

Teoría del Arbitraje de Precios: Una Investigación Empírica para la Argentina

Carlos Swoboda

Versión al 23/11/02

Se agradecen comentarios a swoboda@arnet.com.ar

El trabajo fue seleccionado para ser expuesto durante el III Encuentro Internacional de Finanzas organizado por la Facultad de Administración y Economía de la Universidad de Santiago de Chile

Introducción

Uno de los desafíos más importantes que a través del tiempo se enfrentó la teoría de las finanzas fue encontrar un modelo matemático que le permitiese al inversor cuantificar la magnitud de la compensación que existe en el mercado de capitales entre el rendimiento esperado de un activo y su respectivo riesgo. Justamente el “tradeoff” que existe entre rendimiento y riesgo es uno de los principios fundamentales de las finanzas. Donde, a menos que alguien cuente con información “especial”, no es posible obtener de un activo un retorno superior al de otro papel sin incurrir en un mayor nivel de riesgo.

El primer avance teórico de importancia que intentó dar una respuesta a este interrogante fue el modelo de los precios de los activos financieros (Capital Asset Pricing Models o CAPM), presentado por Sharpe (1964) y Linter (1965). El mismo postula que bajo determinadas condiciones en torno a la distribución del retorno de los activos, donde los inversores tienen expectativas homogéneas y sus carteras son eficientes en términos de la media y la varianza (el portafolio tiene el rendimiento más alto posible para cada nivel dado de riesgo) y ausencia de fricciones en el mercado, el rendimiento esperado de una acción está linealmente relacionado con la covarianza entre el rendimiento del activo y el rendimiento del portafolio de mercado (coeficiente denominado beta), suponiendo que pueda prestarse y tomar prestado a la tasa de interés libre de riesgo. De forma tal que cuando el mercado está en equilibrio el inversor sólo paga por el riesgo sistemático o no diversificable, ya que el riesgo propio del título lo elimina en forma simple y sin costos a través de la diversificación de su cartera.

Los estudios empíricos que a posteriori se fueron realizando y que utilizaban el esquema sugerido por el CAPM demostraron que no se podía explicar en forma satisfactoria las diferencias que aparecían entre los rendimientos esperados de los distintos activos a través de la utilización de un único factor. La evidencia empírica sugería que era necesario introducir otros factores para caracterizar en forma más adecuada el comportamiento del retorno de los activos financieros dando origen a los denominados modelos multifactores. Es así como casi una década después aparecieron dos importantes aproximaciones relacionadas entre si: la teoría del arbitraje de precios (APT) desarrollada por Ross (1976) y el modelo intertemporal de los precios de los activos financieros (ICAPM) presentado por Merton (1973). La diferencia entre ambos básicamente radica en que el ATP está basado en argumentos de arbitraje mientras que el ICAMP se asienta en argumentos de equilibrio.

Al poco tiempo de la aparición del modelo teórico del APT surgieron numerosas pruebas empíricas que lo corroboraban. Entre ellas se destacan los trabajos de Ross y Roll (1980) y Cho, Elton y Gruber (1984), donde el objetivo era contrastar empíricamente la teoría del arbitraje y encontrar determinados factores que explicasen la variación de los precios de los activos financieros. Las investigaciones de Chamberlain y Rothschild (1983), Chen (1983), Connor y Korajczyk (1988) presentan métodos estadísticos diferentes para la estimación de los parámetros del modelo. En tanto Chen, Ross y Roll (1986) introducen en el análisis tradicional una variante importante ya que proponen un modelo en el cual las variaciones en los rendimientos de las acciones están relacionadas con determinadas variables macroeconómicas. Esta alternativa se expandió rápidamente apareciendo numerosos estudios no sólo en el ámbito de los Estados Unidos sino también en otros países (Australia, Canadá, Hong Kong, Japón, Reino Unido y Singapur entre otros países).

El objetivo del trabajo

El objetivo del trabajo consta de varias partes que responden a la siguiente organización. En la primera sección se efectúan una serie de consideraciones en torno a la

evolución histórica de los modelos de fijación de precios. En la segunda parte se describen las principales características del Mercado de Valores de Buenos Aires. En la tercera sección se presentan las estimaciones econométricas. En la cuarta se brindan las principales conclusiones del trabajo. En la quinta sección se tiene el listado de la bibliografía revisada. Mientras que en la última se encuentran los cuadros estadísticos.

Los principales rasgos distintivos del Mercado de Valores de Buenos Aires

Los cambios estructurales que se produjeron en la Argentina en la década de los noventa a raíz de la apertura de la economía, la reforma del estado (la privatización de empresas públicas), la desregulación económica, la vigencia de la convertibilidad y la estabilidad de precios llevaron a que el área de las finanzas adquiriese un papel destacado en la conducción de cualquier empresa, ya que este fenómeno de globalización trajo aparejado mayores niveles de incertidumbre y de volatilidad en los precios de los activos financieros. El inversor necesita contar con instrumentos más precisos para efectuar pronósticos confiables de los rendimientos esperados de los activos financieros, ya sea para lograr una administración eficiente de la cartera (Fondos Comunes de Inversión, Administradoras de Fondos de Jubilaciones y Pensiones, Compañías de Seguros, etcétera) o para calcular el costo del capital propio, que es un indicador de fundamental importancia en el proceso de toma de decisiones de inversiones físicas y en la determinación de los precios de determinados activos.

En virtud de lo mencionado en el párrafo anterior la preocupación central de éste trabajo se pone en el modelo de arbitraje de precios que trata de explicar la diferencial de rendimiento entre los activos en función de los distintos grados o niveles de sensibilidad que los mismos tienen ante un conjunto de factores que afectan a todos los activos de la economía (se está buscando determinar cuál es la prima de riesgo que el mercado paga ante la exposición a distintos factores de riesgo). En este caso se utilizan variables macroeconómicas como fuente de riesgo (no obstante también se efectúan estimaciones utilizando variables que surgen del análisis de factor). Donde los riesgos se originan en los cambios no anticipados en variables tales como: el nivel de actividad, el rendimiento de

bonos (públicos y privados), la tasa de inflación, la tasa de interés (activa y pasiva), el riesgo país, etcétera.

La importancia del trabajo radica en la necesidad de alcanzar un mejor entendimiento de cómo funciona el mercado de valores de la Argentina, cuáles son los factores macroeconómicos que influyen en la variabilidad de los rendimientos de los activos financieros a los efectos de contar con mejores elementos para diseñar la política económica. Los parámetros obtenidos por este tipo de modelo pueden ser de gran utilidad para establecer la tasa de rendimiento "justa y razonable" de los sectores regulados de la Argentina (gas, electricidad, agua) y que son objeto de importantes discusiones. Además, sirven para diseñar una estrategia de cartera que permita elegir el grado deseado de exposición al riesgo acorde a los factores macroeconómicos fundamentales que intervienen en la formación de los precios de las acciones.

En el artículo se trabaja con los rendimientos diarios de 16 especies que pertenecen al grupo denominado panel líder del Mercado de Valores de Buenos Aires. Las compañías elegidas representan a diversos sectores de la actividad económica nacional (alimentos, cemento, electricidad, financiero inmobiliario, petróleo, metalurgia, químicas y telefónicas), son las más representativas del mercado, tienen presencia bursátil permanente (acorde al índice de bursatilidad las mismas van de media baja a alta) y vienen operando por lo menos desde hace cinco años con relación a la fecha tope fijada para el análisis. Cabe mencionar que algo más de un 47% de las empresas que se toman para definir el índice de bursatilidad registran operaciones en menos de la mitad de los días habilitados a cotizar.

En el año 2000, las especies del grupo considerado acumularon el 70,2% del Índice Merval correspondiente al cuarto trimestre de ese año y el 17,6% de la capitalización bursátil, donde 5 de ellas se encuentran dentro de las 10 empresas más importantes. Además, sumaron algo más del 62% del monto efectivo negociado tomando en cuenta la rueda tradicional, la negociación continua y el Sistema Integrado de Negociación Asistida por Computadora (SINAC).

Las empresas pertenecientes a los paneles líder y no líder dejadas de lado obedeció a varias razones: en algunos casos el número de observaciones disponibles no era lo suficientemente amplio como para confeccionar una serie estadística que fuese

significativa para efectuar las regresiones, en otros casos las series históricas de precios presentaban irregularidades que no las hacían confiables y por último la inmensa mayoría de compañías mostraban una presencia bursátil que no era importante lo cual dificultaba el calculo del rendimiento observado mensual. El estudio de estos casos debería ser objeto de un análisis posterior a los efectos de detectar las causas de estos comportamientos atípicos que aparecen en el Mercado de Valores de Buenos Aires.

El Análisis Empírico

El modelo de valor intrínseco de una acción permite inferir que el rendimiento de las acciones que cotizan en el Mercado de Valores de Buenos Aires probablemente depende de un conjunto de variables macroeconómicas que influyen en forma directa sobre los flujos futuros de fondos y sobre las tasas de rendimientos requeridas de cada una de las actividades. Una de las alternativas para estudiar estos aspectos es el APT. Sin embargo, el modelo teórico al no proveer información sobre el número ni la naturaleza de los factores que afectan los rendimientos de los activos hace que se deba recurrir a técnicas econométricas para detectar cuáles son los mejores candidatos a emplear (a esta altura del desarrollo se trata más bien de una cuestión de “arte” que de teoría económica). El poder de generalización que permite el APT es al mismo tiempo su fortaleza y su debilidad ya que le abre al investigador la posibilidad de elegir “cualquier” factor siempre que explique las variaciones en el rendimiento de los activos, donde esto último puede estar alejado de la teoría económica.

El problema central pasa entonces por establecer cuales son los factores de riesgo que tienen el más alto poder explicativo del comportamiento de los movimientos de los precios de los papeles que cotizan en el mercado. El proceso de elección de las variables macroeconómicas consiste en encontrar la mejor combinación de las variables explicativas teniendo en cuenta la restricción que existe en el país en términos de disponibilidad de series estadísticas. Por otro lado, las variables a emplear deben reunir algunas características tales como: ser fáciles de interpretar, ser las más relevantes a lo largo del

período de análisis y a su vez explicar una proporción elevada de las variaciones de los precios de los activos financieros elegidos para el estudio.

Los aspectos más destacados de esta parte del trabajo pueden sintetizarse en dos puntos: 1) Los pasos previos a la estimación de los parámetros, entre los cuales se distinguen cuatro secuencias: a) el análisis de la distribución de los rendimientos de los activos y de los índices de mercado, b) la identificación de las variables macroeconómicas más relevantes, c) la definición de las variables elegidas y d) la caracterización estadísticas de las variables tomadas en cuenta y 2) La estimación de los parámetros ya sea del modelo multifactor como del modelo completo.

La muestra utilizada consta de 16 especies donde para calcular los rendimientos se tomaron los cierres mensuales ajustados por la distribución de dividendos y el fraccionamiento de acciones durante el período que va de enero de 1995 a septiembre de 2000. En tanto las variables macroeconómicas básicas provienen de series estadísticas que aparecen en las publicaciones oficiales del Ministerio de Economía de la Nación, del Mercado de Valores de Buenos Aires y del Banco Central de la República Argentina y de instituciones privadas.

1.- Los pasos previos a la estimación de los parámetros

a.- Análisis de la distribución de las series estadísticas de los rendimientos de los activos y de los índices de rendimiento del mercado

La distribución de los rendimientos de los activos elegidos y de los índices de mercado (Burcap, Merval y Valor) para el período escogido presentan rendimientos medios mensuales positivos en 14 de las 16 especies consideradas y en los tres índices mencionados (Cuadro 1). Las excepciones fueron Ledesma y Cresud que arrojaron tasas negativas del 0,39% y del 0,47% respectivamente. Los rendimientos positivos oscilan entre el 0,79% para Juan Minetti y el 3,67% para Siderca. En tanto para los índices se registraron los siguientes porcentajes: Burcap (1,31%), Merval (0,75%) y Valor (0,70%). Es importante destacar que la diferencia entre el porcentaje de retorno máximo y mínimo observado se ubicó en un rango de variación entre 50 y 80 puntos, y que en algunos casos

llegó a 110 puntos, dando lugar a una desviación estándar promedio del 12,8% (con un valor mínimo del 7,7% y máximo del 17,6%).

Consideraciones en torno a la distribución de los rendimientos

Los estadísticos utilizados para comprobar si la distribución de frecuencia de los rendimientos se aproxima a la normal fueron: el de simetría, el de curtosis y la prueba de Jarque – Bera (JB). Los valores de los coeficientes de asimetría (medida por el tercer momento) y de curtosis (medida por el cuarto momento) para una distribución normal son cero y tres respectivamente. Mientras que para el caso del estadístico Jarque – Bera el valor crítico a considerar es la probabilidad, (el estadístico JB tiene una distribución Chi cuadrado con dos grados de libertad donde el valor crítico para los niveles de significación del 5% y del 1% son 5,991 y 9,210 respectivamente). Si la probabilidad calculada es alta no se puede rechazar la hipótesis nula de que la distribución observada se asemeja a la normal (se acepta la hipótesis de normalidad cuando el valor observado del coeficiente Jarque - Bera está próximo a cero).

En el Cuadro 1 se aprecia que el 68,8% (11 de 16) de las series de los rendimientos de las compañías: Astra, Irsa, Minetti, Ledesma, Molinos, Pérez, Telefónica, Telecom, Transportadora de Gas del Sur, Ceco y Cres parecen provenir de una distribución de frecuencia normal. En todos estos casos los valores observados del Jarque – Bera están por debajo del valor crítico 5,991 para un nivel de significación del 5% (en la última columna del cuadro aparecen las probabilidades o niveles exactos de significación). En tanto Atanor registra un valor de 6,708 que está por debajo del valor crítico para un nivel de significación del 1%, que es de 9,210. El resto de las especies (Erca, Francés, Galicia y Yacimientos Petrolíferos Fiscales) presentan distribuciones de retornos que están alejadas de la distribución normal. En lo que hace a los índices bursátiles sólo el Burcap es significativo al nivel del 1%. Los otros dos índices en principio parecen no provenir de una distribución normal (en estos casos no se cumple con el argumento de que a pesar de que los rendimientos de las especies no provienen de una distribución normal si lo hará una cartera compuesta por un gran número de activos). De manera tal que el 75,0% de los

rendimientos observados se asemeja a una distribución normal, o en otras palabras el elevado número de casos donde no se rechaza la hipótesis nula de normalidad, que incluye al menos un índice de mercado, da cierta confianza sobre el uso del instrumental estadístico que está detrás de los modelos que se utilizan en el trabajo.

En el Cuadro 1 también se advierte que en 9 de las 16 observaciones el coeficiente de asimetría presenta un valor negativo (cabe señalar que los inversores con aversión al riesgo prefieren las asimetrías positivas a las negativas, ya que las primeras se caracterizan por tener bastante probabilidad de pérdidas pero pequeñas y por menor probabilidad de ganancias pero estas son más elevadas). Por otro lado, las distribuciones de los rendimientos de los papeles de Minetti, Telecom presentan valores de curtosis menores a tres (platicúrtica) que equivale a colas más cortas que las correspondientes a la distribución normal mientras que el resto corresponde a curtosis mayores de tres (leptocúrticas) que equivale a una forma más puntiaguda (con colas más delgadas) que la correspondiente a la distribución normal.

Los coeficientes de correlación

En cuanto a la matriz de los coeficientes de correlación (covarianza entre los rendimientos de dos activos dividido por el producto de las desviaciones estándar de cada uno de ellos) en el Cuadro 2 se aprecia que las acciones están moderadamente relacionadas entre si en forma positiva, con algunos casos particulares donde son bastante altas. En este último grupo, como era de esperar por la naturaleza de sus actividades, se destacan los casos de los bancos (Francés y Galicia) y las compañías telefónicas (Telecom y Telefónica). Estos movimientos conjuntos en una misma dirección permite afirmar que existen determinados factores exógenos comunes a ellos, sin embargo no se sabe bien cuáles. Por otro lado, los rendimientos de los índices bursátiles presentan coeficientes de correlación elevados y a su vez estos muestran magnitudes altas con cada una de las especies consideradas.

b.- Identificación de las variables macroeconómicas más relevantes

Las variables macroeconómicas elegidas para explicar la variación de los precios de los activos financieros se agruparon en cuatro grandes categorías: las relacionadas con el nivel de actividad, las relativas a los aspectos financieros y monetario, las indicativas del riesgo país y las pertinentes al negocio bursátil.

b.1.- Las variables que muestran la evolución del nivel de actividad que se consideraron son las siguientes: el índice de producción industrial de Fiel, el Estimador Mensual Industrial y el índice General de Actividad. También se consideraron series relativas a indicadores de producción, de ventas al mercado interno y del sector externo.

b.2.- Las variables financieras y monetarias tomadas como posibles candidatas son: las tasas de interés mensuales de caja de ahorro y plazo fijo en pesos y en dólares, el rendimiento de bonos argentinos de diferente maduración (corto y largo plazo en pesos y en dólares) y la tasa mensual de interés activa. También se trabajó con variables relativas al sector monetario (base monetaria, M_1 y M_3 en pesos y en dólares, depósitos, reservas internacionales y pasivos financieros del Banco Central).

b.3.- Las variables indicativas del riesgo soberano que se consideraron son las siguientes: Bonos Brady (en las opciones Par, Dis y FRB) y el EMBI de Argentina calculado por el banco J.P.Morgan.

b.4.- Los índices bursátiles que se tomaron en cuenta son: los tres índices del Mercado de Valores de Buenos Aires (Burcap, Merval y Valor), el índice de la Bolsa de Valores de San Pablo (Bovespa), el índice Dow Jones (DJ) y el índice Nasdaq (Nas).

c.- Definición de las variables utilizadas

Las variables antes mencionadas sirvieron como referencia para realizar las transformaciones necesarias para que algunas de ellas fuesen tomadas como señales representativas de la aparición de nueva información en el mercado de valores (se supone que un mercado eficiente sólo reacciona ante cambios no esperados en virtud de que lo previsto ya se encuentra incorporado en el precio). Las modificaciones no esperadas en las variables económicas o políticas por definición no pueden ser pronosticadas a través del uso de información pasada (un factor de riesgo es algo sorpresivo de forma tal que al inicio de cada período el valor que asume no debe ser pronosticable). Cabe mencionar que el APT no especifica cómo los operadores forman sus expectativas sobre la evolución futura de las variables pertinentes, por ello hay que elegir algún criterio al respecto. Acorde a lo que sugiere la teoría económica y a las pruebas econométricas previamente realizadas (se efectuaron pruebas utilizando el análisis de factor y componente principal) el número de factores a utilizar son cuatro, donde es posible considerar dos o tres conjuntos de variables:

c.1.- Tasa de cambio del nivel de actividad industrial: Se tomó la tasa de variación mensual con relación al mes anterior (tm_{fiel}) y la tasa de variación mensual con respecto a igual mes del año anterior (ta_{fiel}) en el nivel de actividad industrial (medido por Fiel), en ambos casos se efectuaron correcciones para que las mismas queden expresadas en términos de sorpresa (o de arribo de nueva información). La utilización de la tasa interanual de variación se debe a que posiblemente los cambios que son relevantes para efectuar las decisiones en materia bursátil son aquellas relacionadas con modificaciones en el nivel de actividad de largo plazo, mientras que las modificaciones mensuales están conectadas con los acontecimientos de la coyuntura. Se utilizaron varios procedimientos para definir esta variable donde la elección final fue la propuesta por McElroy y Burmeister (1988) en el cual se supone que los agentes forman sus expectativas a través de un modelo autorregresivo que toma en cuenta valores rezagados.

c.2.- La diferencia entre el rendimiento de los bonos de largo plazo en dólares y la tasa de interés libre de riesgo ($tycdol$) medida a través de la tasa de los depósitos a 30 días en dólares (la misma capta la diferencia en la estructura a término de la tasa de interés). En principio la diferencia entre dos series de rendimientos no presenta signos de un

considerable nivel de autocorrelación, de modo tal que un cambio en ella puede ser tomado como algo no anticipado.

c.3. - La tasa mensual de variación del índice de valor del mercado de San Pablo (boves). Este indicador refleja la relación que existe entre el mercado local y los internacionales (el ajuste que se logra con este índice resulta superior al que se presenta con el Dow Jones o con el Nasdaq). Su inclusión se debe a que se supone que un buen desempeño en el Bovespa está asociado con un alto nivel de actividad en la economía brasilera, lo cual produce un efecto positivo en el mercado argentino, dada la conexión económica existente entre ambos países (el coeficiente de correlación entre el índice Burcap y el Bovespa es de 0,542).

c.4. – Los cambios en el riesgo soberano (bradisc) debido a los efectos que tiene sobre la marcha de muchas variables económicas de la Argentina, ya que el mismo capta las modificaciones no esperadas en el costo del financiamiento. La serie está corregida de modo tal que el promedio es igual a cero.

c.5.- El residuo de la regresión entre la tasa mensual del Burcap y los conjuntos que surgen de tomar tres de los cuatro indicadores recién señalados (res). La utilización del residuo pretende captar la parte no explicada por los indicadores usados como factor y que provoca oscilaciones en el rendimiento de los títulos considerados (aquí en principio se encuentran incorporados los factores “faltantes” que intervienen en la formación de los precios de los activos financieros). Por otro lado también estaría captando la rápida respuesta que tienen los mercados de valores ante la aparición de información públicamente disponible (hecho que no acontece con tanta rapidez en las variables macroeconómicas).

Los resultados de las estimaciones de los parámetros realizadas con los conjuntos de variables relevantes que se formaron son los siguientes:

c.1.- Para el grupo: tycdol, bradisc, tafiel

$$\begin{aligned}
 \text{tmurcap} &= 0,003 + 1,495 \text{ tycdol} - 0,386 \text{ bradisc} - 0,417 \text{ tafiel} \\
 \text{t estadístico} & \quad (0,40) \quad (8,28) \quad (-1,48) \quad (-2,00) \\
 \text{probabilidad} & \quad (0,68) \quad (0,00) \quad (0,14) \quad (0,04) \\
 R^2 &= 0,53, \quad R^2 \text{ ajustado} = 0,51, \quad DW = 1,96 \text{ y } F = 24,14 \text{ (proba 0,00)}
 \end{aligned}$$

Para la ecuación más relevante desde el punto de vista económico sólo dos de las tres variables utilizadas son estadísticamente significativas al 5% y explican una porción relativamente considerable de las variaciones en los rendimientos del índice de mercado. Los resultados que arrojan los estadísticos DW y F son aceptables.

c.2.- Para el grupo: tycdol, boves, tafiel

$$\begin{aligned}
 \text{tmurcap} &= -0,004 + 1,110 \text{ tycdol} - 0,345 \text{ boves} - 0,442 \text{ tafiel} \\
 \text{t estadístico} & \quad (-0,55) \quad (6,85) \quad (5,17) \quad (-2,45) \\
 \text{probabilidad} & \quad (0,58) \quad (0,00) \quad (0,00) \quad (0,02) \\
 R^2 &= 0,65, \quad R^2 \text{ ajustado} = 0,63, \quad DW = 2,05 \text{ y } F = 35,54 \text{ (proba 0,00)}
 \end{aligned}$$

Las tres variables utilizadas son estadísticamente significativas al 5% y explican una porción importante de las variaciones en los rendimientos del índice de mercado. Los valores que arrojan los estadísticos DW y F son aceptables.

c.3.- También se realizaron estimaciones tomando como variables independientes los siguientes grupos: (bradisc, boves y tafiel) y (bradisc, boves y tycdol) donde los resultados no arrojaron valores mejores que los recién presentados. En ambos casos la variable representativa del riesgo no fue significativa y los R^2 ajustados fueron de 0,36 y 0,60 respectivamente. Los valores de los estadísticos DW y F arrojaron resultados satisfactorios. Cuando se tomaron las cuatro variables (bradisc, boves, tycdol y tafiel) los valores de los coeficientes de la regresión para boves, tycdol y tafiel fueron semejantes a los obtenidos en c.2, donde todos ellos son significativos al 5%. En cambio la variable representativa del riesgo no fue significativa. En cuanto a la bondad del ajuste los resultados obtenidos fueron: R^2 ajustado = 0,63, coeficiente DW = 2,05 y el estadístico F = 29,01 (proba 0,0).

d.- Las principales propiedades estadísticas de las variables elegidas

A los efectos de detectar las características estadísticas de las variables elegidas se determinó la naturaleza de la distribución, se obtuvo la matriz de coeficientes de correlación y se analizó si las series eran o no estacionarias.

d.1.- La distribución de las series estadísticas

Los datos que integran las series estadísticas de las variables independientes tycdol y boves probablemente no provienen de una distribución normal (los valores observados del estadístico Jarque – Bera son muy elevados, 47,1 y 14,9 respectivamente). En tanto para las variables bradisc, tafiel y res valores del estadístico JB son de 1,9, 3,8 y 4,8 respectivamente (no se puede rechazar la hipótesis nula de que provienen de una distribución normal). El valor del JB reportado corresponde a la estimación c.3 (para los otros conjuntos no difiere del valor mencionado).

d.2.- La matriz de los coeficientes de correlación

Los valores de los coeficientes de correlación de las variables independientes son muy bajos de manera tal que ninguna de ellas puede ser sustituida por otra. El valor más elevado se da entre boves y bradisc que llegó a $-0,269$. En tanto tycdol y tafiel llegó a $-0,241$. Mientras que entre tydol y bradisc fue de $0,027$; tycdol y boves $-0,011$; tafiel y bradisc $0,003$ y tafiel y boves $0,125$.

d.3.- La prueba de raíz unitaria sobre estacionariedad

Las pruebas de raíz unitaria realizadas sobre las series estadísticas utilizadas arrojan valores del estadístico τ que exceden los valores críticos fijados por MacKinnon (valor crítico al 1%), esto implica no rechazar la hipótesis de que la serie de tiempo considerada es estacionaria.

2.- Estimación de los parámetros

Una vez establecidas las principales características de las series estadísticas a utilizar se estimaron los parámetros correspondientes a los modelos CAPM y APT. Las pruebas están en línea con el propósito de verificar la validez de la hipótesis en torno a la relación entre los rendimientos promedios de los activos y las variables financieras y macroeconómicas. En primer término se trabajó con el CAPM para luego abocarse al APT.

2.1. Las estimaciones de los coeficientes beta del CAPM

El procedimiento utilizado para obtener los coeficientes del modelo CAPM es el de las dos pasadas donde en la primera se estiman los coeficientes beta de cada uno de los activos y en la segunda se realiza la regresión entre los rendimientos promedios de cada uno de los títulos y los correspondientes betas previamente calculados.

En la primera pasada se tomó como variable dependiente la serie de los excesos de rendimientos con respecto a la tasa de interés libre de riesgo de cada uno de los 16 activos considerados y como variable independiente la serie de los excesos de rendimiento con respecto a la tasa de interés libre de riesgo de los índices representativos del portafolio de mercado (Burcap, Merval y Valor). Como aproximación de la tasa libre de riesgo se eligió la tasa de interés para los depósitos a 30 días en dólares. La ecuación a utilizar para la estimación de los parámetros es la siguiente (cada activo tiene sólo dos fuentes de riesgo: el de mercado atribuible a la sensibilidad con los aspectos macroeconómicos del país representado por el índice bursátil y el riesgo específico a la firma representado por e_{it}):

$$R_{it} - R_{ft} = a_i + b_i (R_{mt} - R_{ft}) + e_{it}$$

Las estimaciones utilizando como índice de mercado el Burcap arrojaron los resultados que aparecen en el Cuadro 3. Los coeficientes beta oscilan entre 0,44 y 1,42. Los mismos son todos significativos al 5%, donde los valores del estadístico t están por encima del valor seis. En cuanto a los valores de los coeficientes R^2 ajustados se tiene que

en el 56,2% de los casos están por debajo de 0,50. mientras que en el 43,8% restante se observan algunos valores que se ubican alrededor de 0,80. Por último, los valores que arroja el estadístico F son todos significativos al nivel del 5%. Los resultados obtenidos utilizando el índice de Valor son similares a los descriptos previamente por ende no se realiza la presentación descriptiva (la diferencia más importante radica en que los coeficientes beta provenientes de la utilización del índice Burcap son levemente inferiores a los provenientes de la utilización del índice de Valor).

Luego se efectuó la regresión de corte transversal (segunda pasada) entre los promedios de los excesos de rendimientos de cada una de las especies (variable dependiente) y los coeficientes beta obtenidos en la primera pasada (variable independiente). La ecuación a utilizar para ver si la relación entre ellas es lineal se corresponde con la siguiente estructura:

$$R_{pi} = \gamma_0 + \gamma_1 b_i + u_i$$

También se efectuaron corridas utilizando la ecuación anterior con el añadido de la varianza de los residuos a fin de detectar el poder explicatorio del riesgo no sistemático:

$$R_{pi} = \gamma_0 + \gamma_1 b_i + \gamma_2 \sigma_{ei}^2 + u_i$$

Las mencionadas estimaciones arrojaron los siguientes valores según el índice bursátil usado (no se reporta el caso del Merval porque como era de esperar dada la naturaleza de la composición del índice no arrojó resultados tan satisfactorios como los presentados):

a.- Tomando en la primera pasada como variable independiente los excesos de rendimientos del índice Burcap los parámetros de la ecuación de la segunda pasada fueron los siguientes:

$$ER = - 0,011 + 0,023 \beta_i$$

$$(-1,60) \quad (3,37)$$

$$R^2 \text{ ajus} = 0,41 \text{ y } F = 11,34 \text{ (proba } 0,004)$$

Al introducir la varianza de los residuos se tienen los siguientes parámetros:

$$ER = - 0,010 + 0,023 \beta_i - 0,264 \sigma(e)^2$$

$$(-1,30) \quad (3,30) \quad (0,44)$$

$$R^2 \text{ ajus} = 0,37 \text{ y } F = 5,44 \text{ (proba } 0,019)$$

b.- Tomando en la primera pasada como variable independiente los rendimientos del índice de Valor los parámetros de la ecuación de la segunda pasada fueron los siguientes:

$$ER = - 0,012 + 0,020 \beta_i$$

$$(-1,70) \quad (3,35)$$

$$R^2 \text{ ajus} = 0,40 \text{ y } F = 11,23 \text{ (proba } 0,005)$$

Si se introduce la varianza de los residuos se tiene que:

$$ER = - 0,009 + 0,021 \beta_i - 0,519 \sigma(e)^2$$

$$(-1,26) \quad (3,39) \quad (0,77)$$

$$R^2 \text{ ajus} = 0,39 \text{ y } F = 5,76 \text{ (proba } 0,016)$$

Al observar los valores de los coeficientes en cada una de las cuatro ecuaciones se aprecia que las mismas están en línea con las predicciones de la teoría ya que el valor esperado de la constante es cero (en todos los caso es no significativa, no se rechaza la hipótesis nula de que γ_0 es igual a cero, sólo existe algún reparo en el caso del empleo del índice de valor), el coeficiente correspondiente a la varianza de los residuos tampoco es estadísticamente significativo (de modo tal que el riesgo no sistemático no es recompensado con rendimientos más elevados) y el coeficiente relativo a las betas cae

dentro del intervalo de confianza del 95% y es levemente superior al promedio de los excesos. Además se efectuaron pruebas con el cuadrado de los coeficientes beta a fin de ver la presencia de no linealidad en los rendimientos. Los resultados que arrojaron estas pruebas muestran que no se puede rechazar la hipótesis nula de que el coeficiente estimado es igual a cero (lo cual está en consonancia con las hipótesis del CAPM). Cabe señalar que también se realizaron comprobaciones sobre la estabilidad de los coeficientes betas ante diferentes fases del ciclo de mercado donde los resultados obtenidos indican que los mismos no presentan cambios significativos (son estables a través del tiempo).

De esta forma es posible afirmar que el exceso de rendimiento esperado de los activos está determinado sólo por el riesgo sistemático (medido por el coeficiente beta) y que es independiente del riesgo no sistemático (medido a través de la varianza de los residuos). Por ende cualquier otro elemento que se incluya como variable independiente debería tener un coeficiente igual a cero. Estos resultados evidentemente introducen algunos condicionantes a las estimaciones que ha posteriori se han de llevar adelante. Sin embargo aquí cabe recordar algunas de las principales críticas a este modelo que ponen ciertos límites a los resultados obtenidos (Roll 1977). Estas son variadas y se las puede sintetizar en los siguientes tres puntos: a) tomar promedios cuando los rendimientos de las acciones son muy volátiles disminuye la precisión de las pruebas, b) los índices de mercado utilizados en las estimaciones no necesariamente son representativos del portafolio de mercado como así tampoco se tiene una referencia clara para afirmar que son eficientes en términos de la media y la varianza y c) los inversores no consiguen tomar préstamos a la tasa libre de riesgo. Observando la situación del mercado de valores de la Argentina puede inferirse que es factible que estos inconvenientes existen y que de alguna manera estén afectando a las estimaciones realizadas, no obstante como modelo de índice el mismo reúne las propiedades necesarias para que sea un instrumento útil para el análisis de portafolio.

2.2.- El modelo del APT

2.2.1.- El modelo multifactor

El modelo multifactor utilizado para realizar las estimaciones de los parámetros beta correspondientes a cada uno de los activos viene dado por la siguiente ecuación (primera pasada):

$$R_{it} = a_i + b_1 F_{1t} + b_2 F_{2t} + b_3 F_{3t} + b_4 F_{4t} + e_{4t}$$

donde: R_{it} representa al rendimiento de la especie i .

a_i es una constante.

b_i es el coeficiente de carga del factor F (sensibilidad hacia ese factor).

e_{it} es el término de error idiosincrático.

Las variables utilizadas para realizar las estimaciones a través del método de los mínimos cuadrados permitieron identificar como mejores candidatas para explicar los rendimientos de los papeles elegidos al conjunto formado por los siguientes elementos: tycdol, boves, tafiel y residuo. El criterio empleado para la selección de las variables independientes que entraban y salían de la ecuación de regresión fue el de la prueba de significación del estadístico F .

Los resultados obtenidos utilizando las variables macroeconómicas descriptas y el residuo se muestran en el Cuadro 4. En dicho cuadro se aprecian los valores de los coeficientes beta, los estadísticos t y su nivel de significación. También aparece información sobre el coeficiente de determinación en su versión ajustada y se presenta el coeficiente Durbin Watson y valor del estadístico F junto con el respectivo nivel de significación. Los coeficientes correspondientes a los factores tycdol, boves y residuo del Burcap tienen el signo esperado y son todos significativos al nivel del 5%, mientras que los correspondientes al nivel de actividad no todos tienen el signo esperado y en siete casos no son significativos al 5%.

Por otro lado los coeficientes R^2 ajustados son de alguna consideración pero sólo en seis papeles arrojan una cuantía levemente por encima de los valores observados para el CAPM (Cuadro 3). Los valores observados de los Durbin Watson son aceptables con la excepción de tres casos y las cifras del estadístico F son todas altamente significativas. El

ajuste logrado a través de este modelo multifactor es relativamente bueno desde el punto de vista estadístico, no obstante no se agrega más información que la que brinda el CAPM.

2.2.2.- El modelo completo

Con los coeficientes betas obtenidos en la primera pasada se corrió la siguiente regresión para estimar los valores de los coeficientes landa:

$$ER = \lambda_0 + \lambda_1 \beta_1 + \lambda_2 \beta_2 + \lambda_3 \beta_3 + \lambda_4 \beta_4$$

Los resultados de la estimación muestran que ninguno de los cuatro factores de riesgo utilizados tienen precios significativamente diferentes de cero, no siendo relevantes en términos de la determinación de los rendimientos esperados de los activos. El R^2 ajustado es bajo y el estadístico F no es significativo al nivel del 5%.

$$ER = -0,007 + 0,005 \beta_1 - 0,008 \beta_2 + 0,003 \beta_3 + 0,021 \beta_4$$

estadístico t	(-0,65)	(0,61)	(-0,16)	(0,29)	(1,05)
probabilidad	(0,52)	(0,55)	(0,87)	(0,77)	(0,31)

$$R^2 = 0,47, \quad R^2 \text{ ajustado} = 0,28, \quad DW = 1,97 \text{ y } F = 2,44 \text{ (proba } 0,11)$$

Los factores de riesgo utilizados no explican mejor los rendimientos de los activos que lo que lo hace un único índice de mercado. La ampliación del modelo de un índice manteniendo la división entre riesgo sistemático y no sistemático no mejora la explicación de las variaciones en el precio de las acciones.

Esta situación también se verifica para otros grupos de las variables macroeconómicas tomadas como relevantes en el proceso de formación de los precios de los activos considerados. Por ejemplo, para el conjunto (tycdol, bradisc, tafiel y residuo) que es la combinación más sólida desde el punto de vista de la teoría económica el resultado de las estimaciones arrojó los siguientes guarismos para la ecuación del APT (los resultados del modelo multifactor fueron aceptables):

$$ER = -0,013 + 0,009 \beta_1 + 0,006 \beta_2 + 0,005 \beta_3 + 0,019 \beta_4$$

estadístico t	(--1,45)	(1,11)	(0,59)	(0,51)	(1,65)
probabilidad	(0,18)	(0,29)	(0,57)	(0,62)	(0,12)

$$R^2 = 0,48, \quad R^2 \text{ ajustado} = 0,29, \quad DW = 1,93 \quad \text{y} \quad F = 2,57 \quad (\text{proba } 0,09)$$

Los residuos del CAPM y los coeficientes beta

Ante este cuadro de situación se tomaron los residuos de la ecuación del CAPM y se los relacionó con los coeficientes betas calculados en la primera pasada (modelo multifactor). El resultado que arrojó dicha regresión muestra que no existe ninguna relación entre ellos, de modo tal que al menos para este grupo de variables el modelo del CAPM está bien especificado (los residuos del CAPM no vienen explicados por los coeficientes beta correspondientes a los factores de carga del modelo de arbitraje es decir las variables macroeconómicas elegidas para probar el APT):

$$\text{Residuos CAPM} = -0,0007 - 0,00007 \beta_1 + 0,004 \beta_2 + 0,001 \beta_3$$

estadístico t	(--0,08)	(-0,11)	(0,16)	(0,21)
probabilidad	(0,94)	(0,99)	(0,87)	(0,84)

$$R^2 = 0,006, \quad R^2 \text{ ajustado} = -0,24, \quad DW = 1,74 \quad \text{y} \quad F = 0,02 \quad (\text{proba } 0,99)$$

El análisis factorial

El análisis factorial también fue usado para intentar construir diferentes índices que permitiesen explicar la correlación existente entre los rendimientos de las acciones. La aplicación de esta metodología fue posible en virtud de que los rendimientos tienen coeficientes de correlación moderadamente elevados y son significativos al 0,01. Por otro lado el contraste de Bartlett muestra que las correlaciones son altamente significativas en

forma conjunta. Además, el contraste de validez global arrojó un valor de 0,898 y la medida de adecuación de la muestra para cada una de las variables excede el valor crítico de 0,5, lo cual indica que el conjunto de las variables logra cumplir los requisitos fundamentales del análisis de factor.

El método de componentes principales permitió obtener dos factores I_1 e I_2 . Los mismos fueron utilizados para realizar las estimaciones correspondientes a la primera y segunda pasada. Los resultados de la ecuación del APT son los siguientes:

$$ER = -0,011 + 2,072 I_1 + 0,056 I_2$$

$$(-1,41) \quad (2,83) \quad (0,84)$$

$R^2 = 0,42$, R^2 ajustado = 0,33, $DW = 1,88$ y $F = 4,75$ (proba 0,028)

En esta oportunidad el ajuste es un “poco” mejor que el obtenido a través del uso directo de las variables macroeconómicas elegidas. Sin embargo el mismo no supera a los resultados logrados a través del CAPM y por otro lado resulta algo difícil explicar la naturaleza económica de ambos índices debido a la agrupación de los componentes (al respecto puede decirse que el índice I_1 tiene una cierta que lo podría asemejar al índice de mercado del CAPM).

Otras pruebas o alternativas de análisis

En la búsqueda de obtener una ecuación representativa del APT se probaron ajustes con dos factores macroeconómicos y un residuo donde los resultados no fueron significativos. Además se utilizó una versión del método de Fama y MacBeth (1973) donde los coeficientes lambda no resultaron significativamente diferentes de cero. Los valores resultantes con sus respectivos estadísticos t entre paréntesis son: $\lambda_1 = -0,006$ (-0,07), $\lambda_2 = -0,0249$ (-0,55), $\lambda_3 = 0,086$ (0,72) y $\lambda_4 = 0,0209$ (0,88). Estos coeficientes se corresponden con el conjunto (tycdol, boves, tafiel y residuo), por tanto son comparables con los coeficientes de la ecuación principal del APT. Los mismos arrojan resultados que están en

línea con lo estimado previamente donde se afirma que los factores macroeconómicos considerados no incorporan más información que la ya incluida en el índice de mercado.

Un comentario adicional

A modo de curiosidad se presenta la ecuación que surge de tomar las variables: tycdol, bradisc y tafielc. En esta oportunidad tafielc viene definida a través de las desviaciones con respecto a los valores medios observados. La ecuación del índice de mercado y las variables macroeconómicas arrojó los siguientes resultados:

$$\begin{aligned} \text{tmburcap} &= 0,004 + 1,386 \text{ tycdol} - 0,502 \text{ bradisc} - 0,425 \text{ tafielc} \\ \text{t estadístico} & \quad (0,52) \quad (8,28) \quad (-1,85) \quad (-3,11) \\ \text{probabilidad} & \quad (0,60) \quad (0,00) \quad (0,06) \quad (0,00) \\ R^2 &= 0,57, \quad R^2 \text{ ajustado} = 0,55, \quad DW = 1,99 \quad \text{y} \quad F = 28,71 \text{ (proba } 0,00) \end{aligned}$$

El problema que presenta esta ecuación es el signo de tafielc ya que acorde a la teoría económica el mismo debe ser positivo en virtud de que un aumento en el nivel de actividad por encima del promedio tiene que afectar positivamente el rendimiento de mercado; motivo por el cual se la rechazó.

El ajuste de la ecuación del APT es la siguiente:

$$\begin{aligned} \text{ER} &= -0,013 + 0,014 \beta_1 + 0,013 \beta_2 + 0,025 \beta_3 + 0,027 \beta_4 \\ \text{estadístico t} & \quad (-2,43) \quad (2,36) \quad (2,13) \quad (2,55) \quad (3,43) \\ \text{probabilidad} & \quad (0,03) \quad (0,04) \quad (0,06) \quad (0,03) \quad (0,01) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0,71, \quad R^2 \text{ ajustado} = 0,61, \quad DW = 1,83 \quad \text{y} \quad F = 6,81 \text{ (proba } 0,005)$$

En forma paralela a lo realizado en el párrafo previo también se encontraron ajustes relativamente buenos utilizando otros conjuntos de variables entre los que se destaca el compuesto por: tycdol, tmboves y tafielc.

Conclusiones

En la década de los noventa el mercado de valores de la Argentina a presentado características bien marcadas. Por un lado entre 1992 y 2000 ha crecido en forma considerable donde se incorporaron nuevas e importantes empresas. Además se realizaron significativos avances tecnológicos que permitieron una mejor operatoria local y una mayor integración con los mercados de otros países. No obstante importantes sectores de la economía local no participan de las negociaciones que se hacen en el mercado donde los esfuerzos realizados para promover el ingreso de empresas ha sido escaso, en particular en los últimos años. La falta de normas acorde a los requerimientos estandarizados de los mercados internacionales atenta no sólo contra el ingreso de capitales locales sino también los extranjeros. Asimismo el mercado de capitales de la Argentina tiene un baja eficiencia en términos de información, con pocos inversores institucionales que suele producir “irracionalidades”.

En cuanto a las estimaciones econométricas realizadas en modelo CAPM parece tener fuerza en el país, ya que el índice de mercado explica una porción aceptable de los rendimientos de los activos financieros con presencia bursátil en el Mercado de Valores de Buenos Aires. Es notoria la escasez que existe en la Argentina de investigaciones empíricas que utilicen las principales teorías sobre la formación de los precios de los activos financieros. La utilidad de estos modelos es amplia ya que facilita enormemente la estimación de los rendimientos esperados y la matriz de varianzas y covarianzas, y de ese modo construir portafolios eficientes. Además, permite verificar la existencia o no de eficiencia en el mercado y la implicancia que esto tiene en la política económica de un país. Los rendimientos esperados también pueden ser utilizados como coeficientes de descuento cuando se evalúan proyectos de inversión o como indicadores para determinar el rendimiento "justo y razonable" que se hace mención en las empresas reguladas de la Argentina.

Por otro lado, el precio de los activos financieros en el corto plazo suele estar fuertemente influenciado por las expectativas del mercado, las cuales a menudo desechan

los fundamentos económicos que intervienen en la formación de su valor intrínseco. Sin embargo, en el largo plazo los precios se forman de manera tal que reflejen las condiciones económicas que justifican las tasas de rendimientos observados. Por lo tanto, estos modelos también sirven para determinar las desviaciones que existen entre los valores observados en el mercado y aquellos que surgen del accionar de las variables macroeconómicas fundamentales que intervienen en su formación. Esto es muy importante en países como la Argentina donde a pesar de que el mercado de capitales es marginal para el mundo financiero internacional, los efectos de un desmoronamiento local debido a las causas mencionadas anteriormente puede tener repercusiones devastadoras en términos de atracción del capital externo.

Bibliografia

Berry, M., E. Burmeister and M.B. McElroy: "Sorting out Risks Using Knowns Arbitrage Pricing Theory Factors". *Financial Analysts Journal*. March 1988.

Burmeister, E. and M.B. McElroy: "Joint Estimation of Factor Sensitivities and Risk Premia for the Arbitrage Pricing Theory". *Journal of Finance* 63 (3). July 1988.

Burmeister, E. K.D. Wall and J.D. Hamilton: "Estimation of Unobserved Expected Monthly Inflation Using Kalman Filtering" *Journal of Business and Economic Statistics*, 4. April 1986.

Burmeister, E., R. Roll and S. Ross: "Using Macroeconomic Factors to Control Portfolio Risk". *BIRR*. 1997.

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.

Cho, D.C., E.J. Elton and M.J. Gruber: "On the Robustness of the Roll and Ross Arbitrage Pricing Theory". *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 19. 1984.

Connor, G. and R. A. Korajczyk: "Risk an Return in an Equilibrium APT". *Journal of Financial Economics* 21. 1988.

Dhrymes, P. I. Friend, M. Gultekin and N. Gultekin: "New Tests of the Arbitrage Pricing Theory and their Implications". *Journal of Finance* 39. June 1984.

Dhrymes, P. I. Friend, N. Gultekin: "A Critical Reexamination of the Empirical Evidence on the Arbitrage Pricing Theory". *The Journal of Finance*, 39 June 1984.

Elton, E.J. and M.J. Gruber: "Modern Portfolio Theory and Investment Analysis". *John Wiley & Sons*. 1995.

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, Eugene. "Efficient Capital Markets: A Review of Theory an Empirical Work". *Journal of Finance* 25. May 1970.

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

Huberman, G.: "A Simple Approach to Arbitrage Pricing Theory". *Journal of Economic Theory*. 1982.

Kryzanowski, L. and M.C. To: "General Factor Models and the Structure of Security Returns". *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 18. March 1983.

Lo, A. and A. MacKinlay: "Stock Market Prices Do Not Follow Random Walks: Evidence from a Simple Specification Test". *Review of Financial Studies* I. 1988.

Priestley, Richard: "The Arbitrage Pricing Theory, Macroeconomic and the Financial Factors and Expectations Generating Processes". *Journal of Banking and Finance* 20. 1996.

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

Roll, R.: "A Critique of the Asset Pricing Theory's Tests". *Journal of Financial Economics*. Vol. 4. 1977.

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

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

Shanken, J.: "The Arbitrage Pricing Theory: Is it Testable". *Journal of Finance*. Vol. 37. 1982.

Sharpe, W.F.: "Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk". *Journal of Finance*. September 1964.

Sharpe, W.F.: "Revisiting the Capital Asset Pricing Model" *Dow Jones Asset Manager*. June 1998.

Swoboda, C.: "El Mercado de Capitales en Condiciones de Certidumbre", Fundamentos. Revista de la Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad Nacional de Río Cuarto. N° 4. 1996.

Swoboda, C.: "La Elección en Condiciones de Riesgo", Fundamentos. Revista de la Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad Nacional de Río Cuarto. 1997.

Swoboda, C.: "Rendimiento y Riesgo de los Activos Financieros", Fundamentos. Revista de la Facultad de Ciencias Económicas de la U. Nacional de Río Cuarto. 1997.

Swoboda, Carlos: "La Función de Utilidad y la Actitud hacia el Riesgo". Publicado en Ponencias, Revista de la Facultad de Ciencias Económicas de la U N Río Cuarto. 1998.

Swoboda, C.: "Análisis del Rendimiento de los Activos Financieros que Cotizan en el Mercado de Valores de la Argentina". Publicado en Ponencias con el nombre de "El Rendimiento de las Acciones en la Argentina". Revista de la Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad Nacional de Río Cuarto. 1999.

Swoboda, C.: "Relación entre la Maximización del Beneficio y la Maximización del Valor de la Firma". Publicado en Ponencias, Revista de la Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad Nacional de Río Cuarto. 1999.

Swoboda, C.: "El Valor de Mercado de una Firma en Condiciones de Certidumbre". Este artículo quedará terminado para su publicación a fines de este año.

Swoboda, C.: "Cálculo de la Prima de Riesgo: Diferencias entre el Método de Markowitz y el de Pratt".

Swoboda, C.: "Opciones, Conceptos y Estrategias". Trabajo que se concluirá en el año próximo con análisis empírico acerca de la eficiencia del mercado de opciones en la Argentina.

Swoboda, C.: "La hipótesis del Random Walk en el Mercado de Valores de la Argentina: Período 1992 – 2000". Documentos de Trabajo N° 7. Facultad de Ciencias Económicas. Universidad Nacional de Córdoba. Julio de 2001. Este trabajo se presentó en el Seminario Internacional de Ciencias Políticas y Sociales organizado por la Universidad Federal do Rio Grande do Sul Asociación de Universidades del Grupo Montevideo. Puerto Alegre, Brasil. Octubre de 2001.

Cuadros

Cuadro 1
Argentina: Estadísticas básicas sobre los rendimientos.
Período febrero 1995 - septiembre 2000.

Especie	Media	Des Est	Asimetría	Curtosis	Jarque-Bera	Probabilidad
Astra	0.0142	0.1083	-0.5163	3.6398	4.18	0.123
Atanor	0.0081	0.1495	0.5650	4.0444	6.71	0.035
Siderca	0.0367	0.1512	-0.2452	5.4583	17.80	0.000
Francés	0.0193	0.1411	0.7259	6.1240	33.62	0.000
Galicia	0.0239	0.1763	0.8446	7.2783	59.95	0.000
Irsa	0.0103	0.1143	-0.1757	3.9000	2.65	0.267
Minetti	0.0079	0.1422	0.2911	2.6579	1.29	0.524
Ledesma	-0.0039	0.0947	-0.5554	3.7249	4.98	0.083
Molinos	0.0108	0.1359	-0.1455	3.8827	2.45	0.294
Pérez	0.0108	0.1204	0.0323	4.2168	4.21	0.122
Telefónica	0.0127	0.1379	-0.1169	3.0254	0.16	0.925
Telecom	0.0185	0.1329	-0.0856	2.8265	0.17	0.919
YPF	0.0125	0.0848	0.4178	4.9686	12.96	0.001
Trans G d S	0.0090	0.0769	-0.0972	3.3421	0.44	0.803
Ceco	0.0086	0.1023	-0.0078	4.0359	30.04	0.219
Cres	-0.0047	0.1132	0.2353	3.8780	2.81	0.245
Burcap	0.0131	0.0999	-0.3128	4.6520	8.84	0.012
Merval	0.0075	0.1091	-0.5229	5.4910	20.68	0.000
Valor	0.0070	0.0876	-0.5367	5.2656	17.81	0.000

Fuente: Elaboración propia.

Quadro 2

Argentina: Coeficientes de correlación entre los rendimientos.

Período: febrero de 1995 - septiembre de 2000.

Especie	Astra	Atanor	Siderca	Francés	Galicia	Irsa	Minetti	Ledesma	Molinos	Pérez	Telefónica	Telecom	YPF
Astra	1												
Atanor	0.3833	1											
Siderca	0.4435	0.6446	1										
Francés	0.5297	0.6258	0.7633	1									
Galicia	0.4851	0.4863	0.7272	0.8821	1								
Irsa	0.4009	0.4732	0.6507	0.5897	0.5345	1							
Minetti	0.3305	0.4903	0.6006	0.5916	0.568	0.6239	1						
Ledesma	0.5121	0.2927	0.5369	0.5621	0.5232	0.3702	0.3598	1					
Molinos	0.4466	0.5248	0.5926	0.5975	0.6493	0.5233	0.5343	0.454	1				
Pérez	0.5779	0.6247	0.7727	0.8308	0.7524	0.617	0.5982	0.5544	0.5751	1			
Telefónica	0.4909	0.4634	0.6795	0.8155	0.6981	0.5369	0.4783	0.4941	0.5582	0.6659	1		
Telecom	0.4848	0.4464	0.7375	0.7551	0.7066	0.583	0.4672	0.5238	0.5976	0.6805	0.9081	1	
YPF	0.5143	0.4407	0.6385	0.5541	0.4819	0.5234	0.3955	0.5759	0.3555	0.6402	0.5391	0.6069	1
Trans G d S	0.4126	0.4111	0.5298	0.5681	0.4219	0.4145	0.2806	0.3976	0.4292	0.6048	0.5767	0.6628	0.384
Ceco	0.4198	0.3524	0.5044	0.6173	0.6154	0.4777	0.4705	0.4324	0.5216	0.6533	0.6094	0.6006	0.4824
Cres	0.4776	0.3652	0.5871	0.6223	0.6605	0.4554	0.35	0.5234	0.4847	0.6844	0.7035	0.7208	0.5093
Burcap	0.6117	0.6033	0.8594	0.8542	0.804	0.7041	0.6301	0.6197	0.6487	0.8425	0.8897	0.9087	0.7644

Fuente: Elaboración propia.

continuación

	Trans GdS	Ceco	Cres
Ceco	0.5578		
Cres	0.6327	0.6427	
Burcap	0.6276	0.6676	0.7426

Cuadro 3
 Argentina: Coeficientes beta.
 Período: febrero de 1995 - septiembre de 2000.

Especie	Beta	Estadist t	R2 ajustado	DW	Estadis F	Probab F
Astra	0.6623	6.28	0.36	1.88	39.43	0.00
Atanor	0.9024	6.14	0.35	2.04	37.74	0.00
Siderca	1.3012	13.65	0.73	1.97	186.41	0.00
Francés	1.2063	13.34	0.72	2.00	178.06	0.00
Galicia	1.4194	10.98	0.64	2.26	120.59	0.00
Irsa	0.8057	8.05	0.49	2.59	64.84	0.00
Minetti	0.8971	6.59	0.39	2.06	43.46	0.00
Ledesma	0.5877	6.41	0.37	1.95	41.13	0.00
Molinos	0.8821	6.92	0.41	2.16	47.89	0.00
Pérez	1.0157	12.70	0.71	2.09	16131	0.00
Telefónica	1.2282	15.83	0.79	1.62	250.46	0.00
Telecom	1.2092	17.68	0.82	1.59	312.59	0.00
YPF	0.6489	9.63	0.58	2.07	92.74	0.00
Trans G d S	0.4828	6.55	0.38	2.35	42.84	0.00
Ceco	0.6838	7.28	0.43	1.99	53.05	0.00
Cres	0.8413	9.01	0.54	2.26	81.09	0.00

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 4
 Argentina: Coeficientes beta del modelo APT.
 Período: febrero de 1995 - septiembre de 2000.

	Constante	Beta 1	Beta 2	Beta 3	Beta 4	R2 ajustado	DW	Estadis F	Proba F
Astra	0.003	0.459	0.326	-0.476	0.699	0.36	1.91	10.26	0.00
Estadis t	0.27	1.97	3.42	-1.84	3.91				
Atanor	-0.006	1.032	0.312	-0.524	0.836	0.33	2.04	9.09	0.00
Estadis t	-0.37	3.14	2.32	-1.14	3.31				
Siderca	0.017	1.705	0.409	-0.407	1.179	0.73	1.94	46.67	0.00
Estadis t	1.71	8.14	4.76	-1.75	7.31				
Francés	0.003	1.212	0.368	-0.892	1.304	0.73	1.81	46.34	0.00
Estadis t	0.35	6.18	4.58	-4.09	8.66				
Galicia	0.005	1.467	0.422	-1.433	1.392	0.67	2.01	34.49	0.00
Estadis t	0.41	5.39	3.78	-4.73	6.64				
Irsa	-0.007	0.607	0.509	0.084	0.808	0.56	2.58	22.76	0.00
Estadis t	-0.75	3.01	6.16	0.37	5.22				
Minetti	-0.008	1.271	0.327	-0.084	0.702	0.38	2.15	11.35	0.00
Estadis t	-0.55	4.25	2.67	-0.25	3.05				
Ledesma	-0.014	0.802	0.221	-0.216	0.427	0.36	1.93	10.46	0.00
Estadis t	-1.50	3.97	2.66	-0.96	2.74				
Molinos	-0.002	1.325	0.222	-0.613	0.630	0.42	2.15	13.26	0.00
Estadis t	-0.14	4.79	1.96	-2.00	2.96				
Pérez	-0.003	0.929	0.409	-0.378	1.125	0.70	2.02	40.85	0.00
Estadis t	-0.41	5.30	5.70	-1.94	8.35				
Telefónica	0.001	1.406	0.393	-0.951	1.115	0.80	1.47	67.79	0.00
Estadis t	0.09	8.51	5.80	-5.18	8.79				
Telecom	-0.007	1.394	0.394	-0.674	1.160	0.82	1.54	76.44	0.00
Estadis t	-0.96	9.19	6.34	-4.00	9.95				
YPF	0.001	0.705	0.278	0.117	0.696	0.61	1.85	27.34	0.00
Estadis t	0.16	4.98	4.80	0.75	6.41				
Trans G d S	0.000	0.746	0.180	-0.097	0.296	0.40	2.37	12.13	0.00
Estadis t	0.02	4.68	2.76	-0.55	2.41				
Ceco	-0.003	0.556	0.321	-0.446	0.682	0.43	1.90	13.41	0.00
Estadis t	-0.31	2.68	3.77	-1.93	4.28				
Cres	-0.019	1.014	0.332	-0.231	0.736	0.53	2.20	20.11	0.00
Estadis t	-1.98	4.90	3.92	-1.00	4.63				

Fuente: Elaboración propia.