

Inestabilidad de Beta de Sectores Económicos en la Bolsa de Comercio de Buenos Aires (1994-2007)

Mauro Ferraro^{*}
Tesis de Maestría en Economía
Universidad Nacional de La Plata

19 de septiembre de 2008

Resumen

Si bien el CAPM no requiere que beta sea estable en el tiempo, al trabajar con series de datos y estimar su valor en el contexto del Modelo de Índice Simple, la estabilidad del coeficiente se torna en una condición crucial para su adecuada utilización. Una práctica ampliamente difundida consiste en obtener los valores a través de MCO, asumiendo la estabilidad de dicho coeficiente. El presente trabajo estima los coeficientes beta de portafolios de sectores económicos con oferta pública de acciones en la Bolsa de Comercio de Buenos Aires en el período 1994-2007, introduciendo una metodología de estimación no paramétrica denominada *Varying Coefficient Model*. El ejercicio muestra la importante volatilidad de los betas, siendo que es por ello altamente recomendable tomar con especial cuidado las estimaciones de betas basadas en datos históricos al querer extrapolarlas en el tiempo. La utilización en esta dirección, puede modificar drásticamente las conclusiones en la práctica de la administración de portafolios de inversión y en la valuación de empresas. Dos ejemplos de estas aplicaciones son mostradas en el anexo.

Palabras Clave: Beta, CAPM, Estabilidad, Retorno, Econometría no Paramétrica, Sectores Económicos.

Códigos JEL: G11, G12, G14.

^{*}Agradezco los comentarios de Ricardo Bebczuk (UNLP, UDESA y BCRA), José Dapena (UCEMA), Alejandro Bour (UADE y ROFEX), Damián Sainz de Aja (Nación AFJP), Ricardo Pasquini (UTDT y CEF) y María Laura Oliveri (UNLP). Así también la colaboración de Maik Eisenbeiss (Universität Münster).

1. Introducción

Sin dudas, una de las contribuciones académicas más importantes en el campo de las finanzas, fue derivar un modelo de equilibrio general que determine la medida relevante de riesgo de cualquier activo y la relación entre retorno esperado y riesgo cuando los mercados están en equilibrio. Esto es el resultado del *Capital Asset Pricing Model* (CAPM), derivado independientemente por Sharpe (1964), Lintner (1965) y Mossin (1966), y contruido a partir de Markowitz (1952).

Dada una tasa libre de riesgo¹, cada agente averso al riesgo, tal como advierte el Principio de Separación (Tobin 1958), arma posiciones en base a sus preferencias por el riesgo. Asumiendo que todos los inversores conocen como se distribuyen los retornos entre $t - 1$ y t^2 , enfrentan el mismo conjunto de oportunidades y combinan el mismo portafolio de activos riesgosos, denominado portafolio de mercado³, prestando o tomando prestado a la tasa de interés libre de riesgo.

Dentro del portafolio de mercado, la medida de riesgo de un activo individual no es la varianza de sus retornos, sino la manera en que contribuye al riesgo del portafolio de mercado. De esta manera, el riesgo de un activo individual depende de su exposición a lo que ocurre en el mercado. Así, beta puede interpretarse como la sensibilidad del activo individual al riesgo de mercado⁴, y representa una medida estandarizada en 1, de la covarianza entre los retornos del activo individual y del mercado.

El modelo representa la relación entre el retorno esperado y beta:

$$R_j = R_F + \beta (R_M - R_F) + \varepsilon_j \quad (1)$$

Donde R_j es el retorno esperado del activo individual, R_M el retorno esperado del mercado, R_F es el retorno libre de riesgo y ε_j refleja las variaciones en el retorno debido a cambios que son idiosincrásicos. Este componente debe entenderse como la parte del retorno del activo individual que no está correlacionado con el retorno del mercado. Debido a que esta fracción de riesgo puede ser eliminada por un inversor que invierte óptimamente en el portafolio de mercado, no

¹Esta tasa es simplemente la de equilibrio entre ofertantes y demandantes de fondos.

²La función de distribución es asumida normal, o bien cualquier otra siempre que la función de utilidad, que están maximizando los inversores, sea cuadrática.

³Es aquel que contiene todos los activos riesgosos, de manera que cada uno de ellos es incluido de acuerdo a la proporción de valor de mercado que representa en el valor de mercado de la totalidad de los activos riesgosos.

⁴Técnicamente, el beta de un activo es el cociente entre la covarianza del retorno del activo y del mercado, y la varianza del mercado: $\beta_j = \frac{Cov(R_j, R_M)}{Var(R_M)}$. En otros términos, es la covarianza del activo individual en el mercado, relativo a la covarianza promedio de los activos, la cual es la varianza del retorno del mercado. Mientras que el riesgo del portafolio de mercado (su varianza) es el promedio ponderado de los pares de covarianzas de los activos dentro de él.

Por definición, el mercado tiene beta igual a uno, dado que el beta promedio ponderado de todos los activos, ponderando por la porción del valor de cada activo en el valor del mercado, es $1: \sum_i x_i \beta_i = 1$.

tiene premio. De hecho, el modelo especifica que solamente la porción del riesgo que no es diversificable, es recompensada.

El segundo término de la derecha representa el premio por riesgo del activo *i*: el premio por unidad de su beta. Como apuntan Brealey, Myers y Marcus (2001) la idea central del CAPM es que los inversores esperan una recompensa por esperar (primer término de la derecha de 1) y por estar preocupado (segundo término).

Fama y MacBeth (1973) testearon tres implicancias del modelo CAPM: *i*) la linealidad implícita en el concepto de arbitraje y eficiencia de mercado⁵; los inversores no van a dejar sistemáticamente activos sub o sobre valuados⁶, *ii*) que las diferencias entre los retornos de los activos y el mercado es enteramente explicado por las diferencias en beta, siendo que ninguna otra variable adicional valor explicativo, y *iii*) que en un mercado con inversores aversos al riesgo, mayor riesgo debe ser asociado con mayor retorno esperado. Los autores concluyen, utilizando datos de la Bolsa de Nueva York, que la relación entre el riesgo de un portafolio de activos y su retorno es lineal, que no es necesaria ninguna medida adicional de riesgo para explicar el retorno del activo individual más allá del retorno del mercado, y que, en promedio, existe un *trade-off* positivo entre riesgo y retorno. En este punto, Bandi y Perron (2008) también encuentran este *trade-off* pero con rezagos. Activos con varianza grande en el pasado están altamente correlacionados con mayor retorno en el futuro, más aún a largo plazo⁷.

No obstante, una serie de trabajos posteriores demuestran que cocientes que involucran precios de los activos, como *price-earning*, capitalización bursátil, apalancamiento y *book-to-market ratio*, guardan información acerca del retorno esperado, omitido por beta (Basu 1977, Banz 1981, Bhandari 1988, Fama y French 1992, 1996a).

Campbell, Lo y MacKinlay (1997) señalan que si bien las anomalías encontradas por la literatura aportan importantes desvíos del CAPM, hay poca motivación teórica para ello. Además, las anomalías descubiertas pueden ser exageradas debido a que pueden tener su origen en problemas en la recolección y procesamiento de los datos.

Otra serie de trabajos apuntan a los supuestos del modelo en cuanto a que el riesgo es medido por la varianza en vez de la semivarianza (Hogan y Warren 1974, Bawa 1975, Bawa y Linderberg 1977, Price, Price y Nantell 1982, Pedersen y Hwang 2007)⁸.

⁵La hipótesis de eficiencia del mercado establece que el precio de los activos refleja toda la información disponible.

⁶Cualquier activo con retorno esperado por sobre o por debajo de la Línea del Mercado de Capitales, es corregido por arbitraje vendiendo o comprando *short* o *long*.

⁷En el largo plazo, por ejemplo unos 10 años, la varianza pasada es un importante predictor del exceso de retorno en el contexto del CAPM.

⁸El modelo de media-semivarianza, considera solamente la dispersión en el lado de las pérdidas tomando como referencia un cierto nivel de retorno. Bawa (1975) sienta las bases teóricas y propuso cambiar la medida de beta por una de *downside beta*, en base al concepto de dominancia estocástica. Bawa y Linderberg (1977) desarrollaron una medida de riesgo sistemático que depende de las variaciones del retorno del activo solamente debajo de la tasa libre de riesgo. Así, derivan un modelo alternativo de valuación al CAPM, al igual que Hogan

Por décadas, el CAPM ha sido ampliamente utilizado en aplicaciones financieras como estimar el costo de capital de firmas, valuación de empresas, evaluación de proyectos y administración de portafolios. Sin embargo, el modelo cuenta con problemas empíricos. Justamente, si bien el modelo no requiere que el beta del activo individual sea estable, presume que los agentes siempre conocen su valor. El uso del modelo es el que requiere que los coeficientes sean estables (Coutts, Roberts y Mills 1997). De hecho, la interpretación de beta como medida de riesgo descansa sobre la validez empírica del modelo.

Una práctica usual consiste en estimar dicho coeficiente corriendo una regresión del retorno realizado por el activo contra el retorno realizado por el mercado. Alternativas de estimación como Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) asumen que beta es estacionaria. En este caso, la validez de usar beta como medida de riesgo sistemático depende del supuesto de que el mismo es estacionario en el tiempo (Chen 1981).

El objetivo de este trabajo es estudiar la estabilidad de los beta de portafolios de sectores que tienen sus respectivas empresas con oferta pública en la Bolsa de Comercio de Buenos Aires (BCBA) durante los años 1994 y 2007, similarmente a lo hecho por Eisenbeiss, Kauermann y Semmler (2007) para la Bolsa Alemana para el período 1991-2003. La idea central constituye en relajar la estructura de relación, modelando a beta como un proceso más que como un coeficiente fijo. En especial, el aporte a la literatura consiste en introducir un término de interacción entre el retorno de mercado y el tiempo. Mediante una técnica de estimación no paramétrica, conocida como el *Varying Coefficient Model*, es posible poner en juicio la estabilidad de beta en el tiempo, aplicado al mercado local. Además de la contribución a la academia, tanto la metodología aplicada como las conclusiones del trabajo esperan servir como una importante guía a administradores de portafolios, analistas de valuaciones de activos financieros, evaluadores de proyectos e inversores en general.

El trabajo se organiza como sigue: la sección siguiente resume los principales trabajos que se han encargado de estimar betas y su estabilidad. La sección tercera se encarga de introducir los conceptos del herramental econométrico utilizado. La sección cuarta está dedicada a los datos utilizados, la construcción de los portafolios, comentarios adicionales sobre los datos y la presentación de estadísticas descriptivas. La sección quinta estudia la estabilidad de los coeficientes mediante la especificación del modelo descripto. La sección sexta presenta las conclusiones generales. Por último, en el anexo se exponen posibles aplicaciones en la administración de portafolios de inversión y en las valuaciones de empresas.

y Warren (1974). Price, Price y Nantell (1982) presentan un teorema que concluye que las dos medidas de riesgo difieren cuando se asume una distribución bivariada lognormal entre los retornos del activo individual y el mercado, no así cuando las distribuciones son normales. Pedersen y Hwang (2007) trabajaron con datos de la bolsa londinense y concluyeron que el modelo basado en el concepto de semivarianza explica un poco mejor los retornos de las acciones.

2. Revisión de Literatura

Llevar a cabo una confección eficiente de un portafolio de activos, requiere contar con el retorno de cada activo y la matriz de varianzas y covarianzas, es decir la varianza de cada activo y la covarianza entre todos los pares de activos. Como todos los activos que cotizan en el mercado son candidatos de ser incluidos en el portafolio, el problema se torna complejo ya que requiere la estimación de: $n + \frac{n(n-1)}{2}$ coeficientes⁹. Una interesante alternativa la constituye el Modelo de Índice Simple (MIS), partiendo de la premisa que no hay efectos más allá del mercado, medido por beta, que afecten significativamente la dinámica del precio, y así del retorno del activo en cuestión¹⁰.

No solamente para las decisiones de portafolio es necesario contar con los betas. En las evaluaciones de proyectos se requiere de una adecuada tasa de descuento. En la estimación del costo de financiamiento también el hecho crucial pasa por estimar los betas. Por ejemplo, para hallar el rendimiento exigido por los inversores de un activo, basta con conocer su beta, dado que tanto la tasa libre de riesgo como el premio por riesgo pueden obtenerse, como aproximación, a partir de datos históricos.

En la práctica, los individuos se ven obligados a usar datos históricos para estimar el riesgo de los activos. Este hecho torna crucial determinar si los betas pueden ser intertemporalmente estacionarios (Kryzanowski y To 1984). Elton y Gruber (1995) señalan que hay dos razones para estimar betas: directamente para predecir el beta futuro y, por otro lado, para generar los coeficientes de correlación a ser usados en los problemas de elección de portafolio.

Levy (1971) fue uno de los primeros en advertir sobre la no estacionariedad de beta, señalando que el beta de un sólo activo financiero en un período, no es un buen predictor del correspondiente beta, para el mismo activo, en el período siguiente. Blume (1971) encontró que los betas tendían a regresar a la media en el tiempo, sobretodo en portafolios conservadores. Expuso que, como ninguna variable económica es constante en el tiempo, tampoco beta lo es, aunque no hay ningún impedimento para que se la utilice creyendo que es estacionaria. Baesel (1974) concluyó que la estabilidad de beta depende del intervalo de tiempo usado en la estimación.

Blume (1975) investigó cuán bien los betas estimados en un período predecían los comovimientos futuros de ciertos activos con el mercado. Básicamente, comparó betas estimados en diferentes períodos, no superpuestos, evidenciando que los betas tienden a converger hacia la media del de mercado. Desde que beta del portafolio de mercado es el promedio ponderado de todos los betas, activos con betas altas o bajas tienden a tener un beta aproximándose a uno en el futuro. Es por ello que aporta una metodología de ajuste en dos etapas que

⁹Por ejemplo, a fines de 2007 cotizan 111 acciones en la BCBA. Con lo que los agentes habrían de estimar 6216 coeficientes.

¹⁰Es decir, el comovimiento con el mercado es el que determina que dos activos se muevan juntos.

cuenta por este hecho¹¹.

Alexander y Chervany (1980) también encuentran evidencia de que la tendencia de betas de los activos tiende a ser uno. Blume (1975) atribuyó que la no estabilidad reside en que existen factores propios en los proyectos que encara la firma entre un período y otro. Justamente en un trabajo anterior, Beaver, Kettler y Scholes (1970) habían confiado en variables que capturaban atributos de los fundamentales de las firmas para explicar su riesgo. Es decir, como el beta es una medida del riesgo devenida de la relación entre el retono del activo y el del mercado, bien puede suceder que el riesgo de la firma esté determinado tanto por las características del mercado como por sus fundamentales¹². No obstante, como señalan Elton y Gruber (1995), la desventaja de esta metodología es que refleja cambios en las características de la compañía solamente después de un tiempo, pudiendo subestimar el impacto sobre el beta computado a partir de datos históricos. No obstante, esta línea ha sido seguida por otros autores aunque con resultados contrapuestos (Breen y Lender 1973, Gonedes 1973, Melicher 1974, Rosenberg y McKibben 1973).

Klemkosky y Martin (1975) sugirieron una combinación de predictor bayesiano, al igual que Vasicek (1973), Beaver y Manegold (1975) y Chen (1981), junto a un tamaño grande de portafolio para ganar precisión en la extrapolación a futuro de betas estimados con datos históricos. Sunder (1980) aporta evidencia de la no estacionariedad de beta en períodos largos (1926-1975).

Fabozzi y Francis (1977) estudiaron los coeficientes en contextos de mercados alcistas y bajistas, en consonancia con las premisas de Levy (1974) y Black (1972). Sin embargo, no encuentran una afección significativa entre los coeficientes en uno u otro momento del mercado. No obstante, en Fabozzi y Francis (1978) aportaron evidencia de que muchas betas se mueven aleatoriamente en el tiempo más que permanecer constantes. En este sentido, Bos y Newbold (1984) rechazan, mediante un test de multiplador de Lagrange, la hipótesis de la estabilidad del coeficiente en pos de que el riesgo sistemático es estocástico.

Kalay y Loewenstein (1985) señalaron que el riesgo es mayor en épocas de anuncios de pagos de dividendos. A esto llegaron haciendo uso de tests de diferencia de medias sobre los retornos y del supuesto de eficiencia del mercado¹³. Además, como este riesgo es en parte no diversificable, el beta es mayor durante el período de pago de dividendos.

Conn (1985) estudió el CAPM en contextos de fusiones de firmas, señalando la inestabilidad de beta debida a cambios en los riesgos operativos involucrados

¹¹Calcular los betas para el primer y segundo período por separado, para luego regresar los betas de un período sobre el del otro. Luego utilizar los coeficientes estimados para corregir los betas de un tercer período.

¹²Usaron como regresores los dividendos pagados, el crecimiento de los activos, el grado de apalancamiento, la liquidez, el tamaño de la firma, la variabilidad en las ganancias y un coeficiente obtenido a partir de regresar las ganancias de la firma contra el promedio de las del mercado.

¹³Desde que el retorno es mayor en períodos de pagos de dividendos, de no incrementarse el riesgo habría oportunidades de beneficios lo cual sería de común conocimiento hacia todos los inversores.

en la fusión y a la sensibilidad del ciclo de negocios de la economía¹⁴.

Brennan y Copeland (1988) estudiaron como pueden contribuir los *split* a la no estacionariedad de la distribución de los retornos de los activos, y así extendido a la inestabilidad de los betas. Encontraron que beta se incrementa cerca de un 20 % luego del anuncio del *split*, aproximadamente un 30 % cuando se hace efectivo, para luego situarse en un 18 % por encima del beta pre-*split*.

Wells (1994) estimó los betas de unas diez acciones de la Bolsa de Estocolmo. Utilizando modelos de reversión a la media, de coeficientes aleatorios y de trayectoria al azar, además de permitir la posibilidad de cambio estructural utilizando el criterio de Akaike, concluyó que los betas son no estacionarios advirtiendo especial precaución en su uso. Señaló que, partiendo de la noción de beta, al expresar la correlación entre dos esperanzas matemáticas, no hay razón para que no cambie dado que las condiciones del mercado están lejos de ser estáticas. Es por ello que beta debe ser modelado como un proceso dinámico más que como un coeficiente constante en el tiempo.

Coutts, Roberts y Mills (1997) también estudiaron la estabilidad de los parámetros del MIS. Destacaron que al utilizar el modelo, a partir del uso de datos históricos, se requiere que los coeficientes sean estables no solamente en el período de estimación sino a futuro, donde se quiere aplicar dicha estimación. Si esto no es así, de poco sirve el poder predictivo del comovimiento pasado de la acción con el mercado. Usando datos del mercado londinense, y mediante una metodología de Mínimos Cuadrados Recursivos hallaron evidencia de la inestabilidad de los parámetros. Los autores atribuyeron este hecho a factores no inherentes a la firma (como la desregulación del mercado de valores de Londres y el *crack* en los mercados mundiales a fines de 1987), como a factores propios de la firma que no son capturados por el modelo.

Odabasi (2000) analizó la estacionariedad de beta aplicado a la Bolsa de Estambul, manifestando que para comparaciones multiperíodo es más adecuado mostrar la estacionariedad del ranking de betas más que su valor. No obstante, destaca la confiabilidad en el uso de betas por la relativa estacionariedad en portafolios de cinco o más acciones. Justamente, esto también es señalado por Fama y French (2004) en una revisión de trabajos empíricos sobre CAPM.

Grandes, Panigo y Pasquini (2006) muestran los patrones seguidos por el promedio de betas, en series de tiempo, por sectores económicos en países latinoamericanos. El patrón no estacionario encontrado, lo atribuyen a la baja liquidez en ciertas empresas, sectores y mercados. Concluyen que acciones con bajo volumen negociado (la mayoría en su muestra) están asociadas a betas volátiles debido a la gran cantidad de días en que no operan.

Por último, la no estacionariedad de beta puede calmar algunos debates en la literatura como los devenidos de los trabajos de Fama y French (1992, 1996b). Jaggannathan y Wang (1996) señalaron que el comportamiento inestable de beta en el tiempo es suficiente para revertir los resultados encontrados por Fama y French (1992). En particular, destacaron una versión condicional de CAPM,

¹⁴Las firmas adquiridas suelen pasar a tener un beta menor, mientras que las compradoras uno mayor.

donde tanto beta como el premio por riesgo varian en el tiempo.

3. Metodología de Estimación

Como beta es presumiblemente no estacionaria en el tiempo, un plausible método de estimación es a través del *Varying Coefficient Model* (VCM), el cual es una generalización del *Generalized Additive Model* (GAM). En el GAM, en contraste con los modelos lineales, el regresando es modelado dependiendo aditivamente de manera suave aunque no especificada, de un número de variables explicativas.

El GAM tiene la siguiente forma:

$$E(Y/X_1, X_2, \dots, X_P) = \alpha + f_1(X_1) + f_2(X_2) + \dots + f_P(X_P) = \alpha + \sum_{j=1}^P f_j(X_j) \quad (2)$$

Donde f_j representan las *smooth functions*, las cuales pueden ser estimadas por medio de cualquier *p-dimensional scatterplot smoother* ($f(X) = s(X)$), o bien asumiendo un modelo menos general: $s(X) = \sum_{j=1}^P s_j(X_j)$, estimando las s_j , de a una por vez iterativamente, usando un *scatterplot smoother* (Hastie y Tibshirani 1986). Adicionalmente es necesario asumir que $\sum_{i=1}^N f_j(X_{ij}) = 0 \quad \forall j$ para la identificación de los coeficientes¹⁵.

Un importante hecho de este procedimiento es que refina la maldición de la dimensionalidad (*curse of dimensionality*) inherente a varias técnicas no paramétricas tal como el estimador de Naradaya-Watson (Hastie, Tibshirani y Friedman 2001, Kauermann 2006)¹⁶.

El VCM es un modelo que es lineal en los regresores pero que sus coeficientes son permitidos variar suavemente con el valor de otras variables, denominadas *Effect modifiers*. En particular, sea Y una variable aleatoria cuya distribución depende de un parámetro η , con regresores $X_1, X_2, \dots, X_P; T_1, T_2, \dots, T_P$, el modelo toma la forma:

$$E(Y/X, T) = g[m(X, T)] = g(\eta) = g[m_0(T) + X m_X(T)] \quad (3)$$

¹⁵Este hecho va a hacer que las estimaciones de los coeficientes estén centradas en cero (ver gráfico 1).

¹⁶La maldición reside en la pérdida de convergencia del estimador no paramétrico al verdadero valor del parámetro cuando aumenta el número de regresores para el mismo tamaño de muestra (Pagan y Ullah 1999).

Donde $g()$ es la función vínculo y $m(X, T)$ una función desconocida de suavizamiento (no paramétrica). Siguiendo a Kauermann (2006), se trata de una combinación de una escala métrica (T) y regresores (Xs). Mientras que $m_0(T)$ es la influencia de T , $m_X(T)$ representa la interacción entre las variables X y T , que de otra manera sería igual al coeficiente de regresión estándar que acompaña a la variable explicativa.

Alternativamente:

$$\eta = \beta_0 + X_1\beta_1(T_1) + X_2\beta_2(T_2) + \dots + X_P\beta_P(T_P) \quad (4)$$

Las variables $T_1, T_2, \dots, T_P$ cambian los coeficientes de las $X_1, X_2, \dots, X_P$ a través de las funciones (no especificadas) $\beta_1(), \beta_2(), \dots, \beta_P()$.

La dependencia de las $\beta_j()$ sobre T_j implica algún tipo de interacción entre cada T_j y cada X_j (Hastie y Tibshirani 1993). En el contexto de GAM, η es una suma aditiva de *smooth functions*.

Para ser posible llevar adelante la estimación es necesario imponer restricciones sobre las funciones de los coeficientes de una u otra forma. De esta manera, el procedimiento propuesto se basa en Mínimos Cuadrados Penalizados (MCP) (Hastie y Tibshirani 1993). El suavizamiento de los términos es obtenido usando MCP con un suavizado de los parámetros seleccionado por medio de *Generalised Cross-Validation* (GCV), el cual es un método usado para elegir el grado de ajuste de una función. Dada una muestra de tamaño N , para la estimación de las $\beta_j()$ el algoritmo utilizado minimiza:

$$\sum_{i=1}^N \left\{ y_i - \sum_{j=1}^P x_{ij}\beta_j(t_{ij}) \right\}^2 + \sum_{j=1}^P \lambda_j \int \beta_j''(t_j)^2 dt_j \quad (5)$$

Donde el primer término constituye una medida de la bondad de ajuste y el segundo penaliza la rigurosidad de cada β_j con un parámetro fijo λ_j , el cual regula el *trade-off* entre suavizamiento y bondad de ajuste. Éste es óptimamente elegido por medio del algoritmo propuesto por Wood (2000). El MCP conlleva la misma esencia del estimador, más popular, *spline smoothing* (Eubank 1999, Pagan y Ullah 1999, Yatchew 2003).

Para testear la interacción entre la variable explicativa del MIS (el retorno del mercado) y el tiempo, proponemos estimar la siguiente ecuación:

$$Rst = \alpha_s + \beta_{1s}R_{Mt} + \beta_{2s}(t)R_{Mt} + v_{st} \quad t = 1, 2, 3, \dots, T \quad (6)$$

La cual es una adaptación del *Dynamic Generalized Linear Model* propuesto primariamente por West, Harrison y Migon (1985). Aquí las variables T_j es solamente t (tiempo), la cual es sospechada de tener efecto sobre el retorno del mercado R_M . Así, $\beta_{2s}(t)$ es una función no paramétrica que captura el efecto

del tiempo sobre el riesgo del sector s , mientras que β_{1s} es la media condicional y convencional del efecto del retorno del mercado sobre el retorno del sector en todo el período.

Una primera aplicación de esta metodología a la estimación de beta es aportada por Eisenbeiss, Kauermann y Semmler (2007) para la Bolsa Alemana durante 1991-2003¹⁷. Ellos señalan que dependiendo del período en cuestión ($t = T$) el valor de beta es aditivamente creciente o decreciente por la estimación de su no paramétrica contraparte: $\hat{\beta}_{sT} = \hat{\beta}_{1s} + \hat{\beta}_{2s}(T)$.

Puede decirse que el modelo tiene carácter semiparamétrico en el sentido del efecto lineal de la variable explicativa sobre el regresando, mientras que el correspondiente coeficiente no es tratado como constante, sino como función del tiempo. Para cada valor de t , el modelo especifica una regresión de R_S sobre R_M con la pendiente de la función variando suavemente con t . En otras palabras, el modelo deja que beta se ajuste flexiblemente a los datos.

Adicionalmente, de manera de tratar por la posible fuente de heterocedasticidad en la varianza de los residuos, Eisenbeiss, Kauermann y Semmler (2007) sugieren estimar un *Generalized Additive Gamma Model*. Se trata de modelar la dependencia de la variación de los residuos con el tiempo de manera análoga al método de estimación en estudio.

4. Datos y estadísticas preliminares

4.1. Base de datos

La base de datos de este trabajo es producto de un exhaustivo proceso de recopilación de cotizaciones de cierre y volumen negociado de todas las empresas listadas en cada rueda en la BCBA. La base engloba la totalidad de las acciones que han cotizado durante el período 1994-2007.

Las empresas presentes en el período que han cotizado sus acciones fueron clasificadas en sectores según su actividad principal reportada en el Boletín Semanal de la BCBA¹⁸.

Cada sector fue considerado como un portafolio de las acciones de las empresas que entran en su categoría, obteniéndose el retorno ponderado en cada sesión de rueda bursátil. La ponderación del retorno de cada empresa dentro del portafolio de su sector fue computado en base a su volumen negociado:

$$R_{ST} = \sum_{i=1}^{nS} \theta_{iT} R_{iT} = \sum_{i=1}^{nS} \left(\frac{V_{iT}}{\sum_i V_{iT}} R_{iT} \right) \quad i = 1, 2, \dots, nS \quad (7)$$

¹⁷Desde ya aportan nueva evidencia acerca de la no estacionariedad de beta.

¹⁸Ver Anexo.

Es decir, el retorno del sector s en T es igual a la suma ponderada (θ_{it}) , en base al volumen operado de la empresa i (V_{iT}) en el volumen operado total del sector ($\sum_{i=1}^{nS} V_{iT} = V_{ST}$), de los retornos de las firmas individuales (R_{iT}).

Los portafolios sectoriales comparten ciclos de negocios, costos de insumos productivos, restricciones comerciales, carga impositiva, etc, pero esto no quiere decir que el agrupamiento sea homogéneo. Roll (1988) encuentra que, generalmente, grandes empresas tienden a tener portafolios más diversificados que las chicas. Bour (2007) muestra que sectores aparentemente homogéneos pueden presentar importantes diferencias en sus fundamentales.

Así también, para computar el retorno del mercado, en vez de usar los índices convencionales como buena aproximación aunque no exhaustiva del movimiento global del mercado, se construyó un *value-weighted index* acorde a Brown y Warner (1980). Para ello computamos el portafolio de mercado en base a la siguiente ecuación:

$$R_{MT} = \sum_{s=1}^{11} \pi_{sT} R_{sT} = \sum_{s=1}^{11} \left(\frac{V_{sT}}{\sum_s V_{sT}} R_{sT} \right) \quad s = 1, 2, 3, \dots, 11 \quad (8)$$

Es decir, el retorno del mercado en T es igual a la suma ponderada (π_{st}) , en base al volumen negociado del sector s (V_{sT}) en el total negociado del mercado ($\sum_{s=1}^{11} V_{sT} = V_{MT}$), de los retornos de los sectores (R_{sT}).

Es importante notar que tanto los portafolios de sectores como el del mercado global, fueron rebalanceados diariamente de acuerdo al volumen operado.

Debido a que durante el período se han producido *splits*, canjes de acciones y variación de capital social, así como hubo empresas con muy baja liquidez, todos estos hechos posiblemente hicieron que los valores de mercado de las acciones hayan variado fuertemente entre un día y otro, distorcionando el retorno real de mercado. Ante la alternativa poco práctica de corregir cada valor manualmente, una alternativa estadística consiste en dejar de lado los valores atípicos (*outliers*) con un nivel de significatividad de 0,01. De esta manera, los datos usados en este trabajo aíslan los retornos debido a estos fenómenos.

4.2. Consideraciones adicionales de los datos utilizados

Una cuestión adicional reside en la naturaleza misma de los datos. Si bien algunas de las características que exhiben las distribuciones de retornos de acciones, más aún en mercados emergentes (Wong Dávila 2003), pueden no ser problemáticas por la flexibilidad del modelo, como la no normalidad de la distribución (Kauermann 2006), otras características pueden ser problemáticas. Aunque el CAPM esté limitado a un análisis de media y varianza, sin embargo la asimetría y la curtosis son más aparentes en las distribuciones de retornos de acciones de mercados emergentes, lo que sugiere un mayor riesgo a la baja

(*downside risk*). Por ello, Galagedera (2006) aconseja trabajar con *downside beta*, ligado al concepto de semivarianza, en mercados emergentes debido a que las distribuciones de los retornos presentan mayor dispersión, asimetría y curtosis. No obstante, el objetivo de este trabajo es testear la estabilidad de la medida convencional de riesgo sistemático, con lo que se utilizará beta y no el *downside beta*.

Campbell (2001) señala que uno de los supuestos del modelo es la ausencia de costos de transacción, de manera que el arbitraje entre activos pueda actuar perfectamente. En Argentina, los costos de transacción relacionados a la operativa con acciones son más elevados que los presentes en las bolsas de países desarrollados. Por otro lado, la segmentación de mercado, debido a los costos asociados a comprar y vender activos financieros fuera del país, no trae problemas dado que el estudio se basa solamente en el mercado local.

Campbell (2001) también apunta que en los mercados emergentes hay pocas firmas por sectores y menos sectores económicos cotizando que en los mercados desarrollados. Adicionalmente, muchas de las firmas suelen tener concentrados sus negocios en el mercado interno, con lo que sus negocios tienden a moverse con el ciclo económico. En nuestra muestra, ocurre de hecho la primera observación y presumiblemente la segunda.

En otro rango de cosas, Grandes, Panigo y Pasquini (2006) destacan que la iliquidez de las acciones latinoamericanas y la incertidumbre macroeconómica pueden resultar en una alta volatilidad de beta¹⁹. Justamente, Ferraro (2007) y Olivieri y Ferraro (2007) muestran varias medidas de liquidez para los mercados accionarios latinoamericanos, evidenciando una relativa y absoluta baja liquidez de la BCBA sumada a una caída de la misma en los últimos años²⁰. No obstante, al trabajar con portafolio de sectores, buena parte de la iliquidez se deja de lado.

4.3. Estadísticas Preliminares

El siguiente cuadro muestra por sector económico la cantidad de empresas, el volumen negociado y el porcentaje que cada uno representa en el total negociado para el período en su conjunto.

¹⁹También advierten sobre los cambios en los índices bursátiles debido a listado y delistado de firmas, fusiones y adquisiciones, etc. No obstante aquí, como fue expuesto, el portafolio de mercado no fue tomado a partir de índices bursátiles sino construido a partir de la totalidad del mercado accionario.

²⁰El volumen negociado en acciones respecto al PBI en la BCBA cayó 17 % entre 2000 y 2007. Además, el mercado local fue el de más baja negociación en términos absolutos durante el primer semestre de 2007, dentro de un conjunto formado por las bolsas de Brasil, México, Chile y Perú.

Cuadro 1: Cantidad de empresas, volumen negociado y porcentaje del volumen negociado según sectores económicos (1994-2007).

Sector	Cantidad de Empresas	Volumen (millones de pesos)	Part. en el Vol. Mercado
Alimenticio	15	2706.5	2.4 %
Comercial	11	266.1	0.2 %
Construcción	9	1306.3	1.2 %
Eléctrico	9	3433.6	3.1 %
Financiero	22	25504.5	23.1 %
Holding	5	7108.6	6.4 %
Industrial	39	5308.2	4.8 %
Metalúrgico	8	29313.5	26.5 %
Otros	17	1133.2	1.0 %
Petrolero	21	23446.3	21.2 %
Telecomunicaciones	4	11091.5	10.0 %

Fuente: Elaboración propia en base a Economática y BCBA.

Si bien el sector con mayor presencia de empresas es el industrial, no llega a representar el 5 % del volumen negociado durante el período. En oposición, el sector metalúrgico negoció más del 26 % con apenas 8 empresas. El sector comercial y los otros sectores suman 28 empresas pero apenas cuentan por el 1,2 % del total negociado. El corolario de estos hechos, es la alta concentración de la negociación en ciertos sectores (metalúrgico, financiero y petrolero). Estos tres sectores contaron por el 71 % del volumen operado con el 32 % de las empresas de la muestra.

El cuadro 2 muestra el retorno promedio diario, el desvío estándar y el retorno por unidad de desvío estándar para cada uno de los sectores económicos.

Cuadro 2: Retorno promedio diario, desvío estándar y retorno por unidad de desvío estándar según sectores económicos (1994-2007).

	Retorno promedio(1)	Desvío estándar(2)	(1)/(2)
Alimenticio	0.054	2.445	0.022
Comercial	0.153	2.251	0.068
Construcción	0.134	2.493	0.054
Eléctrico	0.037	2.272	0.016
Financiero	0.106	2.555	0.042
Holding	0.179	2.620	0.068
Industrial	0.210	2.797	0.075
Metalúrgico	0.149	2.511	0.059
Otros	0.051	2.459	0.021
Petrolero	0.132	2.038	0.065
Telecomunicaciones	0.019	2.494	0.008

Fuente: Elaboración propia en base a Economática y BCBA.

El sector que arrojó mayor retorno promedio diario, durante el período, fue el industrial, seguido por holding. Además, al corregir por riesgo, también el sector industrial fue el que observó el mayor retorno por unidad de riesgo asumida. No obstante, fue el que evidenció mayor dispersión en sus retornos diarios. En cambio, el sector petrolero fue el que presentó menor dispersión en sus retornos, seguido por el comercial y el eléctrico. Por último, los sectores que menos rindieron, en relación a su riesgo, fueron el de telecomunicaciones, el eléctrico, otros sectores y el alimenticio.

El cuadro 3 indaga la cantidad de días en que el retorno de cada sector superó el 5 %, como así también el rango entre el retorno máximo y el mínimo, y los retornos correspondientes a los percentiles 1 y 99.

Cuadro 3: Cantidad de días con retorno superior al 5 %, rango de retornos y retornos correspondientes a los percentiles 1 y 99 según sectores económicos (1994-2007)

Sector	Días Ret. > 5 %	Rango	P1	P99
Alimenticio	86	20.989	-6.920	6.857
Comercial	102	23.947	-6.818	7.692
Construcción	110	24.581	-6.564	7.024
Eléctrico	77	20.014	-6.202	6.375
Financiero	103	24.440	-7.046	7.288
Holding	122	27.267	-6.863	8.003
Industrial	143	26.382	-7.275	8.044
Metalúrgico	91	22.018	-6.354	6.634
Otros	96	27.421	-6.790	7.078
Petrolero	50	18.851	-5.579	5.429
Telecomunicaciones	89	23.979	-6.521	6.697

Fuente: Elaboración propia en base a Economática y BCBA.

El sector industrial fue aquel que tuvo mayor cantidad de días en donde el retorno diario superó el 5 %, además de mostrar el tercer mayor rango de retornos, luego de otros sectores y holding. En tanto, el sector petrolero fue el que menos cayó en un día, a juzgar por el 99 % de sus retornos que menos cayeron. En adición, también fue el portafolio de acciones que mostró menor rango de retornos.

Es también interesante observar la correlación entre los retornos de los distintos sectores (cuadro 4).

Cuadro 4: Matriz de Correlación entre sectores.

	Alim	Com	Cons	Elec	Fin	Hold	Ind	Met	Otr	Petr	Telec
Alim	1	0.1764*	0.4082*	0.4253*	0.5285*	0.3912*	0.4438*	0.5413*	0.3806*	0.5260*	0.4968*
Com	0.1764*	1	0.1876*	0.1613*	0.2036*	0.1716*	0.1941*	0.1988*	0.1179*	0.2026*	0.1847*
Cons	0.4082*	0.1876*	1	0.4008*	0.4808*	0.3759*	0.3965*	0.4609*	0.3445*	0.4538*	0.4174*
Elec	0.4253*	0.1613*	0.4008*	1	0.5257*	0.3961*	0.4116*	0.4812*	0.3476*	0.5197*	0.5011*
Fin	0.5285*	0.2036*	0.4808*	0.5257*	1	0.4752*	0.4779*	0.6149*	0.4130*	0.6357*	0.6360*
Hold	0.3912*	0.1716*	0.3759*	0.3961*	0.4752*	1	0.3988*	0.4645*	0.3303*	0.4742*	0.4532*
Ind	0.4438*	0.1941*	0.3965*	0.4116*	0.4779*	0.3988*	1	0.5070*	0.3351*	0.4854*	0.4367*
Met	0.5413*	0.1988*	0.4609*	0.4812*	0.6149*	0.4645*	0.5070*	1	0.4297*	0.6314*	0.5760*
Otr	0.3806*	0.1179*	0.3445*	0.3476*	0.4130*	0.3303*	0.3351*	0.4297*	1	0.4294*	0.3758*
Petr	0.5260*	0.2026*	0.4538*	0.5197*	0.6357*	0.4742*	0.4854*	0.6314*	0.4294*	1	0.6271*
Telec	0.4968*	0.1847*	0.4174*	0.5011*	0.6360*	0.4532*	0.4367*	0.5760*	0.3758*	0.6271*	1

(*) Valores estadísticamente significativos con $\alpha = 0,01$.

Fuente: Elaboración propia en base a Econometría y BCBA.

Los sectores que estuvieron más correlacionados fueron telecomunicaciones con financiero, petrolero con financiero, metalúrgico con petrolero, y telecomunicaciones con petrolero. En tanto, los sectores menos correlacionados fueron comercial y otros sectores, eléctrico y comercial, y holding con comercial. Justamente, el sector comercial muestra las menores correlaciones.

5. Resultados

El software R, de dominio público, constituye un excelente recurso computacional para correr este tipo de modelos. Los resultados de la estimación por MCO, considerando todo el período en cuestión, son mostrados en el cuadro 5. Los resultados de la estimación del VCM aparecen en el cuadro 6 y en el gráfico 1.

Cuadro 5: Estimación de betas, desvío estándar y bondad de ajuste de la estimación por MCO

Sector	Intercepto	Beta	R2AJ.MCO
Alimenticio	-0.08784** (0.03366)	0.75703*** (0.01632)	0.404
Comercial	0.10316** (0.03896)	0.26497*** (0.01890)	0.058
Construcción	0.008038 (0.036948)	0.675024*** (0.017919)	0.309
Eléctrico	-0.09037** (0.03195)	0.68081*** (0.01549)	0.378
Financiero	-0.08788*** (0.02520)	1.03642*** (0.01222)	0.694
Holding	0.03516 (0.03729)	0.76925*** (0.01808)	0.363
Industrial	0.05496 (0.03953)	0.83100*** (0.01917)	0.372
Metalúrgico	-0.04014 (0.02532)	1.00838*** (0.01228)	0.680
Otros	-0.05845 (0.03822)	0.58711*** (0.01854)	0.240
Petrolero	-0.023155 (0.020050)	0.828005*** (0.009724)	0.696
Telecomunicaciones	-0.15802*** (0.02784)	0.94728*** (0.01350)	0.608

(***) Estadísticamente significativa con $\alpha=0.0001$

(**) Estadísticamente significativa con $\alpha=0.001$

(*) Estadísticamente significativa con $\alpha=0.01$

Cuadro 6: Estimación de la parte paramétrica de betas, desvío estándar y bondad de ajuste en la estimación por VCM.

Sector	Intercepto	Beta	R2AJ.VCM
Alimenticio	-0.12995*** (0.03162)	0.74124*** (0.01594)	0.476
Comercial	0.05966 (0.04179)	0.32609*** (0.02071)	0.0826
Construcción	-0.01858 (0.03634)	0.70487 *** (0.01833)	0.393
Eléctrico	-0.06704' (0.03822)	0.44943*** (0.01937)	0.175
Financiero	-0.09713*** (0.02307)	1.00744*** (0.01191)	0.393
Holding	-0.006859 (0.033140)	0.773017*** (0.019037)	0.538
Industrial	0.02119 (0.03305)	0.83077*** (0.01884)	0.631
Metalúrgico	-0.01603 (0.01921)	0.83077*** (0.01884)	0.81
Otros	-0.09533* (0.03777)	0.57275*** (0.01900)	0.292
Petrolero	-0.02201 (0.02154)	0.82504*** (0.01091)	0.701
Telecomunicaciones	-0.14999*** (0.02660)	0.93301*** (0.01362)	0.661

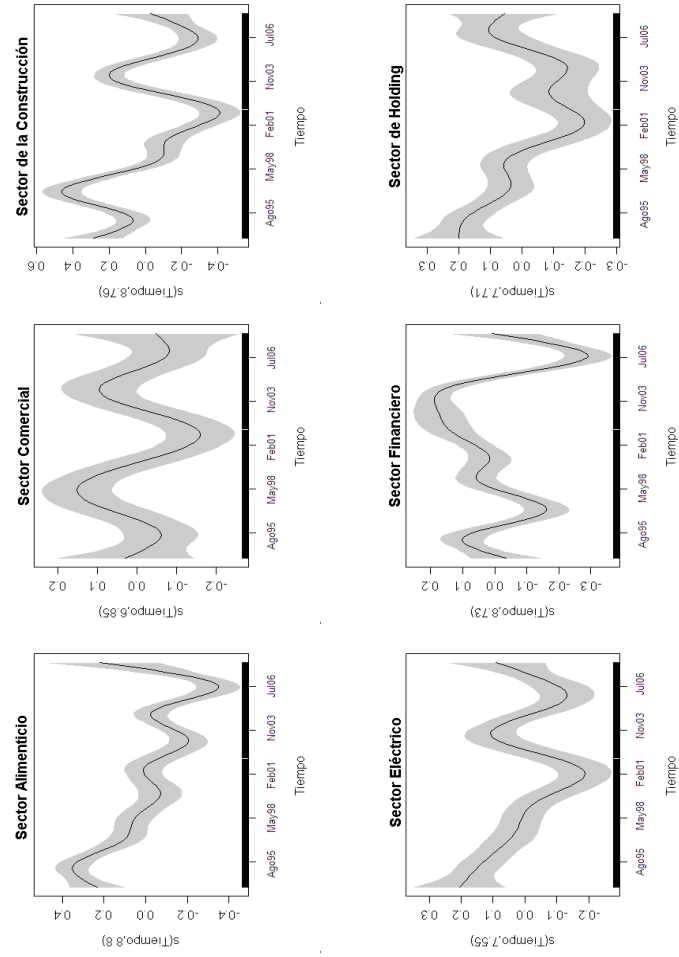
(***) Estadísticamente significativa con $\alpha=0.0001$

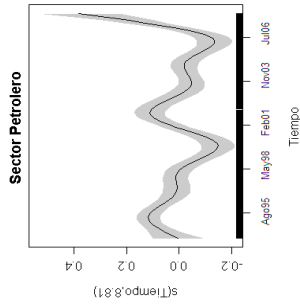
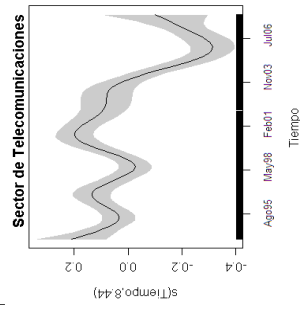
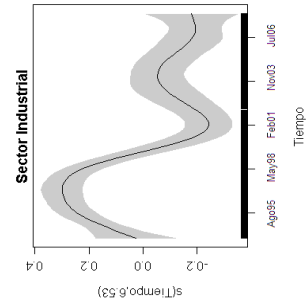
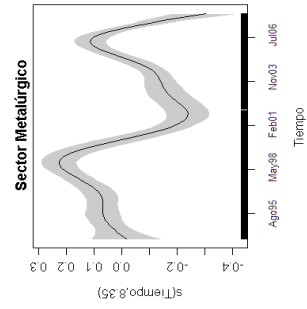
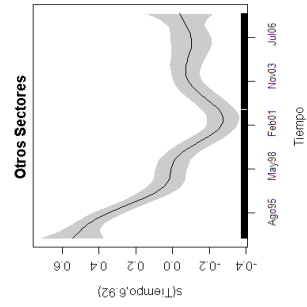
(**) Estadísticamente significativa con $\alpha=0.001$

(*) Estadísticamente significativa con $\alpha=0.01$

(') Estadísticamente significativa con $\alpha=0.05$

Gráfico 1: Estimación de la parte no paramétrica de betas y bandas de confianza en la estimación por VCM.





Estimando el MIS por MCO, observamos que todos los coeficientes beta, no así su intercepto, son estadísticamente significativos, con lo que el mercado es un adecuado regresor para explicar los movimientos en los retornos del portafolio de los sectores. La estimación muestra al sector financiero y al metalúrgico con beta mayor a uno. En cambio, los sectores comercial y otros sectores han sido los sectores con menor riesgo sistemático. En otras palabras, los que menos reaccionaron ante movimientos del mercado. No obstante, el R^2 ajustado, por construcción, señala que los retornos de los sectores metalúrgico, petrolero y financiero fueron los mejores explicados por el mercado.

Sin embargo, tal como mencionamos más arriba, estos coeficientes no pueden ser útiles si no son estables en el tiempo. Como muestra la estimación por VCM en el gráfico 1, el beta de cada sector se desvía significativamente respecto a su valor medio, presentado en el cuadro 6, centrado en cero como condición necesaria de los modelos GAM con el propósito de identificación. Todos los sectores considerados muestran un patrón volátil de su beta en el tiempo. En particular el sector comercial se mostró como el de beta más variable. El único sector que evidenció beta estable durante algún período de tiempo, fueron los otros sectores en los últimos tres años de la muestra.

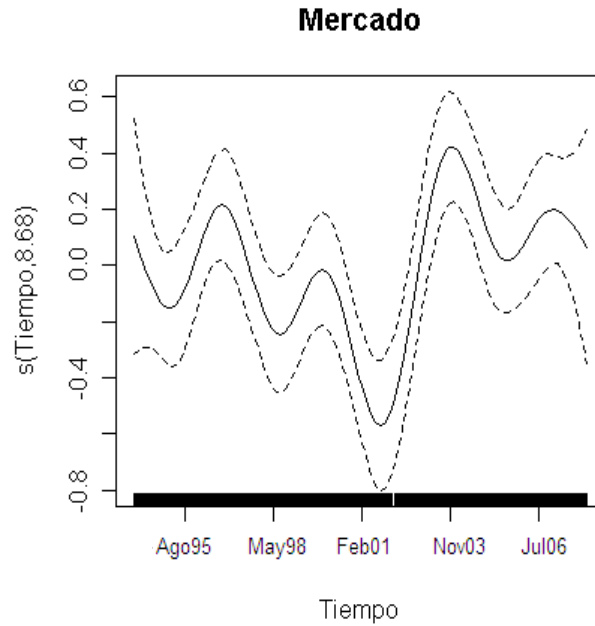
Por otro lado, todos los sectores, con excepción del metalúrgico y holding, evidenciaron una caída en el valor de su beta en los años que siguieron a la crisis financiera de 2001/02 hasta cuando comenzó a cambiar el contexto internacional, primeramente con el derrumbe del mercado accionario chino y luego con la crisis de hipotecas de alto riesgo.

Es interesante observar la dinámica seguida por el beta del sector financiero. Durante la crisis de 2001/02 su beta mostró los valores más altos del período para luego caer fuertemente con la recuperación del sector. Sin embargo, la tendencia cambió cuando comenzó la mayor volatilidad en los mercados internacionales para luego aumentar fuertemente desatada la crisis de crédito a nivel mundial. De hecho, dicha crisis propició un aumento en el riesgo sistemático en cada uno de los sectores excepto para el metalúrgico y holding. Por ejemplo, el sector alimenticio venía mostrando, aunque de manera escalonada, una caída en el valor de su beta para luego aumentar abruptamente durante el último año de la muestra.

En suma, hay suficiente evidencia de que el término de interacción entre el retorno de mercado y el tiempo es necesario en la especificación del modelo. Incluso hay que tener en cuenta que de trabajar directamente con las acciones y no con portafolios, el patrón de beta sería aún más variable tal como advierten Klemkosky y Martín (1975), Odabasi (2000) y Fama y French (2004).

A fin de relacionar los patrones de betas de los sectores económicos con el propio mercado, el gráfico 2 muestra el retorno del mercado en el tiempo.

Gráfico 2: Sendero suavizado de los retornos del portafolio del mercado (1994-2007).



Como se observa, el gráfico captura la caída tras las crisis en los mercados internacionales (México 1994, Sudeste de Asia 1997, Rusia 1998), el desplome hacia la crisis de 2001/02 junto a la consecuente recuperación desde entonces, y los efectos de la crisis de crédito internacional al final del período. Como apuntan Eisenbeiss, Kauermann y Semmler (2007), los inversores posicionados en sectores que muestran un sendero de su beta que se mueve en forma contracíclica con el retorno del mercado, exigen mayor premio por riesgo en épocas de crisis. En nuestro caso, en el año previo a la crisis financiera de 2001/02, los sectores alimenticio, telecomunicaciones y petrolero fueron los que observaron un incremento en su riesgo. Desde el estallido de la crisis de hipotecas de alto riesgo, todos los inversores posicionados en cualquiera de los sectores, con excepción del metalúrgico, exigieron un mayor premio por el riesgo que asumen.

6. Conclusiones

El concepto de beta constituye uno de los más importantes en el campo de las finanzas. Incluso podría decirse que es uno de los coeficientes que más interés despierta entre los agentes debido a que es utilizado en múltiples aplicaciones de la vida financiera cotidiana. Como el riesgo individual de los activos puede reducirse mediante diversificación, el beta del activo constituye una buena aproximación como medida de riesgo. Sin embargo, su utilidad requiere la factibilidad de su estimación. En la práctica, los agentes utilizan datos históricos para su estimación y extrapolan este valor a futuro, asumiendo estabilidad en el tiempo.

En las últimas décadas se han sucedido toda una batería de trabajos en el mundo académico cuestionando la estabilidad intertemporal de beta. Si bien los primeros trabajos se han basado en metodologías simples, el mayor desarrollo de modelos, algoritmos y sistemas computacionales han permitido testear mediante técnicas más sofisticadas.

Este trabajo constituye un aporte a la literatura principalmente en dos sentidos. Por un lado, aporta nueva evidencia sobre la inestabilidad de betas en portafolio de acciones. Por otro lado, constituye uno de los pocos trabajos académicos aplicados al mercado accionario argentino. En este sentido, aporta evidencia sobre el patrón seguido por los betas de portafolios de sectores económicos con oferta pública.

El trabajo revela que durante el período bajo análisis, ningún sector mostró un comportamiento estable de su beta. Es por ello que es aconsejable tener especial cuidado en utilizar betas históricas de aquellos sectores que han mostrado un sendero altamente volátil (e.j. sector comercial). Adicionalmente, hay una clara evidencia de que el riesgo sistemático de la mayoría de los sectores ha caído luego de la crisis financiera de 2001/02, junto con la recuperación económica, aunque gran parte de esa caída se haya evaporado con la mayor volatilidad internacional presente en el último año de la muestra.

No obstante, el modelo utilizado deja mucho del movimiento de los retornos de los sectores por explicar, a juzgar por el valor de los $R^2_{ajustado}$, aunque gana en el patrón de ajuste. Es por ello, que una línea de investigación a futuro debe indagar la conveniencia de introducir más factores como explicativos pero dejando librada la especificación lineal para introducir un mejor ajuste de los datos.

7. Referencias

- Alexander, G. y Chervany, N. (1980). 'On the Estimation and Stability of Beta'. The Journal of Financial and Quantitative Analysis, Vol. 15, No. 1, pp. 123-137.
- Baesel, J. (1974). 'On the Assessment of Risk: Some Further Considerations'. The Journal of Finance, Vol. 29, No. 5, pp. 1491-1494.
- Bandi, F. y Perron, B. (2008). 'Long-run Risk-return Trade-offs'. Journal of Econometrics, Vol. 143, pp. 349-374.
- Banz, R. (1981). 'The relationship between return and market value of common stocks'. Journal of Financial Economics, Vol. 9, No. 1, pp. 3-18.
- Basu, S. (1977). 'Investment Performance of Common Stocks in Relation to Their Price-Earnings Ratios: A Test of the Efficient Market Hypothesis'. The Journal of Finance, Vol. 32, No. 3, pp. 663-682.
- Bawa, V. (1975). 'Optimal Rules for Ordering Uncertain Prospects'. Journal of Financial Economics, Vol. 2, Issue 1, pp. 95-121.
- Bawa, V. y Lindenberg, E. (1977). 'Capital Market Equilibrium in a Mean-Lower Partial Moment Framework'. Journal of Financial Economics, Vol. 5, Issue 2, pp. 189-200.
- Beaver, W., Kettler, P. y Scholes, M. (1970). 'The Association Between Market Determined and Accounting Determined Risk Measures'. The Accounting Review, Vol. 45, pp. 654-682.
- Beaver, W. y Manegold, J. (1975). 'The Association Between Market-Determined and Accounting-Determined Measures of Systematic Risk: Some Further Evidence'. The Journal of Financial and Quantitative Analysis, Vol. 10, No. 2, pp. 231-284.
- Bhandari, L. (1988). 'Debt/Equity Ratio and Expected Common Stock Returns: Empirical Evidence'. The Journal of Finance, Vol. 43, No. 2, pp. 507-528.
- Black, F. (1972). 'Capital Market Equilibrium with Restricted Borrowing'. The Journal of Business, Vol. 45, No. 3, pp. 444-455.
- Blume, M. (1971). 'On the Assessment of Risk'. The Journal of Finance, Vol. 26, No. 1, pp. 1-10.
- Blume, M. (1975). 'Betas and their Regression Tendencies'. The Journal of Finance, Vol. 30, No. 3, pp. 785-795.

- Bos, T. y Newbold, P. (1984). 'An Empirical Investigation of the Possibility of Stochastic Systematic Risk in the Market Model'. *The Journal of Business*, Vol. 57, No. 1, Part 1, pp. 35-41.
- Bour, A. (2007). 'Comentario sobre Un Estudio No Paramétrico sobre la Estabilidad de los Coeficientes Beta en Sectores con Oferta Pública de Acciones Locales'. XLII Reunión Anual de la AAEP.
- Brealey, R., Myers, S. y Marcus, A. (2001) 'Fundamentals of Corporate Finance'. Third Edition. McGraw Hill.
- Breen, W. y Lerner, E. (1973). 'Corporate Financial Strategies and Market Measures of Risk and Return'. *The Journal of Finance*, Vol. 28, No. 2, pp. 339-351.
- Brennan, M. y Copeland, T. (1988). 'Beta Changes Around Stock Splits: A Note'. *The Journal of Finance*, Vol. 43, No. 4, pp. 1009-1013.
- Brigham, E. y Houston, J. (2005). "Fundamentos de la Administración Financiera". Décima Edición. Thomson Ed. México.
- Brown, S. y Warner, J. (1980). 'Measuring Security Price Performance'. *Journal of Financial Economics*. Vol 8, pp 205 258.
- Campbell, H. (2001). 'Asset Pricing in Emerging Markets'. National Bureau of Economic Research.
- Campbell, J., Lo, A. y MacKinlay, A. (1997). 'The Econometrics of Financial Markets'. Princeton University Press.
- Chen, S. (1981). 'Beta Nonstationarity, Portfolio Residual Risk and Diversification'. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 16, No. 1, pp. 95-111.
- Citigroup (2007). 'Company in-Depth: Edenor SA'. Citigroup Global Markets, Equity Research.
- Conn, R. (1985). 'A Re-Examination of Merger Studies that Use the Capital Asset Pricing Model Methodology'. *Cambridge Journal of Economics*, Vol. 9, pp. 43-56.
- Coutts, J., Roberts, J. y Mills, T. (1997). 'Parameter Stability in the Market Model: Tests and Time Varying Parameter Estimation With UK Data'. *The Statistician*, Vol. 46, No. 1, pp. 57-70.
- Eisenbeiss, M., Kauermann, G. y Semmler, W. (2007). 'Estimating Beta-Coefficients of German Stock Data: A Non-Parametric Approach'. Universität Bielefeld.
- Elton, E. y Gruber, M. (1995). 'Modern Portfolio Theory and Investment Analysis'. Fifth Edition. John Wiley & Sons, Inc.

- Eubank, R. (1999). 'Nonparametric Regression and Spline Smoothing' Second Edition. Marcel Dekker, Inc.
- Fabozzi, F. y Francis, J. (1977). 'Stability Tests for Alphas and Betas Over Bull and Bear Market Conditions'. The Journal of Finance, Vol. 32, No. 4, pp. 1093-1099.
- Fabozzi, F. y Francis, J. (1978). 'Beta as a Random Coefficient'. The Journal of Financial and Quantitative Analysis, Vol. 13, No. 1, pp. 101-116.
- Fama, E. y French, K. (1992). 'The Cross-Section of Expected Stock Returns'. Journal of Finance, Vol 47, No. 2, pp. 427-465.
- Fama, E. y French, K. (1996a). 'Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies'. The Journal of Finance, Vol. 51, No. 1, pp. 55-84.
- Fama, E. y French, K. (1996b). 'The CAPM is Wanted, Dead or Alive'. The Journal of Finance, Vol. 51, No. 5, pp. 1947-1958.
- Fama, E. y French, K. (2004). 'The Capital Asset Pricing Model: Theory and Evidence'. The Journal of Economic Perspectives, Vol. 18, No. 3, pp. 25-46.
- Fama, E. y MacBeth, J. (1973). 'Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests'. Journal of Political Economy, Vol. 81, No. 3, pp. 607-636.
- Galagedera, D. (2006). 'An Alternative Perspective on the Relationship between Dowside Beta and CAPM Beta'. Emerging Markets Review, Vol. 8, pp. 4-19.
- Ferraro, M. (2007). 'Características del Mercado de Capitales en Arhentina: Una Visión Comparativa'. Documento de Trabajo No. 18. Centro para la Estabilidad Financiera.
- Grandes, M., Panigo, D. y Pasquini, R. (2006). 'The Cost of Equity in Latin America'. Working Paper No. 12. Center for Financial Stability.
- Gonedes, N. (1973). 'Evidence on the Infoormation Content of Accounting Numbers: Accounting-based and Market-based Estimates of Systematic Risk'. The Journal of Financial and Quantitative Analysis, Vol. 8, No. 3, pp. 407-443.
- Hastie, T. y Tibshirani, R. (1986). 'Generalized Additive Models'. Statiscal Science, Vol. 1, No. 3. pp. 297-310.
- Hastie, T. y Tibshirani, R. (1993). 'Varying-Coefficient Models'. Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological), Vol. 55, No. 4, pp.757-796.

- Hastie, T., Tibshirani, R. y Friedman, J. (2001). 'The Elements of Statistical Learning: Data Mining, Inference and Prediction'. Springer.
- Hogar, W. y Warren, J. (1974) 'Toward the Development of an Equilibrium Capital Market Model Based on Semivariance'. Journal of Financial and Quantitative Analysis, Vol. 9, No. 1, pp. 1-11.
- Jagannathan, R. y Wang, Z. (1996). 'The Conditional CAPM and the Cross-Section of Expected Returns'. The Journal of Finance, Vol. 51, No. 1, pp. 3-53.
- Kalay, A. y Loewenstein, U. (1985). 'Predictable Events and Excess Returns: The Case of Dividend Announcements'. Journal of Financial Economics, Vol. 14, pp. 423-449.
- Kauermann, G. (2006). 'Nonparametric Models and their Estimation'. Archiv 90, 137-152. Allgemeines Statistisches.
- Klemkosky, R. y Martin, J. (1975). 'The Adjustment of Beta Forecasts'. The Journal of Finance, Vol. 30, No. 4, pp. 1123-1128.
- Kryzanowski, L. y To, M. (1984). 'The Telescopic Effect of Past Return Realizations on ex-post Beta Estimates'. The Financial Review, Vol. 19, Issue 1, pp 1-25.
- Levy, R. (1971). 'Stationarity of Beta Coefficients' Financial Analysts Journal, Vol. 27, pp. 55-62.
- Levy, R. (1974). 'Beta Coefficients as Predictors of Return'. Financial Analysts Journal, Vol. 30, No. 1, pp. 61-69
- Lintner, J. (1965). 'The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets'. The Review of Economics and Statistics, Vol. 47, No. 1, pp. 13-37.
- Markowitz, H. (1952). 'Portfolio Selection'. The Journal of Finance, Vol. 7, No. 1, pp.77-91.
- Melicher, R. (1974). 'Financial Factors which Influence Beta Variations within an Homogeneous Industry Environment'. The Journal of Financial and Quantitative Analysis, Vol. 9, No. 2, pp. 231-241.
- Mossin, J. (1966). 'Equilibrium in a Capital Asset Market'. Econometrica, Vol. 34, No. 4, pp. 768-783.
- Odabasi, A. (2000). 'Evidence on the Stationarity of Beta Coefficients: The Case of Turkey'. Bogazici University, Bebek, Istanbul 80815, Turkey.
- Olivieri, C. y Ferraro, M. (2007). 'Características del Mercado de Capitales en Argentina'. Fundación Bolsa de Comercio de Buenos Aires.

- Pagan, A. y Ullah, A. (1999). 'Non parametric Econometrics'. Cambridge University Press.
- Pedersen, C. y Hwang, S. (2007). 'Does Downside Beta Matter in Asset Pricing?'. *Applied Financial Economics*, Vol. 17, Issue 12, pp. 961-978.
- Pennacchi, G. (2007). 'Theory of Asset Pricing'. First Edition. Addison Wesley.
- Price, K., Price, B. y Nantell, T. (1982). 'Variance and Lower Partial Moment Measures of Systematic Risk: Some Analytical and Empirical Results'. *The Journal of Finance*, Vol. 37, No. 3, pp. 843-855.
- Roll, R. (1988). 'R-squared'. *The Journal of Finance*, Vol. 43, No. 3, Papers and Proceedings of the Forty-Seventh Annual Meeting of the American Finance Association, Chicago, Illinois, December 28-30, 1987, pp. 541-566.
- Rosenberg, B. y MacKibben, W. (1973). 'The Prediction of Systematic and Specific and Specific Risk in Common Stocks'. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 8, No. 2, pp. 317-333.
- Ross, S., Westerfield, R y Jaffe, J. (2002). 'Corporate Finance'. Sixth Edition. McGraw Hill.
- Sharpe, W. (1964). 'Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk'. *The Journal of Finance*, Vol. 19, No. 3, pp. 425-442.
- Sunder, S. (1980). 'Stationarity of Market Risk: Random Coefficients Tests for Individual Stocks'. *The Journal of Finance*, Vol. 35, No. 4, pp. 883-896.
- Tobin, J. (1958). 'Liquidity Preference as Behavior Toward Risk'. *Review of Economic Studies*, Vol. 25, No. 2, pp. 65-86.
- Varian, H. (1992). 'Análisis Microeconómico'. Tercera Edición. Antoni Bosch.
- Vasicek, O. (1973). 'A Note on Using Cross-Sectional Information in Bayesian Estimation of Security Betas'. *Journal of Finance*, Vol. 8, No. 5, pp. 1233-1239.
- Wells, C. (1994). 'Variable betas on the Stockholm exchange 1971-1989'. *Applied Financial Economics*, Vol. 4, pp. 75-92.
- West, M., Harrison, P. y Migon, H. (1985). 'Dynamic Generalized Linear Models and Bayesian Forecasting'. *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 80, No. 389, pp. 94-95.
- Wong Dávila (2003). "What Factors Explain Stock Returns in Latin America? An Analysis of the Period 1995-2000". University of Frankfurt.

- Wood, S. (2000). ‘Modelling and Smoothing Parameter Estimation with Multiple Quadratic Penalties’. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Statistical Methodology)*, Vol. 62, No. 2, pp. 413-428.
- Yatchew, A. (2003). ‘Semiparametric Regression for the Applied Econometrician’. Cambridge University Press.

8. Anexo

8.1. Empresas por sectores

Empresas listadas en la BCBA entre 1994-2007 según sector al que pertenecen

Especie	Empresa	Sector
BIEC	Cerveceria Bieckert	Alimenticio
MATE	Empresa Mate Larangeira Mendez	Alimenticio
PATY	Quickfood	Alimenticio
MOLI	Molinos Rio de La Plata	Alimenticio
MORI	Morixe	Alimenticio
CINZ	CINBA	Alimenticio
CVZA	Compañia Industrial Cervecera	Alimenticio
CANA	Canale	Alimenticio
VILL	Termas Villavicencio	Alimenticio
BAGL	Bagley	Alimenticio
SEMI	Semino	Alimenticio
ESME	Bodegas Esmeralda	Alimenticio
PACL	Paclin Agropecuaria	Alimenticio
BONA	Bonafide	Alimenticio
SAMI	San Miguel	Alimenticio
DACO	DACSA	Comercial
AGRA	La Agraria	Comercial
GOFF	Goffre, Carbone y Cia.	Comercial
DICO	Disco	Comercial
NOUG	Nougues	Comercial
ACEC	ACEC	Comercial
GRIE	Antonio Griego	Comercial
APSA	Alto Palermo	Comercial
REGE	Garcia Reguera	Comercial
INAG	Insuagro	Comercial
PATA	Patagonia	Comercial
IGGA	Iggam	Construcción
CORC	Corcemar	Construcción
CAPU	Caputo	Construcción
POLL	Polledo	Construcción
NERO	Neroli	Construcción
PATR	Patricios	Construcción
DYCA	Dycasa	Construcción
SALO	Ceramica San Lorenzo	Construcción
JMIN	Juan Minetti	Construcción
EDN	Edenor	Eléctrico
ELEC	Electroclor	Eléctrico

EMAC	Electromac	Eléctrico
TRAN	Transener	Eléctrico
EMDE	Emdersa	Eléctrico
CEPU2	Central Puerto	Eléctrico
CTBA	Central Term. Bs As	Eléctrico
CAPX	Capex	Eléctrico
CECO2	Central Costanera	Eléctrico
BPAT	Banco Patagonia	Financiero
AISA	Agritech Inversora	Financiero
BMA	Banco Macro Bansud	Financiero
BMAC	Banco Macro Misiones	Financiero
BSUQ	Banco Suquia	Financiero
BSAS	La Buenos Aires Cia. de Seguros	Financiero
BRIO	Banco Río	Financiero
FRAN	Banco Frances	Financiero
COLU	Columbia Seguros	Financiero
GALI	Banco Galicia	Financiero
UNIO	Union Berkley Cia. de Seguros	Financiero
EURO	Euromayor	Financiero
BOST	Boston cia. Argentina de Seguros	Financiero
CITI	Telef. Hold. Arg.	Financiero
STD	Banco Santander Central Hispano	Financiero
BHIP	Banco Hipotecario	Financiero
JUNC	Juncal Cia. de Seguros	Financiero
SUPE	Banco Supervielle Societe Generale	Financiero
VALO	Mercado de Valores	Financiero
GGAL	Grupo Fin. Galicia	Financiero
ELCO	El Comercio Cia. de Seguros	Financiero
CONT	La Continental	Financiero
GARO	Garovaglio	Holding
PAMP	Frigorif. La Pampa	Holding
IRSA	Irsa	Holding
COME	Comercial del Plata	Holding
CRES	Cresud	Holding
FIPL	Fiplasto	Industrial
CELU	Celulosa	Industrial
GOTU	Gotuzzo	Industrial
FERR	Ferrum	Industrial
HULI	Hulytego	Industrial
PERK	Pertrack S.A.	Industrial

LONG	Longvie	Industrial
SCHI	Schiarre	Industrial
ESTR	Estrada	Industrial
ROSE	Rosenbusch	Industrial
PLAV	Plavinil Argentina	Industrial
WELS	Wells Argentina	Industrial
AGRO	Agrometal	Industrial
SEVE	Sevel	Industrial
CADO	Carlos Casado	Industrial
HERE	M. Heredia	Industrial
BGHS	Bgh	Industrial
DELA	Della Penna	Industrial
PIRE	Pirelli Cables	Industrial
MASU	Massuh	Industrial
INTA	Inta Industria Textil Argentina	Industrial
RENO	Renault Argentina	Industrial
PROT	Protto Hermanos	Industrial
ZANE	Zanella Hnos. y Cia.	Industrial
SNIA	Sniafa	Industrial
COLO	Colorin	Industrial
GRIM	Grimoldi	Industrial
DOME	Domec	Industrial
ALPA	Alpargatas	Industrial
BERN	Bernardin	Industrial
FAPL	Faplac	Industrial
RIGO	Rigolleau	Industrial
FRIC	Fric-Rot	Industrial
MIRG	Mirgor	Industrial
DECK	Decker Indelqui	Industrial
GRAF	Grafex	Industrial
PREN1	Papel Prensa	Industrial
APLA	American Plast	Industrial
BAES	BAESA	Industrial
TS	Tenaris	Metalúrgico
ALUA	Aluar	Metalúrgico
ERCA	Siderca	Metalúrgico
MIDL	Midland	Metalúrgico
GRAS	Ind. Siderurgicas Grassi	Metalúrgico
ERAR	Siderar	Metalúrgico
ACIN	Acindar	Metalúrgico

TAND	Metalurgica Tandil	Metalúrgico
BOLT	Boldt	Otros
EDLO	Editorial Losada	Otros
GAMI	Boldt Gaming	Otros
EDIA	Ediar Editora	Otros
GATI	Galimberti y Cia.	Otros
PICA	Nobleza Piccardo	Otros
NEPA	Negocios y Participaciones	Otros
ATLA	Editorial Atlantida	Otros
GCLA	Grupo Clarin	Otros
PART	Particulares	Otros
TABA	Tabacal	Otros
MVIA	Metrovias	Otros
LEDE	Ledesma	Otros
CCON	Cci - Concesiones	Otros
INTR	Introdutora	Otros
OEST	Gpo. C. del Oeste	Otros
PAPE	La Papelera del Plata	Otros
COMO	Compania Argentina de Comodoro Rivadavia	Petrolero
YPFD	YPF	Petrolero
METR	Metrogas	Petrolero
CARC	Carboclor	Petrolero
INDU	Solvay Indupa	Petrolero
INAL	Inalruco	Petrolero
PSUR	Petrolera del Conosur	Petrolero
APBR	Petroleo Brasileiro	Petrolero
ATAN	Atanor	Petrolero
STHE	Socotherm	Petrolero
TGNO4	Transportadora de Gas del Norte	Petrolero
TGSU2	Transportadora de Gas del Sur	Petrolero
IPAK	Ipako	Petrolero
GBAN	Gas Natural BAN	Petrolero
PESA	Petrobras Energia	Petrolero
ASTR	Astra	Petrolero
CGPA2	Camuzzi Gas Pampeana	Petrolero
DGCU2	Distribuidora de Gas Cuyana	Petrolero
PBE	Petrobras Participaciones	Petrolero
QUES	Quimica Estrella	Petrolero
REP	Repsol	Petrolero
TMOV	Telefonica Moviles Arg.	Telecomunicaciones
TEF	Telefonica	Telecomunicaciones
TECO2	Telecom	Telecomunicaciones
TEAR2	Telefonica de Argentina	Telecomunicaciones

Fuente: Elaboración Propia en base a Economática y BCBA.

8.2. Aplicaciones

Este apartado está dedicado a esbozar algunas aplicaciones que podría tener nuestro modelo de estimación de beta usando técnicas no paramétricas.

8.2.1. Administración de Carteras de Inversión

En primer lugar, se ha mencionado la relevancia de beta para la confección de portafolio de acciones con fines de inversión. Cuando se evalúa la performance de un portafolio se tiene en cuenta el retorno ganado por cada uno de ellos durante un tiempo determinado, siempre y cuando dichas carteras de acciones, en este caso, tengan un riesgo similar.

Básicamente existen dos maneras de medir el riesgo de un portafolio: a través del riesgo total, es decir el desvío estándar de los retornos, ó por medio de beta. Para el interés de este trabajo, se va a considerar la segunda medida.

Generalmente los administradores de carteras suelen clasificar los portafolios en: i) riesgo bajo (beta hasta 0,7), ii) riesgo moderado (beta entre 0,7 y 0,9), y iii) riesgo alto (beta mayor a 0,9). La siguiente tabla clasifica los sectores en base al beta obtenido por MCO.

Cuadro A1: Clasificación de los portafolios de sectores económicos según nomenclatura de administradores de carteras.

Sector	Clase de Riesgo
Alimenticio	Moderado
Comercial	Bajo
Construcción	Bajo
Eléctrico	Bajo
Financiero	Alto
Holding	Moderado
Industrial	Moderado
Metalúrgico	Alto
Otros	Bajo
Petrolero	Moderado
Telecomunicaciones	Alto

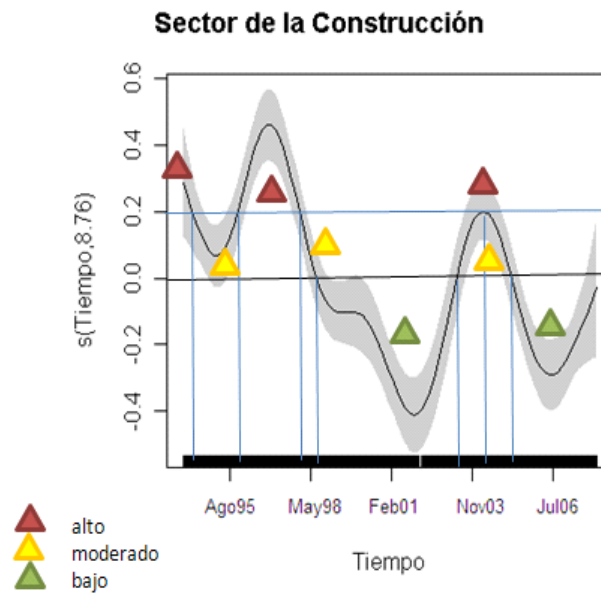
De acuerdo al cuadro, un asesor financiero aconsejaría a un individuo con aversión al riesgo alta, invertir en una cartera de acciones de empresas de la construcción, comercio, eléctricas, ó correspondientes a otros sectores. Bajo el método de estimación aplicado en este trabajo, esta recomendación no sería adecuada.

Relamando la ecuación $\hat{\beta}_{sT} = \hat{\beta}_{1s} + \hat{\beta}_{2s}(T)$, la estimación por MCO considera solamente la componente paramétrica, mientras que la no paramétrica contraparte, el componente aditivo VCM, la cual fue presentada en el gráfico 1 de la sección 5. Por ejemplo, el sector de la construcción es un portafolio que

aconsejaría un administrador de carteras a un inversor averso al riesgo. No obstante, este sector tiene un beta muy volátil. En el segundo semestre de 1997, de acuerdo al gráfico 1, la no paramétrica contraparte adicionó una buena parte del riesgo haciendo que el beta se eleve por sobre 1,1. Este portafolio se convirtió en uno extremadamente riesgoso, exponiendo al inversor a un riesgo excesivo que de ninguna forma quería asumir.

El gráfico A1 muestra la evolución aditiva de beta estimada por VCM, junto con marcadores que señalan la clase de riesgo alcanzado por la cartera.

Gráfico A1: Estimación de la parte no paramétrica de beta del sector de la construcción y desvío estándar en la estimación por VCM.



Durante el período comprendido entre el primer trimestre de 1994 y el tercer trimestre del mismo año, el portafolio del sector fue de riesgo alto según la clasificación dada por los administradores de carteras. Durante el tercer trimestre de 1994 y el cuarto trimestre de 1995 el sector fue de riesgo moderado. El sector soportó un riesgo alto para los dos años posteriores. Entre el cuarto trimestre de 1997 y el tercer trimestre de 1998, el portafolio fue de riesgo moderado. Luego, acontenció un largo período que coincide con lo que el administrador hubiese recomendado al inversor temeroso; el portafolio fue de riesgo bajo hasta el segundo trimestre de 2003. Desde entonces el sector fue de riesgo moderado alcanzando incluso, nuevamente, alto riesgo en el segundo trimestre de 2004. Desde comienzo de 2005 y hasta el final del período de la muestra el portafolio del sector de la construcción fue de riesgo bajo.

Por lo tanto, es dable no considerar el valor de beta, estimado por MCO, como ciencia cierta para recomendar portafolios en base al riesgo.

8.2.2. Valuación de empresas

Otra de las aplicaciones más comunes de beta reside en la valuación de empresas. El costo promedio ponderado del capital (WACC) es una medida utilizada para estimar el costo de capital de una empresa. Esta medida también es utilizada para la evaluación de proyectos. En este caso, el costo de oportunidad del capital utilizado debe reflejar el costo promedio ponderado de los distintos tipos de fondeo utilizado por la empresa, siempre que no cambie su estructura de capital.

Dentro de esta técnica, el beta juega un rol central en la estimación del costo de oportunidad de las utilidades retenidas por la empresa. Esta es la tasa de retorno exigida por los inversores en acciones de la propia empresa o en empresas con similares unidades de negocios.

Como ejemplo tomamos el caso de la empresa Edenor, del sector eléctrico, la cual realizó su oferta pública de acciones en Mayo de 2007. Un mes después, el banco de inversión Citigroup emitió un informe de valuación y recomendación a sus clientes sobre las acciones de la empresa. Expuso un modelo de flujo de fondos descontados y para ello utilizó un WACC de 12,2% tomado a partir de: i) un ratio de deuda a capital de 32,6%, ii) una tasa libre de riesgo de 4,7%, iii) un premio por riesgo sistémico argentino de 300 puntos básicos, iv) un premio por riesgo para las acciones argentinas de 6,8%, y v) un beta de 1,09 correspondiente a la empresa Pampa Holding, con una importante presencia en el sector eléctrico argentino.

La estimación de beta se basó en la metodología de MCO para un período de 2 años bajo el MIS, tomando como mercado al índice Merval²¹²². De esta manera, el cálculo del costo de financiamiento por acciones, y consecuentemente el WACC se observan en el cuadro A2.

²¹Pampa Holding compró el capital de Frigorífico La Pampa a fines de 2005 para transformar su unidad de negocio al sector eléctrico. Tomar una ventana de dos años, y no más, estaba contando por este hecho.

²²Bases de datos como Bloomberg, Reuters, Economática y IAMC presentan valores de beta obtenidos a partir de MCO en una ventana generalmente de 60 meses. Estos datos son ampliamente usando por los analistas financieros.

Cuadro A2: Costo de financiamiento por acciones y costo promedio ponderado del capital según metodología y datos de Citigroup.

Beta	109 %
Tasa Libre de Riesgo	4,70 %
Premio por Acciones ARG	6,80 %
Premio Riesgo Soberano	3 %
Costo de Fin. Acciones	15,11 %
Premio por Riesgo Deuda	4,70 %
Costo Deuda desp. Imp.	6,10 %
Deuda a Capital	32,60 %
WACC	12,17 %

Tomando los mismos valores que utilizó Citigroup pero utilizando el valor de beta del sector eléctrico computado por la estimación no paramétrica, es posible estimar el WACC de manera más consistente.

Cuadro A3: Costo de financiamiento por acciones y costo promedio ponderado del capital según metodología y datos de Citigroup, excepto beta calculado por VCM.

Beta	48,94 %
Tasa Libre de Riesgo	4,70 %
Premio por Acciones ARG	6,80 %
Premio Riesgo Soberano	3 %
Costo de Fin. Acciones	11,03 %
Premio por Riesgo Deuda	4,70 %
Costo Deuda desp. Imp.	6,10 %
Deuda a Capital	32,60 %
WACC	9,42 %

El costo de financiamiento por acciones se reduce más de 400 puntos básicos y, consecuentemente, el WACC se reduce en 275 puntos básicos. Estos nuevos valores son utilizados en el modelo de flujos de fondos descontados. Tomando las proyecciones de flujos de fondos de Citigroup pero recalculando a partir de los nuevos valores obtenidos, el valor presente neto termina aumentando 42 %, mientras que el precio objetivo de la acción sube 43 %. El beta no paramétricamente calculado corrige severamente las estimaciones realizadas por Citigroup.