

Universidad del CEMA

Maestría en Economía

Trabajo Final

***“Estabilidad del Parámetro Beta y  
Ciclo Financiero”***

Alumno: Juan Miguel Crivelli

Tutor: Dr. Edgardo E. Zablotsky

Buenos Aires , Marzo de 2001

# **Índice**

Introducción .....	3
<b><i>I. Aspectos Teóricos de la Selección de Carteras</i></b> .....	5
<b><i>II. Evidencia Empírica</i></b> .....	12
<b><i>III. El Caso Argentino</i></b> .....	18
<b><i>IV. Conclusiones</i></b> .....	28
• Bibliografía .....	30

## Introducción

Desde su aparición de la mano de William Sharpe en 1964, el Capital Asset Pricing Model ( *CAPM* ) se ha transformado en el modelo más usado en el ámbito financiero por ser una herramienta que ordena de una manera relativamente sencilla los rendimientos esperados de los distintos activos en condiciones de equilibrio.

Este modelo relaciona la prima de riesgo esperada para un stock con la prima de riesgo esperada para el mercado, escalada esta última por un factor que captura el riesgo del activo en cuestión:

$$r_i - r_f = (r_m - r_f) * \beta_i$$

En donde:

$r_i$  : Rendimiento esperado del activo i.

$r_f$  : Rendimiento del activo libre de riesgo

$r_m$  : Rendimiento del portafolio de mercado

El CAPM muestra que el retorno requerido por los inversores, en un mundo de portafolios diversificados, no depende del riesgo total del activo sino solo de la fracción del mismo que no puede ser eliminada por el proceso de diversificación del portafolio. Es este riesgo el que es medido por el parámetro  $\beta$ .

El presente trabajo no pretende testear el Capital Asset Pricing Model, tarea que ha concitado la atención de la profesión desde su aparición<sup>1</sup>, sino mas bien estudiar la estabilidad del parámetro  $\beta$  a lo largo de las distintas fases del mercado.

---

<sup>1</sup> Para una revisión de la literatura ver Elton y Gruber (1995)

Seguiremos con tal fin la metodología propuesta por Fabozzi y Francis (1977,1979) quienes fueron los precursores de este tipo de pruebas para el caso Americano.

En la sección siguiente delinearemos con mayor precisión los fundamentos de la selección óptima de portafolios de inversión y del CAPM. En segundo término reseñaremos la literatura existente sobre el tema que nos concierne refiriéndonos principalmente a los papers de Fabozzi y Francis con el objetivo de mostrar la técnica que utilizaremos para la realización del trabajo empírico para el caso Argentino. En la tercera parte del trabajo se realizarán los ejercicios empíricos con datos de la Bolsa de Comercio de Buenos Aires que cubren el período Junio 94 a Junio 2000 para un total de 20 acciones que además de ser las de mayor liquidez, han estado presentes a lo largo de todo el período que abarca la muestra. Para terminar presentaremos las conclusiones del trabajo indicando las consecuencias para la práctica financiera que nuestros hallazgos acarrearán.

Comenzamos entonces el primer apartado en donde presentaremos una versión sencilla del Capital Asset Pricing Model.

## **I. Aspectos Teóricos de la Selección de Carteras**

En un mundo donde los retornos de los activos son seguros, la estrategia de los inversores es simple y consistirá en elegir el activo que brinde mayor retorno.

Cuando dejamos atrás la hipótesis de un mundo con certidumbre la variabilidad en el retorno de los activos entra como un aspecto adicional a considerar en el proceso de selección de carteras.

Debemos mencionar que existen otras medidas que describen la distribución de probabilidades de los retornos de los activos. Sin embargo, la literatura ha utilizado solamente el rendimiento esperado y la dispersión. Esta manera de encarar el problema asume que los retornos están distribuidos normalmente o bien que las funciones de utilidad de los agentes son cuadráticas, caso en el cual el rendimiento y la dispersión son los únicos parámetros que se tienen en cuenta al ordenar las carteras.

El rendimiento esperado de una cartera está definido por:

$$\sum_{i=1}^n x_i * E(r_i)$$

En donde  $x_i$  representa la participación del activo  $i$  en la cartera y  $E(r_i)$  su retorno esperado.<sup>2</sup>

A su vez la varianza de una cartera se calcula usando la fórmula usual de la varianza de una combinación de variables. La misma es:

$$\sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^n x_j * x_i * \sigma_{j,i}$$

---

<sup>2</sup> A partir de este punto obviaremos en las fórmulas el operador esperanza por razones de claridad pero debe recordarse que siempre nos estaremos refiriendo a rendimientos esperados.

En donde  $\sigma_{j,i}$  representa la covarianza entre el activo  $j$  y el  $i$ . Nótese que cuando  $j=i$ ,  $\sigma_{j,i}$  representa la varianza del activo  $j$ .

De esta fórmula se desprende claramente que la variabilidad que aporta un activo a la cartera no depende sólo de su varianza, sino también de la forma en la que se relaciona con el resto de los activos involucrados en la cartera.

Teniendo estas dos fórmulas en mente podemos graficar en el plano (Desvío / Rendimiento Esperado) puntos que representarán distintas carteras a disposición del inversor. De esa nube de puntos, el inversor adverso al riesgo sólo tomará en cuenta las carteras que, dado un cierto nivel de retorno esperado, posean la mínima varianza. El conjunto de carteras que cumplen con esta propiedad es llamado frontera de mínima varianza. A su vez, dentro de este conjunto, las carteras que ofrezcan el máximo retorno dado un nivel de riesgo se engloban bajo el nombre de frontera eficiente.

Teniendo en cuenta las distintas opciones en cuanto a rentabilidad / dispersión el inversor elegirá una cartera dada su función de utilidad, la cual resume sus preferencias respecto a la rentabilidad y el riesgo en el que incurre. Por lo tanto, no podemos precisar la cartera que será finalmente elegida sin conocer la función de utilidad del agente.

Este no es el caso cuando, además de los activos riesgosos, existe la posibilidad de colocar fondos en un activo con retorno cierto.

Tobin (1958) introduce esta posibilidad en un caso aplicado a la demanda de dinero. Como principio general, se demuestra que si existe un activo libre de riesgo el proceso de selección de carteras puede ser dividido en dos etapas. La primera ya ha sido descrita y se refiere a la combinación óptima de activos riesgosos para obtener el mayor retorno dado un nivel de dispersión.

En segundo término, dada la existencia de un activo libre de riesgo, el inversor puede realizar combinaciones del mismo con cada una de las carteras posibles. El criterio de minimización de varianza dado un rendimiento nos brinda una respuesta unívoca acerca de la cartera que será elegida.

Pensemos en los retornos que se pueden obtener mediante combinaciones de un activo libre de riesgo y una cartera cualquiera. El rendimiento de las diferentes combinaciones estará dado por:

$$r_c = x r_p + (1-x)r_f$$

En donde:

$r_c$  = Rendimiento del Portafolio Completo

$x$  = Proporción de Fondos Asignados a Activos Riesgosos

$r_p$  = Rendimiento del Portafolio de Activos Riesgosos

$r_f$  = Tasa del Activo Libre de Riesgo

El rendimiento será un ponderado de la proporción asignada al activo libre de riesgo y a la cartera de activos riesgosos.

Aplicando el operador dispersión a la identidad anterior y dado que el activo libre de riesgo no tiene variabilidad obtenemos:

$$\sigma_c = x \sigma_p$$

Combinando las dos fórmulas anteriores obtenemos:

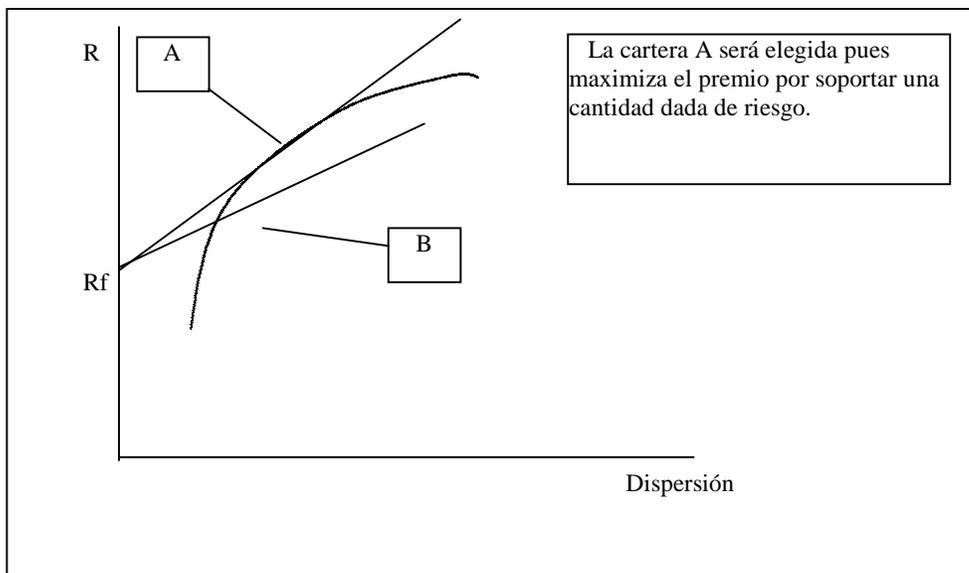
$$r_c = r_f + [(r_p - r_f) / \sigma_p] * \sigma_c$$

En el plano  $(\sigma_c, r_c)$ ,  $(r_p - r_f) / \sigma_p$  será la pendiente de la línea que conecte la cartera elegida con el activo libre de riesgo y expresará el pago que se obtiene,

con una determinada cartera, al asumir una unidad adicional de riesgo. Obsérvese que  $d r_c / d \sigma_c = (r_p - r_f) / \sigma_p$ .

La línea que muestra las combinaciones de retorno y dispersión al combinar una cartera riesgosa y un activo libre de riesgo recibe el nombre de Capital Allocation Line (CAL).

El inversor elegirá la cartera que, combinada con el activo libre de riesgo, maximice el pago que obtiene por unidad de riesgo. Dicha situación se dará cuando la CAL sea tangente a la frontera eficiente.



Una vez elegida dicha cartera, el inversor puede situarse en cualquier punto a lo largo de la CAL pero en cualquier lugar en donde lo haga las proporciones en la que los activos riesgosos entran en la cartera serán constantes.

El resultado anterior es conocido como el Teorema de la Separación y enuncia que la composición de la cartera de activos riesgosos elegida por los agentes será única en presencia de una tasa libre de riesgo y asumiendo que todos los

agentes poseen las mismas estimaciones sobre los rendimientos medios, varianzas y covarianzas de los activos.<sup>3</sup>

Como señala Tobin (1998) la combinación del teorema de la separación con el supuesto de que los mercados de activos se equilibran, basta para derivar el Capital Asset Pricing Model. Trataremos a continuación de dar una explicación intuitiva del mismo.

Supongamos que los mercados se equilibran y que existe una tasa libre de riesgo. Sabemos en consecuencia que todos los agentes elegirán la misma cartera y que dicha cartera será la cartera de mercado. La ecuación que describe las combinaciones entre retorno y riesgo es entonces:

$$r_c = r_f + [(r_m - r_f) / \sigma_m] * \sigma_c$$

( $r_m$  : Retorno del Mercado /  $\sigma_m$  Dispersión del Mercado)

Como habíamos señalado,  $(r_m - r_f) / \sigma_m$  representa el pago que se obtiene por soportar una unidad más de riesgo. Dicho pago, como se observa, es constante.

En equilibrio, el pago por soportar una unidad de riesgo debe ser igual para todos los activos. Por lo tanto, para saber cual es el retorno de equilibrio de los diferentes activos debemos conocer la cantidad de riesgo que los mismos aportan a la cartera elegida.

Debemos obtener, por lo tanto, una medida que indique la cantidad de riesgo que cada activo aporta a la cartera para determinar el retorno de equilibrio del mismo.

---

<sup>3</sup> Para una aplicación del proceso de selección de carteras ver Chisari y Dal Bó (1994)

Es aquí donde la diversificación se muestra fuertemente. En efecto, la cantidad de riesgo que un activo posee cuando está combinado, no depende solamente de su varianza sino también de las covarianzas con los demás activos existentes. Así, la cantidad de riesgo que aporta un activo a la cartera de mercado esta dada por:

$$d\sigma_m/dx_i = \left( \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n X_i X_j G_{ij} \right)^{-\frac{1}{2}} \left[ \frac{1}{2} \cdot 2 \cdot X_i \cdot G_i^2 + 2 \cdot \left( \sum_{j \neq i}^n X_j \cdot G_{ij} \right) \right]$$

$$= \sigma_{im} / \sigma_m$$

Dado que  $\left( \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n X_i X_j G_{ij} \right)^{-\frac{1}{2}}$  es la dispersión del portafolio de mercado.<sup>4</sup>

Hemos obtenido el aporte de riesgo de cada activo, que es igual a la covarianza de su retorno con el retorno del mercado sobre la variabilidad del retorno de mercado.

Remplazando este resultado en la fórmula de premio de mercado obtenemos:

$$r_i = r_f + [(r_m - r_f) / \sigma_m] \cdot (\sigma_{im} / \sigma_m)$$

$$r_i = r_f + (r_m - r_f) \cdot (\sigma_{im} / \sigma_m^2)$$

$$r_i = r_f + (r_m - r_f) \cdot \beta_i$$

Hemos llegado a la expresión del Capital Asset Pricing Model y hemos obtenido el rendimiento de equilibrio de cada activo.

La rentabilidad de equilibrio de cada activo estará dada por el riesgo que comparte con el mercado. Se tiene en cuenta solo este riesgo dado que es el único que no puede ser evitado por la diversificación.

En la sección siguiente reseñaremos brevemente los trabajos de Fabozzi y Francis sobre los cuales nos basamos, reportando los hallazgos realizados para el caso de EE. UU. Adicionalmente describiremos la metodología que usaremos para el testeo de la estabilidad del parámetro  $\beta$  para el caso argentino.

---

<sup>4</sup> Los detalles de esta demostración pueden ser encontrados en Fama (1977)

## **II. Evidencia Empírica**

Los trabajos de Fabozzi y Francis fueron pioneros en testear la estabilidad del parámetro beta. En dos trabajos publicados en 1977 y 1979 se analizó la presencia de este fenómeno relacionando los cambios en beta a las condiciones del mercado financiero (1977) y a las condiciones macroeconómicas (1979).

La evidencia empírica conjunta de estos dos trabajos indica que en el caso americano debemos esperar variaciones del parámetro beta asociadas a los ciclos económicos, más que a los ciclos de mercados financieros o mercados “Bull and Bear” como se los suele denominar.

En efecto, los cambios encontrados en el parámetro beta al tener en cuenta los ciclos “Bull and Bear” son tan solo los esperables de acuerdo a los problemas de estimación estadística. En cambio, cuando se testea este fenómeno en relación a cambios en las variables macroeconómicas, la variación va mas allá de la esperable de acuerdo a los problemas asociados a la técnica de estimación empleada, concluyéndose que, efectivamente, existen cambios en este parámetro a lo largo del ciclo.

Recientemente esta línea de investigación se retomó en un artículo de Emmons y Schmid en el cual se estudió si las crisis asiáticas de 1997 y 1998 afectaron la sensibilidad de las acciones americanas respecto al retorno del mercado; es decir, si existió un cambio en las betas del CAPM.

De acuerdo a sus investigaciones, concluyeron que en el período bajo análisis existió dicho cambio y que las empresas con mayores ventas en los mercados asiáticos fueron las más afectadas por este fenómeno. Esto explica la caída instantánea del precio de estos activos en respuesta a un mayor retorno requerido por los inversores.

En la práctica, el parámetro  $\beta$  involucrado en el CAPM es estimado mediante la siguiente regresión que recibe el nombre de Single-Index Market Model (SIMM):

$$r_{i,t} = \alpha + r_{m,t} * \beta_i + U_{it}$$

Como hemos señalado, el presente trabajo pretende estudiar si existen cambios en el parámetro  $\beta$  relacionados con las condiciones del mercado financiero.

A tal efecto, la metodología común que utilizan los dos trabajos de Fabozzi y Francis se basa en el uso de variables binarias que permiten aislar cambios en los parámetros del SIMM. La ecuación estimada en ambos trabajos es:

$$r_{it} = A_{1i} + A_{2i} * d_t + B_{1i} * r_{mt} + B_{2i} * d_t * r_{mt} + U_{it} \quad (1)$$

Como podemos observar esta ecuación nos es más que el Single-Index Model al cual se le han adicionado dos términos con variables binarias para captar cambios en el parámetro alpha y beta.

Las variables  $d_t$  permiten definir distintos períodos sobre los cuales testear la significatividad de los coeficientes  $A_{2i}$  y  $B_{2i}$ .

De esta manera, si definimos que los períodos Bull serán identificados con  $d_t = 1$  el parámetro beta es igual a  $B_{1i} + B_{2i}$  durante dichos períodos e igual a  $B_{1i}$  en el resto de los períodos. Es por este motivo que testear si  $B_{2i}$  es distinto de cero es vital para examinar si existen diferenciales en el parámetro beta cuando se consideran distintas particiones dentro de la muestra.

La definición de períodos de testeo no está libre de subjetividad y siempre puede resultar objetable. Es por eso que en nuestro ejercicio para el caso

argentino ,que se centrará en los mercados “Bull and Bear”, usaremos las delimitaciones propuestas por Fabozzi y Francis en su trabajo de 1977.

En dicho paper se proponen tres particiones :

- 1) Mercados Bull and Bear (BB): Las fechas en que los mercados presentaban estas características fueron extraídas de una publicación del área de finanzas. Esta clasificación subdivide a los períodos de acuerdo a la tendencia del mercado. Por ejemplo, si por varios meses el retorno es negativo y a continuación de esa sucesión se encuentra un periodo con retorno positivo, dicho mes es clasificado como Bear a pesar de que fue un mercado alcista. Es así que la clasificación de cada período depende del comportamiento del mercado en los meses contiguos.
- 2) Up and Down Markets (UD): Meses en donde el retorno de mercado es positivo fueron clasificados como Up clasificándose el resto de la muestra (es decir meses con retornos negativos) como mercados Down. Como se observa, esta división es estricta y no toma en cuenta la tendencia del mercado.
- 3) Substantial Up and Down Markets (SUD): Se subdivide la muestra en períodos de retornos positivos y negativos con la condición de que los mismos sean mayores a la mitad del desvío standar calculado para todo el período de muestreo. Los meses que no cumplen con esta condición (es decir cuando  $Abs(r_{mt}) < 0.5 * \sigma_m$ ) fueron eliminados del ejercicio reduciéndose el número de observaciones disponibles para la realización de las estimaciones econométricas.

La muestra utilizada comprende 700 acciones por un período de 72 meses. La última clasificación reduce el número de observaciones a 45 meses.

En la Tabla 1 se reportan los estadísticos generales resultantes de la estimación de la ecuación 1. Para cada clasificación, la primera línea reporta el número y porcentaje de casos en donde agregar las variables dummy al SIMM mejoro el  $R^2$ , con respecto al modelo sin dummies, de manera significativa<sup>5</sup>. La segunda línea presenta el número y porcentaje de casos en donde la estimación de la ecuación 1 resulto globalmente significativa; es decir, se testea si alguno de los coeficientes es distinto de cero.<sup>6</sup>

Una vez considerados los estadísticos generales, Fabozzi y Francis pasan a estudiar cada uno de los coeficientes que acompañan a las variables binarias de la ecuación 1. La Tabla 2 muestra para cada subdivisión de la muestra el número y porcentaje de casos en donde  $A_2$  y  $B_2$  resultaron ser distintos de cero.

En las dos Tablas los tests se realizan tomando alternativamente niveles de confianza del 5% y 1%.

A continuación, presentamos los resultados encontrados para EE.UU resumidos en las dos tablas descriptas en los párrafos anteriores.

---

<sup>5</sup> Nos estamos refiriendo al test-F de suma incremental de cuadrados o de contribución marginal de variables explicativas. Los detalles pueden ser consultados en Gujarati, Pág. 250.

<sup>6</sup> En este caso se testeo si  $A_2$ ,  $B_2$  o  $B_1$  son significativamente distintos de cero.

**TABLA 1**  
**Estadísticos de Ecuación (1)**

Partición	Test de Significatividad	5%		1%	
		No.	Pct.	No.	Pct.
<b>BB</b>	$A_2 \text{ y/o } B_2 \neq 0^*$	43	6.2	8	1.2
<b>72 OBS</b>	$R^2 \neq 0^{**}$	691	98.7	671	95.8
<b>UD</b>	$A_2 \text{ y/o } B_2 \neq 0^*$	27	3.9	7	1
<b>72 OBS</b>	$R^2 \neq 0^{**}$	692	98.8	672	96
<b>SUD</b>	$A_2 \text{ y/o } B_2 \neq 0^*$	34	4.8	7	1
<b>45 OBS</b>	$R^2 \neq 0^{**}$	693	99	684	97.7

\* Test F contribución marginal de variables.

\*\* Test F de significatividad conjunta

Fuente: Fabozzi y Francis (1977)

**TABLA 2**

**Estadísticos Individuales Ecuación (1)\***

Partición	Test de Significatividad	5%		1%	
		No.	Pct.	No.	Pct.
<b>BB</b>	$t-A_2 \neq 0$	27	3.9	5	0.7
<b>72 OBS</b>	$t-B_2 \neq 0$	46	6.5	11	1.6
<b>UD</b>	$t-A_2 \neq 0$	34	4.8	3	0.4
<b>72 OBS</b>	$t-B_2 \neq 0$	35	5	5	0.7
<b>SUD</b>	$t-A_2 \neq 0$	32	4.6	3	0.4
<b>45 OBS</b>	$t-B_2 \neq 0$	33	4.7	7	1

\* Test- t a dos colas

Fuente: Fabozzi y Francis (1977)

Como podemos observar los estadísticos proporcionados por la Tabla 1 muestran que no existen diferencias significativas en las estimaciones del SIMM en los diferentes escenarios propuestos. Mas bien, las diferencias observadas se pueden asociar a los rechazos esperables de acuerdo a los problemas muestrales a los que nos enfrentamos al realizar las regresiones.

En la misma línea, la Tabla 2 analiza si los parámetros son individualmente distintos de cero, mostrando escasa evidencia de que este sea el caso, pero poniendo de relieve que los cambios observados en los tests conjuntos de la tabla 1 se encuentran más asociados a cambios en el parámetro beta que en el alpha.

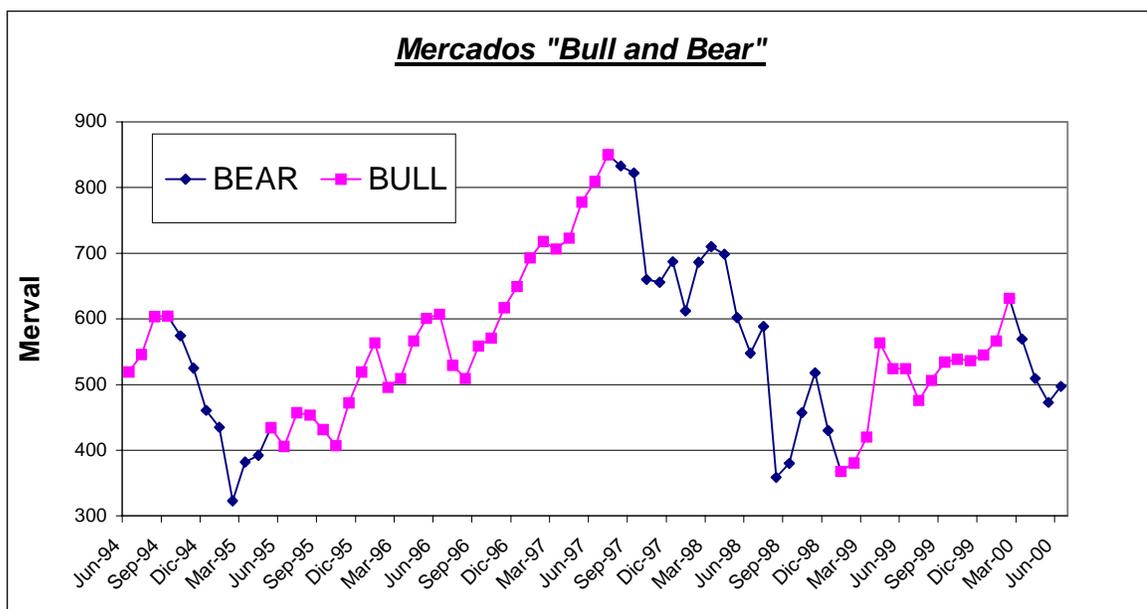
Hemos expuesto las principales conclusiones del estudio y en la sección siguiente nos proponemos replicar para la Argentina los ejercicios descritos anteriormente.

### III. El Caso Argentino

A continuación, aplicaremos la metodología del Fabozzi y Francis para estudiar la presencia de betas diferenciales de acuerdo a las diferentes fases de la Bolsa de Comercio de Buenos Aires.

La muestra abarca un conjunto de 20 acciones durante el período 06/94 a 06/2000: un total de 73 observaciones. La fuente de los datos es el Instituto Argentino de Mercado de Capitales que provee series que incluyen dividendos y homogéneas para evitar el problema que generan los "Stock Splits" en el cómputo del retorno.

El primer ejercicio se centró en estudiar la presencia de Betas diferenciales en mercados Bull and Bear. No contando con definiciones comúnmente aceptadas para diferenciar estos períodos particionamos la muestra según la tendencia del mercado obteniendo los subdivisiones que se muestran en el siguiente grafico.



Esta definición implica que los períodos Bull son: 06/94 a 08/94 , 05/95 a 06/97 y 02/99 a 02/00. Siendo los periodos Bear los comprendidos entre: 09/94 a 04/95, 07/97 a 01/99 y 03/00 a 06/00.

Los restantes ejercicios se realizaron siguiendo las subdivisiones con las que se estudio el caso americano.

En el caso de la partición Substantial Up and Down Markets (SUD) el filtro excluyó 37 observaciones, reduciéndose el número de observaciones a 36 contra 73 comprendidas en toda la muestra.

Debe añadirse que, al igual que en el paper de Fabozzi y Francis, los retornos se calcularon de manera continua resultando entonces:

$$r_{it} = \log P_{it} - \log P_{it-1}$$

En donde  $P_{it}$  es el precio del activo  $i$  en el momento  $t$ .

Los cuadros a continuación muestran las estimaciones realizadas. En primer término, se exhiben los resultados obtenidos de acuerdo a las clasificaciones de *Mercados Bull and Bear (BB)* y *Up and Down Markets (UD)* los cuales son seguidos, por la estimación de la ecuación 1 sin variables dummy que fue utilizada como base para realizar los tests de suma incremental de cuadrados.

En segundo termino, presentamos las estimaciones de la ecuación 1 usando la subdivisión Substantial Up and Down Markets (SUD). Asociada a esta subdivisión estimamos el SIMM con la muestra reducida para de esta manera poder realizar los tests descriptos anteriormente.

## Bull And Bear Markets

$$r_{it} = A_{1i} + A_{2i} * d_t + B_{1i} * r_{mt} + B_{2i} * d_t * r_{mt} + u_{it}$$

Acción	$A_{1i}$	$B_{1i} * r_{mt}$	$B_{2i} * d_t * r_{mt}$	$A_{2i} * d_t$	$R^2$	F	P-Value F
ACIN	-0.01	1.38	-0.04	0.01	0.72	58.83	0.00
	-0.45	10.36*	-0.20	0.56			
ASTRA	0.00	0.67	-0.04	0.02	0.57	29.92	0.00
	0.03	7.31*	-0.26	0.92			
ATANOR	0.02	0.92	-0.17	-0.02	0.44	17.99	0.00
	1.04	6.25*	-0.69	-0.75			
BANSUD	-0.05	1.13	0.28	0.02	0.62	37.96	0.00
	-2.14*	7.44*	1.08	0.82			
CELULOSA	-0.03	0.64	0.13	-0.01	0.15	4.01	0.01
	-0.95	2.56*	0.31	-0.24			
COMERCIAL	-0.04	1.17	-0.29	0.00	0.56	29.04	0.00
	-1.70**	7.88*	-1.16	0.14			
ERCA	0.03	1.20	-0.15	0.00	0.78	81.00	0.00
	1.86**	12.64*	-0.93	0.25			
FRAN	0.01	1.02	0.28	-0.02	0.76	71.40	0.00
	0.84	10.55*	1.70**	-1.09			
GALICIA	0.02	1.34	0.02	-0.03	0.73	63.03	0.00
	1.31	10.93*	0.10	-1.46			
GARO	0.02	0.88	-0.03	-0.04	0.33	11.23	0.00
	0.93	4.73*	-0.08	-1.04			
INDU	0.00	0.81	0.45	-0.01	0.61	35.82	0.00
	-0.03	6.72*	2.20*	-0.53			
IRSA	-0.01	0.77	0.08	0.01	0.60	34.56	0.00
	-0.55	7.58*	0.47	0.35			
LEDESMA	0.00	0.63	-0.18	-0.01	0.44	17.89	0.00
	-0.15	6.38*	-1.07	-0.47			
MOLI	-0.01	1.02	-0.38	0.01	0.58	31.71	0.00
	-0.30	8.43*	-1.86**	0.60			
PEREZ	0.01	0.98	-0.14	-0.01	0.75	70.57	0.00
	1.25	12.09*	-1.04	-0.77			
RENO	-0.05	1.00	0.28	0.03	0.60	35.02	0.00
	-2.42*	7.00*	1.15	1.07			
TEAR2	0.02	1.03	0.07	-0.02	0.73	61.75	0.00
	1.27	10.61*	0.41	-1.35			
TECO2	0.02	1.00	0.09	-0.03	0.73	61.61	0.00
	1.35	10.55*	0.53	-1.49			
TGSUD2	0.01	0.49	-0.12	-0.01	0.40	15.46	0.00
	1.00	5.92*	-0.85	-0.90			
YPF	0.01	0.53	0.02	-0.01	0.57	30.09	0.00
	1.44	7.47*	0.14	-0.71			

\* Al 5%

\*\* Al 10%

Estadístico t en *Cursiva*

## Up and Down Markets

$$r_{it} = A_{1i} + A_{2i} * d_t + B_{1i} * r_{mt} + B_{2i} * d_t * r_{mt} + u_{it}$$

Acción	$A_{1i}$	$B_{1i} * r_{mt}$	$B_{2i} * d_t * r_{mt}$	$A_{2i} * d_t$	$R^2$	F	P-Value F
ACIN	0.01 0.43	1.47 7.83*	-0.20 -0.58	-0.01 -0.20	0.72	58.93	0.00
ASTRA	-0.01 -0.47	0.62 4.90*	-0.29 -1.29	0.05 2.06*	0.59	33.13	0.00
ATANOR	0.02 0.79	0.90 4.31*	0.21 0.55	-0.04 -1.03	0.44	18.07	0.00
BANSUD	-0.03 -1.11	1.22 5.62*	0.01 0.03	0.01 0.20	0.61	36.37	0.00
CELULOSA	-0.10 -1.96**	0.41 1.21	-0.45 -0.73	0.13 1.93**	0.19	5.47	0.00
COMERCIAL	-0.02 -0.75	1.19 5.67*	-0.30 -0.78	0.00 -0.12	0.55	28.53	0.00
ERCA	0.06 2.92*	1.35 10.20*	-0.26 -1.09	-0.03 -1.19	0.79	84.30	0.00
FRAN	-0.02 -0.87	0.92 6.70*	0.45 1.80**	0.00 0.14	0.75	70.69	0.00
GALICIA	0.01 0.22	1.31 7.43*	0.08 0.26	-0.01 -0.25	0.72	60.58	0.00
GARO	0.05 1.22	1.11 4.24*	-0.38 -0.79	-0.05 -0.87	0.33	11.51	0.00
INDU	-0.02 -0.75	0.80 4.58*	0.44 1.38	0.00 -0.04	0.59	33.34	0.00
IRSA	-0.01 -0.65	0.76 5.35*	-0.12 -0.47	0.03 0.93	0.60	35.06	0.00
LEDESMA	0.03 1.67**	0.85 6.35*	-0.50 -2.05*	-0.04 -1.33	0.48	21.22	0.00
MOLI	0.00 -0.13	0.92 5.21*	-0.12 -0.36	0.01 0.26	0.56	29.00	0.00
PEREZ	0.01 0.36	0.89 7.74*	0.20 0.98	-0.02 -0.66	0.75	69.92	0.00
RENO	-0.06 -2.11*	0.95 4.66*	0.05 0.12	0.05 1.29	0.60	34.44	0.00
TEAR2	-0.01 -0.37	0.99 7.27*	-0.25 -0.99	0.04 1.40	0.73	62.44	0.00
TECO2	-0.01 -0.41	0.96 7.17*	-0.22 -0.90	0.04 1.36	0.73	61.43	0.00
TGSUD2	0.00 -0.18	0.42 3.50*	-0.07 -0.32	0.01 0.59	0.39	14.82	0.00
YPF	0.02 1.35	0.56 5.63*	0.15 0.81	-0.03 -1.37	0.58	31.39	0.00

\* Al 5%

\*\* Al 10%

Estadístico t en *Cursiva*

### Single Index Model (72 Observaciones)

$$r_{it} = A_{1i} + B_{1i} * r_{mt} + u_{it}$$

Acción	$A_{1i}$	$B_{1i} * r_{mt}$	$R^2$	F	P-Value F
ACIN	0.00	1.38	0.72	180.36	0.00
	-0.10	13.43*			
ASTRA	0.01	0.68	0.56	90.23	0.00
	1.11	9.50*			
ATANOR	0.01	0.84	0.43	53.62	0.00
	0.56	7.32*			
BANSUD	-0.03	1.25	0.61	112.15	0.00
	-2.11*	10.59*			
CELULOSA	-0.04	0.67	0.15	12.19	0.00
	-1.74**	3.49*			
COMERCIAL	-0.04	1.07	0.55	86.54	0.00
	-2.86*	9.30*			
ERCA	0.03	1.15	0.78	245.81	0.00
	3.03*	15.68*			
FRAN	0.00	1.10	0.74	204.51	0.00
	0.47	14.30*			
GALICIA	0.00	1.31	0.72	186.61	0.00
	0.35	13.66*			
GARO	0.00	0.83	0.32	33.01	0.00
	0.19	5.75*			
INDU	0.00	0.95	0.58	98.18	0.00
	-0.09	9.91*			
IRSA	0.00	0.81	0.60	105.77	0.00
	-0.32	10.28*			
LEDESMA	-0.01	0.56	0.43	52.74	0.00
	-1.11	7.26*			
MOLI	0.00	0.90	0.56	89.12	0.00
	-0.25	9.44*			
PEREZ	0.01	0.92	0.75	210.90	0.00
	0.78	14.52*			
RENO	-0.03	1.13	0.59	101.81	0.00
	-2.23*	10.09*			
TEAR2	0.00	1.02	0.72	183.38	0.00
	0.50	13.54*			
TECO2	0.00	1.00	0.72	181.16	0.00
	0.48	13.46*			
TGSUD2	0.00	0.43	0.39	45.09	0.00
	0.27	6.72*			
YPF	0.01	0.52	0.56	91.66	0.00
	1.49	9.57*			

\* Al 5%

\*\* Al 10%

Estadístico t en *Cursiva*

### Substantial Up and Down Markets (36 Obs)

$$r_{it} = A_{1i} + A_{2i} * d_t + B_{1i} * r_{mt} + B_{2i} * d_t * r_{mt} + u_{it}$$

Acción	$A_{1i}$	$B_{1i} * r_{mt}$	$B_{2i} * d_t * r_{mt}$	$A_{2i} * d_t$	$R^2$	F	P-Value F
ACIN	0.02 0.36	1.42 4.10*	0.34 0.58	-0.08 -0.85	0.72	28.00	0.00
ASTRA	0.07 1.82**	0.98 5.00*	-0.33 -1.00	-0.04 -0.79	0.70	25.10	0.00
ATANOR	0.01 0.23	0.82 2.44*	0.53 0.93	-0.08 -0.87	0.52	11.76	0.00
BANSUD	-0.04 -0.60	1.38 3.73*	-1.04 -1.65	0.12 1.10	0.65	20.13	0.00
CELULOSA	-0.13 -1.10	0.25 0.40	-0.80 -0.75	0.20 1.14	0.10	1.24	0.31
COMERCIAL	-0.05 -0.82	1.12 3.28*	-0.56 -0.96	0.05 0.52	0.60	15.68	0.00
ERCA	0.10 2.07*	1.43 5.72*	0.03 0.06	-0.09 -1.30	0.80	42.48	0.00
FRAN	-0.07 -1.60	0.82 3.37*	0.19 0.47	0.13 1.84**	0.81	46.39	0.00
GALICIA	-0.02 -0.36	1.29 4.71*	-0.22 -0.47	0.09 1.11	0.82	47.66	0.00
GARO	0.08 1.06	0.97 2.31*	-1.03 -1.45	-0.01 -0.08	0.23	3.20	0.04
INDU	-0.02 -0.35	0.76 2.63*	0.55 1.12	-0.05 -0.56	0.62	17.25	0.00
IRSA	0.00 0.00	0.86 4.67*	-0.27 -0.86	0.03 0.60	0.77	35.61	0.00
LEDESMA	0.07 2.20**	1.00 5.60*	-0.97 -3.17*	-0.05 -0.98	0.60	15.84	0.00
MOLI	-0.02 -0.28	0.95 3.00*	-0.10 -0.18	0.03 0.37	0.62	17.41	0.00
PEREZ	0.00 -0.12	0.80 3.83*	-0.58 -1.63	0.11 1.81**	0.73	28.46	0.00
RENO	-0.07 -0.99	1.04 2.86*	-0.90 -1.45	0.14 1.36**	0.57	14.40	0.00
TEAR2	0.00 -0.12	0.97 4.69*	0.59 1.67**	-0.05 -0.86	0.83	51.67	0.00
TECO2	-0.04 -0.83	0.80 3.50*	0.75 1.93**	-0.02 -0.34	0.79	40.69	0.00
TGSUD2	-0.01 -0.31	0.46 2.72*	-0.45 -1.55	0.08 1.71**	0.59	15.04	0.00
YPF	0.01 0.35	0.46 2.43*	0.14 0.43	-0.01 -0.27	0.52	11.78	0.00

\* Al 5%

\*\* Al 10%

Estadístico t en *Cursiva*

### Single Index Model (36 Observaciones)

$$r_{it} = A_{1i} + B_{1i} * r_{mt} + u_{it}$$

Acción	$A_{1i}$	$B_{1i} * r_{mt}$	$R^2$	F	P-Value F
ACIN	0.00	1.36	0.72	85.92	0.00
	0.17	9.27*			
ASTRA	0.02	0.72	0.68	73.01	0.00
	1.31	8.54*			
ATANOR	0.01	0.85	0.50	34.68	0.00
	0.39	5.89*			
BANSUD	-0.06	1.21	0.62	55.09	0.00
	-2	7.42*			
CELULOSA	-0.08	0.40	0.06	2.20	0.15
	-1.74**	1.48			
COMERCIAL	-0.07	1.00	0.58	47.42	0.00
	-2.64*	6.89*			
ERCA	0.05	1.21	0.79	126.59	0.00
	2.67*	11.25*			
FRAN	0.01	1.22	0.79	126.58	0.00
	0.45	11.25*			
GALICIA	0.01	1.40	0.81	144.74	0.00
	0.54	12.03*			
GARO	0.00	0.49	0.18	7.27	0.01
	0.07	2.70*			
INDU	0.00	0.88	0.60	51.40	0.00
	-0.16	7.17*			
IRSA	0.00	0.82	0.76	109.46	0.00
	-0.25	10.46*			
LEDESMA	-0.02	0.45	0.43	25.88	0.00
	-1.51	5.09*			
MOLI	-0.01	0.98	0.62	55.09	0.00
	-0.28	7.42*			
PEREZ	0.01	0.81	0.69	74.37	0.00
	0.58	8.62*			
RENO	-0.06	1.00	0.53	38.64	0.00
	-2.11*	6.22*			
TEAR2	0.01	1.10	0.81	147.51	0.00
	0.75	12.15*			
TECO2	0.01	1.08	0.77	112.62	0.00
	0.43	10.61*			
TGSUD2	0.00	0.47	0.53	38.13	0.00
	0.06	6.18*			
YPF	0.01	0.49	0.52	37.06	0.00
	1.07	6.09*			

\* Al 5%  
\*\* Al 10%

Como una forma de resumir la información contenida en los cuadros anteriores; y siguiendo la presentación de Fabozzi y Francis, mostramos los resultados obtenidos para el caso Argentino replicando las tablas 1 y 2 del trabajo anteriormente mencionado.

<b>TABLA 3</b>					
<b>Estadísticos de Ecuación (1) -Argentina</b>					
Partición	Test de Significatividad	5%		1%	
		No.	Pct	No.	Pct.
<b>BB</b>	$A_2$ y/o $B_2 \neq 0^*$	0	0	0	0
<b>72 OBS</b>	$R^2 \neq 0^{**}$	20	100	20	100
<b>UD</b>	$A_2$ y/o $B_2 \neq 0^*$	1	5	0	0
<b>72 OBS</b>	$R^2 \neq 0^{**}$	20	100	20	100
<b>SUD</b>	$A_2$ y/o $B_2 \neq 0^*$	1	5	1	5
<b>36</b>	$R^2 \neq 0^{**}$	18	90	19	95

\* Test F contribución marginal de variables.  
\*\* Test F de significatividad conjunta

<b>TABLA 4</b>					
<b>Estadísticos Individuales Ecuación (1)- Argentina*</b>					
Partición	Test de Significatividad	5%		1%	
		No.	Pct	No.	Pct.
<b>BB</b>	$t-A_2 \neq 0$	0	0	0	0
<b>72 OBS</b>	$t-B_2 \neq 0$	1	5	0	0
<b>UD</b>	$t-A_2 \neq 0$	1	5	0	0
<b>72 OBS</b>	$t-B_2 \neq 0$	1	5	0	0
<b>SUD</b>	$t-A_2 \neq 0$	0	0	0	0
<b>36</b>	$t-B_2 \neq 0$	1	5	1	5

\* Test- t a dos colas

Como podemos observar, los resultados obtenidos indican que durante el período analizado no existe evidencia de cambios en el parámetro beta o alpha del SIMM. Los pocos casos observados son esperables por problemas de estimación.

Para concluir esta sección y en vistas de realizar un análisis de sensibilidad, a continuación se presenta un cuadro resumen con las estimaciones de la subdivisión Bull and Bear Markets a la cual se le han extraído los períodos Junio 94 / Agosto 94 y Enero 2000 / Junio 2000 por no presentar un número suficiente de observaciones que permitan definir claramente una tendencia.

<b>TABLA 5</b>				
<b>Estadísticos de Ecuación (1) -Argentina*</b>				
Test de Significatividad	5%		1%	
	No.	Pct	No.	Pct.
$A_2$ y/o $B_2$ # 0**	0	0	0	0
$R^2$ # 0 ***	20	100	19	95
$t-A_2$ # 0****	0	0	0	0
$t-B_2$ # 0****	1	5	0	0

\* Subdivisión Bull and Bear Markets restringida.  
 \*\* Test F contribución marginal de variables.  
 \*\*\* Test F de significatividad conjunta.  
 \*\*\*\* Test f de significatividad individual

Como puede observarse las estimaciones obtenidas no presentan cambios significativos al excluir los meses en cuestión lo que apuntala la confianza en los resultados obtenidos anteriormente.

El siguiente cuadro muestra la totalidad de las regresiones realizadas con la muestra reducida.

## Bull and Bear Markets - Muestra Reducida

$$r_{it} = A_{1i} + A_{2i} * d_t + B_{1i} * r_{mt} + B_{2i} * d_t * r_{mt} + u_{it}$$

Acción	$A_{1i}$	$B_{1i} * r_{mt}$	$B_{2i} * d_t * r_{mt}$	$A_{2i} * d_t$	$R^2$	F	P-Value F
ACIN	0.01	1.42	0.12	-0.01	0.83	99.04	0.00
	<i>0.65</i>	<i>13.23*</i>	<i>0.63</i>	<i>-0.27</i>			
ASTRA	-0.01	0.66	-0.07	0.03	0.56	26.39	0.00
	<i>-0.49</i>	<i>6.81*</i>	<i>-0.39</i>	<i>1.40</i>			
ATANOR	0.01	0.91	-0.03	-0.03	0.48	18.91	0.00
	<i>0.64</i>	<i>6.15*</i>	<i>-0.12</i>	<i>-0.88</i>			
BANSUD	-0.04	1.18	0.28	0.01	0.63	34.46	0.00
	<i>-1.54</i>	<i>7.28*</i>	<i>0.98</i>	<i>0.42</i>			
CELULOSA	-0.03	0.58	0.18	-0.01	0.13	3.00	0.04
	<i>-0.84</i>	<i>2.14*</i>	<i>0.39</i>	<i>-0.13</i>			
COMERCIAL	-0.02	1.22	-0.39	-0.02	0.61	31.97	0.00
	<i>-0.72</i>	<i>8.66*</i>	<i>-1.60</i>	<i>-0.73</i>			
ERCA	0.02	1.20	0.00	0.01	0.82	95.05	0.00
	<i>1.42</i>	<i>13.17*</i>	<i>-0.02</i>	<i>0.45</i>			
FRAN	0.01	1.00	0.19	-0.01	0.75	61.55	0.00
	<i>0.50</i>	<i>10.14*</i>	<i>1.12</i>	<i>-0.74</i>			
GALICIA	0.03	1.38	-0.09	-0.04	0.74	57.76	0.00
	<i>1.60</i>	<i>10.85*</i>	<i>-0.43</i>	<i>-1.46</i>			
GARO	0.02	0.91	-0.02	-0.03	0.34	10.69	0.00
	<i>0.61</i>	<i>4.64*</i>	<i>-0.07</i>	<i>-0.89</i>			
INDU	0.00	0.82	0.57	-0.02	0.64	35.88	0.00
	<i>0.14</i>	<i>6.55*</i>	<i>2.62*</i>	<i>-0.96</i>			
IRSA	0.00	0.80	0.05	0.00	0.61	31.57	0.00
	<i>0.03</i>	<i>7.48*</i>	<i>0.26</i>	<i>0.04</i>			
LEDESMA	-0.01	0.65	-0.22	0.00	0.47	18.18	0.00
	<i>-0.73</i>	<i>6.42*</i>	<i>-1.27</i>	<i>0.15</i>			
MOLI	0.00	1.08	-0.39	0.01	0.64	35.61	0.00
	<i>0.04</i>	<i>9.02*</i>	<i>-1.88**</i>	<i>0.27</i>			
PEREZ	0.01	0.96	-0.14	-0.01	0.74	59.06	0.00
	<i>0.78</i>	<i>11.06*</i>	<i>-0.90</i>	<i>-0.47</i>			
RENO	-0.04	1.05	0.16	0.02	0.60	30.13	0.00
	<i>-1.76**</i>	<i>6.92*</i>	<i>0.62</i>	<i>0.68</i>			
TEAR2	0.02	1.02	0.05	-0.03	0.72	52.09	0.00
	<i>1.40</i>	<i>9.93*</i>	<i>0.27</i>	<i>-1.45</i>			
TECO2	0.03	0.96	0.07	-0.04	0.73	54.36	0.00
	<i>1.80**</i>	<i>10.11*</i>	<i>0.42</i>	<i>-1.98**</i>			
TGSUD2	0.00	0.44	-0.15	0.00	0.37	11.73	0.00
	<i>0.25</i>	<i>5.23*</i>	<i>-1.01</i>	<i>-0.22</i>			
YPF	0.01	0.52	0.01	-0.01	0.58	27.93	0.00
	<i>0.99</i>	<i>7.22*</i>	<i>0.09</i>	<i>-0.35</i>			

\* Al 5%

\*\* Al 10%

Estadístico t en *Cursiva*

#### **IV. Conclusiones**

El presente trabajo ha pretendido estudiar la existencia de variabilidad en el parámetro beta del SIMM asociando la misma a las condiciones del mercado financiero.

Todo trabajo que encare este tipo de problema se encontrara con que existe un elemento de subjetividad en la definición de los períodos en los que se quiere subdividir la muestra. Llevando el razonamiento al límite, podríamos pensar que es posible encontrar variabilidad si probamos con un gran número de subdivisiones diferentes. El “Data Mining” es un problema presente en esta clase de estudios el cual hemos evitado tomando en la mayor parte de los casos las definiciones propuestas por Fabozzi y Francis.

La evidencia encontrada sugiere que no existen cambios importantes en el mercado argentino en los parámetros Alpha y Beta del SIMM asociados a los ciclos financieros. En efecto los cambios detectados en un pocas acciones pueden ser asociados a problemas de estimación estadística y no son evidencia concluyente de variabilidad a lo largo del ciclo.

Si bien el hecho de no encontrar relaciones puede parecer decepcionante, nuestros hallazgos tienden a reforzar la utilidad del CAPM. Más allá de las dificultades empíricas del mismo y la evidencia sobre su validez, el hecho de que uno de sus componente no cambie apuntala su uso. Pensemos en un mundo donde el CAPM se cumple pero en donde los parámetros no son estables. En esta situación, si bien el modelo sería una adecuada descripción de la realidad, su aplicación práctica se vería severamente limitada dada la imposibilidad de conocer de manera ex-ante la fase del mercado en que nos encontramos.

La constancia de los parámetros por lo menos nos muestra que, aunque el CAPM no sea el mejor modelo o aquel que describe perfectamente la realidad, los parámetros del mismo no presentan cambios asociados a la fase del

mercado argentino; resultado similar al alcanzado por Francis y Fabozzi para el caso americano.

## • **Bibliografía**

- Chisari, O. y Dal Bó. P. “*Las Regulaciones a la Composición de Cartera y Las Inversiones de los Fondos de Jubilaciones y Pensiones*”. Fifth International CGE Modelling Conference. University of Waterloo. Octubre 1994.
- Elton, M. y Gruber, M. *Modern Portfolio Theory and Investment Analysis*. John Wiley & Sons. 1995.
- Emmons, W. y Schmid, F. “*The Asian Crisis and the Exposure of Large U.S. Firms*”. Federal Reserve Bank of St. Louis Review. Enero/Febrero 2000.
- Fabozzi, F. y Francis, C. “*Stability Tests for Alphas and Betas Over Bull and Bear Market Conditions*”. The Journal of Finance. Septiembre 1977.
- Fabozzi, F. y Francis, C. “*The Effects of Changing Macroeconomic Conditions on the Parameters of The Single Index Market Model*”. Journal of Financial and Quantitative Analysis. Junio 1979.
- Fama, Eugene. *Foundations of Finance*. Basil Blackwell –Oxford . 1977.
- Gujarati, Damodar. *Basic Econometrics - Third Edition*. McGraw-Hill. 1995.
- Tobin, James. “*Liquidity Preference as Behavior Towards Risks*”. Review of Economic Studies (25). Febrero 1958.
- Tobin, J. y Golub, S. *Money, Credit and Capital*. McGraw-Hill. 1998.