,0136	-0,0015	0,0000	0,0000	1243
TEAR2	0,0942	0,0826	0,0204	-0,0100	-0,0165	-0,0125	-0,0029	-0,0023	0,0023	1316
TECO2	0,0965	0,0780	0,0257	-0,0077	-0,0157	-0,0110	-0,0037	-0,0023	0,0023	1316
YFPD	0,0892	0,0733	0,0208	0,0009	-0,012	-0,0108	-0,0024	-0,0017	0,0017	1188
	0,0872	0,0704	0,0206	-0,0077	-0,0150	-0,0125	-0,0029	-0,0011	0,0012	

	> 2s		> 3s		> 4s		> 5s		Obs
	Actual	Esperado	Actual	Esperado	Actual	Esperado	Actual	Esperado	
ACIN	74	60	16	4	6	0	0	0	1316
ALPA	71	60	18	4	3	0	0	0	1314
ASTR	66	60	20	4	2	0	2	0	1316
COME	70	60	24	4	2	0	1	0	1310
ERCA	74	60	17	4	3	0	1	0	1314
FRAN	68	60	21	4	4	0	2	0	1310
GALI	57	60	21	4	9	0	5	0	1314
INDU	78	60	11	4	7	0	0	0	1314
IRSA	66	59	21	4	8	0	3	0	1307
MOLI	79	60	21	4	1	0	1	0	1312
PERE	66	60	18	4	9	0	4	0	1316
RENO	69	60	20	4	7	0	1	0	1310
SEVE	80	57	20	3	2	0	0	0	1243
TEAR2	73	60	20	4	4	0	3	0	1316
TECO2	70	60	18	4	5	0	3	0	1316
YFPD	53	54	16	3	3	0	2	0	1188
	70	60	20	4	4	0	2	0	

Anexo 3a: Autocorrelaciones de los retornos*

	Rezago											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
AT&T Corp	-0,001	0,019	0,026	-0,057	0,060	-0,041	-0,021	0,015	-0,020	-0,001	-0,034	0,009
BankAmerica	-0,005	-0,006	0,008	-0,107	-0,011	-0,028	-0,012	-0,052	0,027	0,050	0,034	-0,027
Boeing Comp.	0,069	-0,039	-0,049	-0,091	-0,021	-0,027	-0,026	-0,066	0,013	0,039	0,005	0,058
Citicorp	-0,028	-0,021	-0,018	0,039	-0,077	-0,017	-0,051	0,023	0,021	0,057	0,012	-0,038
Coca Cola	-0,112	-0,044	-0,063	-0,025	-0,042	-0,067	0,020	-0,028	0,038	0,062	-0,030	-0,007
Exxon	-0,035	-0,020	-0,028	-0,070	0,005	-0,035	-0,047	-0,002	0,029	0,017	-0,003	0,023
Ford & Co.	-0,009	-0,042	-0,055	-0,038	-0,031	-0,021	-0,045	0,006	0,035	0,064	-0,037	0,003
General Elec	-0,011	-0,071	0,006	0,015	0,012	-0,007	0,003	-0,009	-0,017	0,053	0,003	0,029
IBM	-0,018	-0,061	-0,054	0,022	-0,025	-0,002	-0,048	-0,018	0,055	0,046	-0,007	-0,023
Johnson & J	-0,017	-0,033	-0,049	-0,021	0,005	-0,026	-0,001	-0,006	0,037	0,042	0,013	0,038
Merck & Co.	-0,007	-0,004	-0,036	-0,033	-0,028	-0,044	-0,010	-0,037	0,002	0,026	0,019	0,032
Merryll Lynch	-0,010	-0,089	-0,027	0,022	-0,050	0,007	-0,017	0,024	0,026	-0,040	-0,026	0,040
Microsoft	-0,064	-0,051	-0,012	-0,105	-0,018	-0,055	-0,011	-0,004	0,021	0,037	-0,012	-0,016
Mobil Corp	0,035	-0,067	-0,060	-0,008	-0,026	-0,051	-0,036	0,051	0,015	-0,005	0,035	0,014
Texas Instr.	-0,001	0,019	0,026	-0,057	0,060	-0,041	-0,021	0,015	-0,020	-0,001	-0,034	0,009
Mediana	-0,010	-0,039	-0,028	-0,033	-0,021	-0,028	-0,021	-0,004	0,021	0,039	-0,003	0,009

	Rezago											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
ACIN	0,102	-0,046	0,010	0,035	-0,023	-0,038	-0,037	-0,031	0,033	0,035	0,004	0,043
ALPA	0,078	-0,072	-0,042	0,022	-0,020	-0,053	0,008	-0,008	0,023	0,023	0,010	0,003
ASTR	0,053	-0,089	-0,015	0,035	-0,040	-0,080	-0,028	0,005	0,061	0,007	-0,020	0,029
COME	0,144	-0,036	0,005	0,048	-0,018	-0,023	0,021	-0,007	0,017	0,035	0,000	0,028
ERCA	0,039	-0,094	0,008	0,026	-0,012	-0,039	-0,051	-0,046	0,041	0,077	-0,022	0,013
FRAN	0,136	-0,051	-0,017	-0,004	-0,065	-0,086	-0,017	0,017	0,050	0,030	0,002	0,026
GALI	0,220	0,013	0,022	-0,001	-0,030	-0,070	-0,009	0,017	0,040	0,004	-0,016	0,021
INDU	0,143	-0,037	0,008	0,031	-0,033	-0,056	-0,031	-0,023	0,010	0,048	-0,007	-0,011
IRSA	0,154	-0,014	0,036	-0,027	-0,058	-0,063	-0,039	0,019	0,029	0,057	0,042	0,030
MOLI	0,139	-0,043	-0,025	-0,017	-0,090	-0,080	-0,004	0,009	0,065	0,038	0,005	0,047
PERE	0,105	-0,053	0,016	-0,006	-0,006	-0,042	-0,057	-0,039	0,056	0,042	-0,018	0,029
RENO	0,159	0,026	-0,026	0,000	-0,020	-0,020	-0,025	0,045	0,021	0,006	-0,049	0,027
SEVE	0,111	-0,033	-0,011	0,017	0,027	0,001	-0,043	0,047	0,083	-0,010	-0,037	0,047
TEAR2	0,104	-0,005	-0,002	-0,049	-0,027	-0,005	-0,012	0,016	0,068	-0,008	-0,028	0,022
TECO2	0,143	-0,012	0,026	-0,002	-0,012	-0,040	-0,037	0,011	0,054	-0,041	-0,007	0,031
YFPD	0,099	-0,050	-0,049	0,004	-0,013	-0,059	-0,068	-0,040	0,050	0,017	-0,002	0,044
Mediana	0,124	-0,040	0,002	0,002	-0,022	-0,048	-0,030	0,007	0,046	0,027	-0,007	0,029

* El error estándar de estas autocorrelaciones es $v1/1320 = 0,028$

Anexo 3b: Autocorrelaciones de los retornos al cuadrado

	Rezago											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
AT&T Corp	0,017	-0,002	0,001	0,002	0,139	0,000	0,001	-0,005	-0,004	-0,005	0,006	-0,003
BankAmerica	0,237	0,075	0,074	0,095	0,064	0,047	0,034	0,108	0,075	0,028	0,067	0,042
Boeing Comp.	0,295	0,015	0,118	0,146	0,020	0,021	0,026	-0,001	-0,012	-0,023	-0,007	-0,007
Citicorp	0,032	0,100	0,084	0,045	0,055	0,029	0,053	0,006	0,055	0,058	0,042	0,169
Coca Cda	0,122	0,092	0,020	0,031	0,100	0,069	0,086	0,022	0,056	0,025	0,048	0,043
Exxon	0,211	0,129	0,115	0,019	0,057	0,060	0,062	0,052	0,040	0,072	0,056	0,035
Ford & Co.	0,005	0,016	0,008	-0,012	0,036	-0,009	-0,003	-0,012	0,053	0,019	-0,011	0,015
General Elec	0,245	0,094	0,086	0,124	0,077	0,043	0,064	0,050	-0,016	0,074	0,078	0,124
IBM	0,066	0,026	0,034	0,029	0,038	-0,008	0,038	0,007	0,003	0,009	-0,015	-0,011
Johnson & J	0,118	0,092	0,054	0,051	0,071	0,151	0,056	0,075	0,072	0,079	0,109	0,090
Merck & Co.	0,091	0,028	0,019	0,034	0,019	0,039	0,050	0,013	0,024	0,025	0,012	0,065
Merryll Lynch	0,197	0,040	0,037	0,050	0,010	0,032	0,041	0,014	0,002	0,030	0,019	0,022
Microsoft	0,061	0,137	0,039	0,094	0,064	0,019	0,064	0,027	0,040	-0,034	-0,001	0,019
Mobil Corp	0,137	0,095	0,027	0,033	0,073	0,036	0,034	0,059	0,014	0,040	0,059	0,037
Texas Instr.	0,058	0,107	0,082	0,046	0,085	0,044	0,081	0,016	0,077	0,035	0,025	0,102
Mediana	0,118	0,092	0,039	0,045	0,064	0,036	0,050	0,016	0,040	0,028	0,025	0,037

	Rezago											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
ACIN	0,300	0,265	0,251	0,144	0,119	0,153	0,125	0,123	0,201	0,117	0,073	0,096
ALPA	0,279	0,218	0,220	0,138	0,136	0,149	0,136	0,153	0,142	0,173	0,156	0,149
ASTR	0,341	0,258	0,217	0,109	0,105	0,110	0,109	0,072	0,062	0,053	0,050	0,102
COME	0,299	0,224	0,204	0,075	0,097	0,137	0,129	0,099	0,124	0,193	0,153	0,180
ERCA	0,218	0,174	0,199	0,097	0,144	0,145	0,117	0,081	0,085	0,133	0,064	0,123
FRAN	0,300	0,235	0,153	0,097	0,109	0,165	0,101	0,080	0,093	0,063	0,119	0,213
GALI	0,218	0,199	0,061	0,034	0,049	0,044	0,061	0,105	0,072	0,031	0,056	0,046
INDU	0,300	0,189	0,216	0,192	0,177	0,155	0,170	0,179	0,166	0,184	0,158	0,155
IRSA	0,273	0,168	0,180	0,073	0,054	0,021	0,016	0,010	0,046	0,015	0,043	0,073
MOLI	0,201	0,179	0,202	0,121	0,155	0,162	0,123	0,132	0,160	0,122	0,157	0,099
PERE	0,300	0,322	0,255	0,152	0,234	0,214	0,205	0,103	0,134	0,094	0,121	0,106
RENO	0,254	0,117	0,201	0,060	0,075	0,071	0,163	0,099	0,097	0,161	0,062	0,128
SEVE	0,265	0,134	0,144	0,134	0,085	0,066	0,201	0,133	0,116	0,073	0,062	0,089
TEAR2	0,437	0,253	0,149	0,140	0,100	0,096	0,081	0,060	0,105	0,077	0,059	0,060
TECO2	0,408	0,235	0,183	0,063	0,107	0,134	0,085	0,093	0,146	0,093	0,103	0,129
YFPD	0,180	0,140	0,129	0,046	0,082	0,101	0,120	0,004	0,072	0,030	0,034	0,090
Mediana	0,289	0,209	0,200	0,103	0,106	0,136	0,122	0,099	0,111	0,094	0,069	0,104

Anexo 4a: Test de corridas totales

Acciones americanas	Nro.	Corridas diarias		
		Reales	Esperadas	Diferencia
AT&T Corp	1320	745	766	-2,71%
BankAmerica	1320	713	734	-2,92%
Boeing Comp.	1320	722	750	-3,68%
Citicorp	1320	713	732	-2,64%
Coca Cda	1320	728	730	-0,21%
Exxon	1320	782	739	5,84%
Ford & Co.	1320	791	764	3,55%
General Elec	1320	724	732	-1,15%
IBM	1320	715	717	-0,27%
Johnson & J	1320	738	738	-0,03%
Merck & Co.	1320	733	738	-0,74%
Merryll Lynch	1320	693	711	-2,57%
Microsoft	1320	698	694	0,50%
Mobil Corp	1320	730	721	1,29%
Texas Instr.	1320	671	696	-3,52%
Promedio de valores absolutos			0,021	

Acciones locales	Nro.	Corridas diarias		
		Reales	Esperadas	Diferencia
ACIN	1316	714	738	-3,25%
ALPA	1314	728	756	-3,75%
ASTR	1316	740	772	-4,15%
COME	1310	707	765	-7,58%
ERCA	1314	721	742	-2,83%
FRAN	1310	695	755	-7,95%
GALI	1314	689	759	-9,22%
INDU	1314	694	758	-8,44%
IRSA	1307	731	832	-12,14%
MOLI	1312	719	793	-9,33%
PERE	1316	675	726	-7,02%
RENO	1310	689	766	-10,05%
SEVE	1243	762	808	-5,69%
TEAR2	1316	680	736	-7,61%
TECO2	1316	671	735	-8,71%
YPFD	1188	605	647	-6,49%
Promedio de valores absolutos			0,074	

Anexo 4b: Test de corridas de cada signo

Acciones	Corridas diarias								
	Positivas			Negativas			Sin cambio		
	Reales	Esperadas	Diferencia	Reales	Esperadas	Diferencia	Reales	Esperadas	Diferencia
AT&T Corp	318	317	1	327	320	7	100	108	-8
BankAmerica	322	320	2	316	317	-1	75	75	0
Boeing Comp.	321	317	4	315	315	0	86	89	-3
Citicorp	324	321	3	313	315	-2	76	76	0
Coca Cola	333	329	4	325	325	0	70	72	-2
Exxon	354	349	5	346	346	0	82	86	-4
Ford & Co.	340	339	1	342	339	3	109	112	-3
General Elec	329	326	3	324	322	2	71	75	-4
IBM	329	329	0	330	327	3	56	58	-2
Johnson & J	330	330	0	328	326	2	80	81	-1
Merck & Co.	326	327	-1	330	326	4	77	80	-3
Merryll Lynch	321	322	-1	319	319	0	53	51	2
Microsoft	329	332	-3	334	331	3	35	34	1
Mobil Corp	331	334	-3	337	331	6	62	64	-2
Texas Instr.	317	318	-1	318	318	0	36	34	2
Promedios de valores absolutos			2,1			2,4			2,5

Acciones	Corridas diarias								
	Positivas			Negativas			Sin cambio		
	Reales	Esperadas	Diferencia	Reales	Esperadas	Diferencia	Reales	Esperadas	Diferencia
ACIN	319	318	1	311	315	-4	84	80	4
ALPA	310	313	-3	315	314	1	103	99	4
ASTR	310	313	-3	311	311	0	119	115	4
COME	302	300	2	292	300	-8	113	106	7
ERCA	320	319	1	308	312	-4	93	89	4
FRAN	291	298	-7	303	300	3	101	96	5
GALI	296	297	-1	289	294	-5	104	97	7
INDU	298	297	1	294	300	-6	102	96	6
IRSA	272	282	-10	267	269	-2	192	179	13
MOLI	294	293	1	287	292	-5	138	133	5
PERE	305	306	-1	302	303	-1	68	65	3
RENO	294	292	2	288	292	-4	107	105	2
SEVE	289	292	-3	315	302	13	158	167	-9
TEAR2	300	303	-3	305	301	4	75	74	1
TECO2	302	300	2	293	298	-5	76	72	4
YFPD	277	278	-1	274	276	-2	54	51	3
Promedios de valores absolutos			2,6			4,2			5,1

Anexo 5a: Estrategia de filtros

Acciones	Nro.	Inversión inicial: \$100 , Filtro: 1%			Inversión inicial: \$100 , Filtro: 3%			Inversión inicial: \$100 , Filtro: 5%					
		Sin com.	Com. 0.5%	Com. 1% Buy & Hold	Sin com.	Com. 0.5%	Com. 1% Buy & Hold	Sin com.	Com. 0.5%	Com. 1% Buy & Hold			
ACIN	1317	\$6176	\$734	\$87	\$184	\$3227	\$1366	\$577	\$184	\$55	\$38	\$27	\$184
ALPA	1315	\$2205	\$244	\$27	\$46	\$717	\$329	\$151	\$46	\$25	\$18	\$12	\$46
ASTR	1317	\$840	\$118	\$17	\$128	\$129	\$69	\$37	\$128	\$51	\$42	\$34	\$128
COME	1313	\$11970	\$1737	\$252	\$68	\$6514	\$3267	\$1639	\$68	\$95	\$71	\$54	\$68
ERCA	1315	\$681	\$91	\$12	\$653	\$315	\$156	\$78	\$653	\$7	\$6	\$4	\$653
FRAN	1313	\$10278	\$1665	\$270	\$262	\$250	\$123	\$61	\$262	\$212	\$170	\$137	\$262
GALI	1315	\$29453	\$5301	\$954	\$287	\$1382	\$751	\$408	\$287	\$72	\$59	\$48	\$287
INDU	1315	\$4610	\$524	\$60	\$102	\$2572	\$1015	\$400	\$102	\$465	\$310	\$207	\$102
IRSA	1312	\$8197	\$1923	\$451	\$291	\$731	\$505	\$349	\$291	\$271	\$239	\$211	\$291
MOLI	1314	\$8156	\$1245	\$190	\$147	\$1976	\$962	\$468	\$147	\$125	\$94	\$70	\$147
PERE	1316	\$1016	\$186	\$34	\$273	\$101	\$62	\$38	\$273	\$39	\$34	\$30	\$273
RENO	1313	\$33800	\$4181	\$517	\$51	\$806	\$359	\$160	\$51	\$97	\$70	\$51	\$51
SEVE	1246	\$399	\$50	\$6	\$13	\$537	\$239	\$106	\$13	\$431	\$315	\$230	\$13
TEAR2	1316	\$2253	\$384	\$65	\$292	\$136	\$78	\$45	\$296	\$315	\$267	\$229	\$293
TECO2	1316	\$7751	\$1466	\$277	\$311	\$681	\$428	\$269	\$311	\$58	\$48	\$40	\$311
YPFD	1186	\$397	\$107	\$29	\$192	\$71	\$55	\$42	\$192	\$186	\$178	\$172	\$192
Rentab. Promedio		791,4%	1147,3%	103,0%	106,3%	1159,1%	510,3%	201,8%	106,3%	56,5%	22,4%	-2,8%	106,3%
AT&T Corp	1316	\$207	\$62	\$19	\$130	\$202	\$180	\$160	\$130	\$128	\$126	\$124	\$130
BankAmerica	1316	\$203	\$38	\$7	\$374	\$97	\$75	\$58	\$374	\$127	\$122	\$118	\$374
Boeing Comp.	1316	\$69	\$16	\$3	\$270	\$96	\$81	\$68	\$270	\$266	\$264	\$261	\$270
Citicorp	1316	\$130	\$25	\$5	\$669	\$208	\$147	\$103	\$669	\$175	\$168	\$160	\$669
Coca Cola	1316	\$109	\$26	\$6	\$369	\$67	\$60	\$54	\$369	\$328	\$322	\$315	\$369
Exxon	1316	\$35	\$10	\$3	\$219	\$174	\$164	\$154	\$219	\$195	\$193	\$191	\$219
Ford & Co.	1316	\$73	\$12	\$2	\$289	\$153	\$118	\$91	\$289	\$224	\$219	\$215	\$289
General Elec	1316	\$57	\$15	\$4	\$382	\$217	\$199	\$183	\$382	\$304	\$298	\$292	\$382
IBM	1316	\$99	\$17	\$3	\$407	\$296	\$227	\$174	\$407	\$508	\$476	\$446	\$407
Johnson & J	1316	\$62	\$13	\$3	\$306	\$51	\$42	\$34	\$306	\$36	\$35	\$34	\$306
Merck & Co.	1316	\$67	\$13	\$3	\$301	\$115	\$95	\$77	\$301	\$140	\$134	\$130	\$301
Merrill Lynch	1316	\$241	\$34	\$5	\$565	\$58	\$40	\$27	\$565	\$28	\$26	\$24	\$565
Microsoft	1316	\$94	\$13	\$2	\$769	\$58	\$38	\$25	\$769	\$89	\$83	\$77	\$769
Mobil Corp	1316	\$30	\$8	\$2	\$248	\$53	\$48	\$43	\$248	\$192	\$191	\$190	\$248
Texas Instr.	1316	\$348	\$36	\$4	\$467	\$61	\$26	\$11	\$467	\$30	\$24	\$19	\$467
Rentab. Promedio		21,6%	-77,5%	-95,3%	284,3%	27,1%	2,7%	-15,9%	284,3%	84,7%	78,7%	73,1%	284,3%

Anexo 5b: Estrategia de filtros sin short selling

Acciones	Nro.	Inversión inicial: \$100 , Filtro: 1%			Inversión inicial: \$100 , Filtro: 3%			Inversión inicial: \$100 , Filtro: 5%					
		Sin com.	Com. 0.5%	Com. 1% Buy & Hold	Sin com.	Com. 0.5%	Com. 1% Buy & Hold	Sin com.	Com. 0.5%	Com. 1% Buy & Hold			
ACIN	1317	\$1067	\$368	\$127	\$184	\$791	\$515	\$335	\$189	\$103	\$86	\$72	\$189
ALPA	1315	\$318	\$107	\$35	\$46	\$182	\$123	\$83	\$46	\$34	\$28	\$24	\$46
ASTR	1317	\$328	\$123	\$46	\$128	\$128	\$94	\$68	\$128	\$81	\$73	\$66	\$128
COME	1313	\$879	\$335	\$128	\$68	\$664	\$470	\$333	\$68	\$80	\$69	\$60	\$68
ERCA	1315	\$667	\$244	\$89	\$653	\$453	\$319	\$225	\$653	\$68	\$60	\$63	\$653
FRAN	1313	\$1625	\$654	\$263	\$262	\$256	\$180	\$126	\$262	\$236	\$211	\$189	\$262
GALI	1315	\$2907	\$1236	\$526	\$287	\$629	\$464	\$342	\$287	\$143	\$130	\$118	\$287
INDU	1315	\$686	\$232	\$78	\$102	\$512	\$322	\$202	\$102	\$146	\$178	\$146	\$102
IRSA	1312	\$1449	\$702	\$340	\$291	\$411	\$340	\$281	\$291	\$312	\$294	\$277	\$291
MOLI	1314	\$1082	\$423	\$165	\$147	\$540	\$377	\$262	\$147	\$136	\$118	\$102	\$147
PERE	1316	\$526	\$225	\$96	\$273	\$166	\$130	\$90	\$273	\$103	\$97	\$91	\$273
RENO	1313	\$1270	\$446	\$157	\$51	\$203	\$136	\$90	\$51	\$70	\$60	\$51	\$51
SEVE	1246	\$73	\$26	\$9	\$13	\$78	\$51	\$33	\$13	\$83	\$70	\$59	\$13
TEAR2	1316	\$811	\$335	\$138	\$292	\$199	\$151	\$115	\$292	\$303	\$280	\$259	\$292
TECO2	1316	\$1552	\$677	\$295	\$311	\$460	\$366	\$290	\$311	\$134	\$122	\$111	\$311
YFPD	1186	\$278	\$145	\$75	\$195	\$119	\$105	\$92	\$195	\$192	\$189	\$185	\$195
Rentab. Promedio		869,9%	292,4%	60,4%	106,4%	261,9%	158,9%	86,2%	106,8%	39,0%	29,1%	16,4%	106,8%
AT&T Corp	1316	\$164	\$90	\$49	\$130	\$162	\$153	\$54	\$130	\$129	\$128	\$117	\$130
BankAmerica	1316	\$276	\$246	\$120	\$374	\$190	\$167	\$147	\$374	\$218	\$214	\$211	\$374
Boeing Comp.	1316	\$136	\$63	\$29	\$270	\$161	\$148	\$136	\$270	\$268	\$267	\$265	\$270
Citicorp	1316	\$295	\$128	\$56	\$669	\$373	\$313	\$263	\$669	\$342	\$336	\$329	\$669
Coca Cola	1316	\$200	\$98	\$48	\$369	\$157	\$149	\$141	\$369	\$348	\$344	\$341	\$369
Exxon	1316	\$87	\$46	\$24	\$219	\$195	\$189	\$183	\$219	\$207	\$206	\$204	\$219
Ford & Co.	1316	\$146	\$60	\$25	\$289	\$210	\$184	\$162	\$289	\$254	\$252	\$249	\$289
General Elec	1316	\$147	\$75	\$38	\$382	\$288	\$276	\$266	\$382	\$341	\$337	\$334	\$382
IBM	1316	\$200	\$84	\$35	\$407	\$347	\$304	\$268	\$407	\$455	\$441	\$429	\$407
Johnson & J	1316	\$137	\$63	\$29	\$306	\$125	\$113	\$102	\$306	\$105	\$103	\$102	\$306
Merck & Co.	1316	\$142	\$62	\$27	\$301	\$186	\$169	\$153	\$301	\$204	\$200	\$198	\$301
Merrill Lynch	1316	\$369	\$139	\$52	\$565	\$181	\$150	\$125	\$565	\$125	\$121	\$117	\$565
Microsoft	1316	\$268	\$101	\$38	\$769	\$211	\$172	\$140	\$769	\$261	\$252	\$244	\$769
Mobil Corp	1316	\$86	\$44	\$23	\$248	\$115	\$109	\$103	\$248	\$218	\$218	\$218	\$248
Texas Instr.	1316	\$403	\$130	\$42	\$467	\$168	\$110	\$73	\$467	\$403	\$130	\$42	\$467
Rentab. Promedio		103,7%	-4,7%	-57,7%	284,3%	104,6%	80,4%	54,4%	284,3%	158,5%	136,6%	126,7%	284,3%

Anexo 6 : Definición de un proceso “strong-mixing”

Sea el proceso estocástico $\{X_t(w)\}$ definido previamente en (10) sobre el espacio de probabilidad (Ω, F, P) y definamos:

$$\alpha(A, B) \equiv \sup_{\{a \in A, b \in B\}} |P(a \cap b) - P(a)P(b)|, \quad A \in F, B \in F$$

$$B_s^t = \sigma(X_s(w), \dots, X_t(w))$$

$$\alpha_k \equiv \sup_j \alpha(B_{-\infty}^j, B_{j+k}^{\infty})$$

α es una medida de la dependencia entre A y B en F. Decimos que $\{X_t(w)\}$ es un proceso del tipo “strong-mixing” si: $\lim_{k \rightarrow \infty} \alpha_k = 0$.

Bibliografía

- Alexander (1961): “Price movements in speculative markets: trends and Random Walks”, *Ind.Manag.Review*, 2, 7-26
- Balzarotti & Delfiner (2001): “Teoría de valores extremos aplicada a la medición de riesgos de mercado en Argentina”, documento de trabajo del BCRA
- Campbell & Mankiw (1987): “Are output fluctuations transitory?”, *Quart.Journal of Economics*, 102, 857-880
- Cochrane (1987): “Spectral density estimates of unit roots”, WP Chicago Univ.
- Delfiner & Gutierrez Girault (2002): Aplicación de la teoría de valores extremos al gerenciamiento del riesgo, mimeo
- Fama (1965): “Time Behavior of Stock Market Prices”, *Journal of Business*, 38, p34-105
- Fama & French (1988): “Permanent and temporary components of stock prices”, *J.of political Economy*, 96, 246-273
- Hurst (1951): “Long term storage capacity of reservoirs”, *Trans.of the Amer.Soc. of Civil Engineers*, 116, 770-799
- Kendall (1948): *The advanced theory of Statistics*. Griffin & Co.
- LeRoy (1973): Risk aversion and the martingale property of stock returns, *Int.Ec.Review*
- Lo & Mackinlay (1988), “Stock Market Prices do not Follow Random Walk-Evidence from a Simple Specification Test,” *Review of Financial Studies*, p. 41-66
- Lo & Mackinlay (1999), “A Non-Random Walk Down the Wall Street”, Princeton University Press, Princeton, New Jersey
- Lucas (1978): Asset price in a exchange economy, *Econometrica*
- Mandelbrot (1971): “When can price be arbitrated efficiently? A limit to the validity of the RW and martingale models”, *Review of Economics & Statistics*, 53, 225-236
- Moore (1952): *A statistical Analysis of Common-Stock Prices* (unpublished PhD. dissertation)
- Poterba & Summers (1988): “Mean reversion in stock returns: evidence and implications”, *Journal of Financial Economics*, 22, 27-60