

# Un Estudio No Paramétrico sobre la Estabilidad de los Coeficientes Beta en Sectores con Oferta Pública de Acciones Locales

Mauro Ferraro\*  
Universidad Nacional de La Plata

31 de agosto de 2007

## Resumen

Una condición crucial para la utilización apropiada de beta en la valuación de activos y en la administración de portafolio, es la estabilidad de dicho coeficiente. El problema emana de las condiciones oscilantes del mercado en el tiempo produciéndose un fenómeno de interacción en el modelo simple (*single index model*). El presente trabajo cuenta por este hecho introduciendo una metodología de estimación semiparamétrica (*Varying Coefficient Model*) mostrando la importante volatilidad de beta de portafolios de sectores económicos con oferta pública de acciones en la Bolsa de Comercio de Buenos Aires en el período 1994-2006. Es por ello que será recomendable tomar con especial cuidado las estimaciones de beta basadas en datos históricos al querer extrapolarlas en el tiempo.

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

Códigos JEL: G11, G12, G14.

---

\* Agradezco los comentarios de María Laura Olivieri (UNLP), Ricardo Pasquini (UTDT y CEF) y Maik Eisenbeiss (Universität Münster, Alemania).

## 1. Introducción

El *Capital Asset Pricing Model* (CAPM) establece que el riesgo inherente en poseer un activo es dividido en dos partes: aquel que puede ser reducido a través de la diversificación (riesgo diversificable), y aquel que está encasillado en el mercado (riesgo sistemático). Sin dudas el concepto del coeficiente beta es uno de los principales en la Teoría Moderna de las Finanzas, además de constituir una piedra fundamental en los modelos financieros. También, podríamos decir que es el coeficiente de regresión que más interés despierta entre los agentes económicos. Es que su significado es fundamental para la confección de una estrategia de inversión exitosa. Elton y Gruber (1995) señalan que hay dos razones para estimar los coeficientes beta: directamente para predecir la beta a futuro, y para generar los coeficientes de correlación a ser usados en los problemas de elección de portafolio.

Los individuos confeccionan un portafolio óptimo de mercado, aquel que combina un conjunto de activos riesgosos (que yace en la frontera eficiente de Markowitz<sup>1</sup>) con la Línea de Capital de Mercado, donde su tangencia señala el denominado portafolio de mercado<sup>2</sup>. Desde ya, cada agente, tal como advierte el Principio de Separación, luego de determinar las proporciones eficientes del conjunto global de activos, elige donde posicionarse accionando sus preferencias por el riesgo.

En este contexto, el riesgo de un activo en particular, dentro del portafolio de mercado, es determinado por el valor de su coeficiente beta; definido como la respuesta de un valor negociable ante movimientos del mercado. Esto es, la beta señala la sensibilidad del activo individual al riesgo sistemático<sup>3</sup>.

Bajo este concepto, la adición de activos con bajos valores de beta, inmuniza el avance del riesgo sobre el portafolio confeccionado por el agente. Siendo la beta la medida del riesgo de un activo dentro de un portafolio diversificado, la relación entre el retorno esperado y la beta es representada por:

$$R_j = R_F + \beta (R_M - R_F)$$

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. Es decir, el retorno esperado del activo está linealmente relacionado con su beta<sup>4</sup>. Con esto, la línea de mercado del activo, es la representación gráfica de la ecuación que es la definición del CAPM.

---

<sup>1</sup> Aquella combinación de fracciones de activos riesgosos que maximiza el retorno exigido dados los niveles de riesgo.

<sup>2</sup> El portafolio de mercado es aquel, que bajo expectativas homogéneas, todos los inversores quieren tener (Ross, Westerfield, Jaffe 2002).

<sup>3</sup> En especial la beta de un activo es el cociente entre la covarianza entre el retorno del activo y el de mercado, y la varianza del mercado:  $\beta_j = \frac{\text{Cov}(R_j, R_M)}{\text{Var}(R_M)}$ .

Por definición, el mercado tiene beta igual a uno.

<sup>4</sup> También puede señalarse que el retorno esperado del activo está positivamente relacionado con su beta debido a que el premio por riesgo del mercado es generalmente positivo en el tiempo.

El objetivo de este trabajo es estudiar la estabilidad de los coeficientes beta para portafolios de sectores que tienen oferta pública en la Bolsa de Comercio de Buenos Aires (BCBA). La piedra angular del presente trabajo constituye en relajar la estructura de relación entre el retorno del portafolio y el de mercado. En especial, el aporte consiste en introducir un término de interacción entre el retorno de mercado y el tiempo. Mediante una técnica de estimación no paramétrica es posible poner en juicio la estabilidad de beta en el tiempo.

El trabajo se organiza como sigue: la sección siguiente cuenta por los principales trabajos que se han encargado de estimar las betas así como testear la estabilidad del coeficiente. La sección tercera se encarga de introducir los conceptos del herramiental econométrico a ser utilizado. La siguiente sección trata la fuente de los datos utilizados, así como la presentación de estadísticas descriptivas de los retornos de los sectores. Luego se estudia la estabilidad de los coeficientes mediante la especificación del modelo descripto. Por último, se cierra con conclusiones generales.

## 2. Una Historia de la Inestabilidad de los Coeficientes Beta

Llevar a cabo una confección eficiente de un portafolio de activos, requiere en principio 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 de la estimación de:  $n + \frac{n(n-1)}{2}$  coeficientes<sup>5</sup>. Una alternativa lo constituye el *single-index model* partiendo de la premisa que no hay efectos más allá del mercado que afecten significativamente la dinámica del precio, y así el retorno del activo en cuestión. El comovimiento con el mercado es el que determina que dos activos se muevan juntos. Una vez que Markowitz (1952), Sharpe (1964) y Lintner (1965) sentaron las bases en computar el riesgo individual, muchas de las aplicaciones en finanzas utilizaron el modelo simple haciendo uso excesivo de los supuestos inherentes, digáse asumiendo que la beta de la acción permanece constante en el tiempo. El problema yace en la confección de portafolio; dado que se necesitarán de betas futuras, el individuo se ve obligado a usar datos históricos para estimar el riesgo de los activos. Este hecho torna crucial determinar si las betas pueden ser intertemporalmente estacionarias (Kryzanowski y To 1984).

Probablemente Levy (1971) fue unos de los primeros en advertir sobre la no estacionariedad de beta, señalando que la beta de un sólo activo financiero en un período, no es un buen predictor de la correspondiente beta, para el mismo

---

<sup>5</sup>Por ejemplo, a mediados del 2007 cotizan en la Bolsa de Comercio de Buenos Aires 108 acciones. Con lo que los agentes habrán de estimar 5994 coeficientes.

activo, en el período siguiente. Baesel (1974) concluyó que la estabilidad de beta depende del intervalo de tiempo usado en la estimación.

Blume (1975) investigó cuán bien las betas estimadas en un período predecían los comovimientos futuros de ciertos activos con el mercado. Básicamente, comparó betas estimadas en diferentes períodos no superpuestos, evidenciando que las betas tienden a converger hacia la media de todas las betas del mercado. Desde que la beta del portafolio de mercado es el promedio ponderado de todas las betas, activos con betas altas o bajas tienden a tener una beta aproximándose a uno en el futuro. Es por ello que aporta una metodología de ajuste en dos etapas que cuente por este hecho<sup>6</sup>. Alexander y Chervany (1980) también encuentran evidencia de que la tendencia de las betas de los activos tiende a ser uno. Blume atribuyó que la no estabilidad de las betas 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 la firma para explicar su riesgo. Es decir, como la beta es una medida del riesgo devendida de la relación entre el retorno del activo y el del mercado, bien puede suceder que el riesgo de la firma este determinado tanto por las características del mercado como por sus fundamentales<sup>7</sup>. 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 la beta computada a partir de datos del pasado. 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 de portafolio grande para ganar precisión en la extrapolación a futuro de betas estimadas con datos históricos. Sunder (1980) aporta evidencia de la no estacionariedad de las betas en períodos largos (1926-1975).

Fabozzi y Francis (1977) estudiaron los coeficientes del *single-index model* 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) encuentran evidencia, mediante un test del multiplador de Lagrange, para rechazar la hipótesis de la estabilidad del coeficiente en pos de que el riesgo sistemático es estocástico.

<sup>6</sup>Calcular las betas para el primer y segundo período por separado, para luego regresar las betas de un período sobre la del otro. Luego utilizar los coeficientes estimados para corregir la beta de un tercer período.

<sup>7</sup>Usaron 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.

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 haciendo uso del supuesto de eficiencia en el mercado de valores<sup>8</sup>. Además, como este riesgo es en parte no diversificable, la beta es mayor durante el período de pagos de dividendos.

Conn (1985) estudió el modelo de CAPM en contextos de fusiones de firmas, señalando la inestabilidad de las betas debido a cambios en los riesgos operativos involucrados en la fusión y a la sensibilidad del ciclo de negocios de la economía<sup>9</sup>

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 las betas. Encuentran que el coeficiente de beta se incrementa cerca de un 20% luego del anuncio del *split*, aproximadamente un 30% cuando se hace efectivo, para luego situarse un 18% por encima de la beta pre-*split*.

Wells (1994) estimó las 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, concluye que las betas son no estacionarias advirtiendo especial precaución en su uso. Señala 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 la beta debe ser modelada 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 *single-index model*. Destacan 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 de Londres, y mediante una metodología de Mínimos Cuadrados Recursivos hallaron evidencia de la inestabilidad de los parámetros de las acciones utilizadas. Los autores atribuyeron este hecho a factores no inherentes a la firma (como la desregulación (Big Bang) del mercado de valores londinense y al crack de los mercados mundiales a fines de 1987), como a factores propios de la firma que no son capturados por el modelo.

Odabasi (2000) analiza la estacionariedad de beta aplicado a la Bolsa de Estambul, manifestando que para comparaciones multiperíodo es más adecuado relatar la estacionariedad del ranking de las betas más que su valor. No obstante, destaca la confiabilidad en el uso de betas por la estacionariedad en portafolios de cinco o más acciones.

Por último, la no estacionariedad de la beta puede calmar algunos debates en

---

<sup>8</sup>Desde que el retorno es mayor en períodos de pagos de dividendos, de no incrementarse el riesgo habría oportunidades de beneficios la cual sería de común conocimiento hacia todos los inversores.

<sup>9</sup>Las firmas adquiridas suelen pasar a tener un beta menor, mientras que las compradoras uno mayor.

la literatura como los devenidos de los controvertidos trabajos de Fama y French (1992, 1996). Grandes, Panigo y Pasquini (2007) muestran la falta de ubicuidad del Modelo de Tres Factores aplicado al caso latinoamericano, señalando que ello puede deberse, entre otras cosas, a la no linealidad de la beta con respecto al retorno de la acción, siguiendo las conclusiones de Jaggannathan y Wang (1996) y Howton y Peterson (1998)<sup>10</sup>.

### 3. Metodología de Estimación

La metodología de estimación consiste en estimar el *single-index model* relajando la estructura lineal asumida comúnmente de acuerdo al supuesto de eficiencia de mercado (Ross, Westerfield y Jaffe 2002). La esencia de la estimación pasa por capturar la naturaleza de la relación entre los retornos de las acciones de las firmas y sus betas.

Como la 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. La flexibilidad del modelo, por ejemplo, no requiere asumir que la variable dependiente tenga una distribución normal (Kauermann 2006). El GAM tiene la siguiente forma:

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

Donde  $f_j$  representan las *smooth functions*, las cuales pueden ser estimadas por medio de cualquier  $p$ -dimensional *scatterplot smoother* ( $f(X) = s(X)$ ), ó 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)<sup>11</sup>. Adicionalmente es necesario asumir que  $\sum_{i=1}^N f_j(X_{ij}) = 0 \forall j$  para la identificación de los coeficientes.

Un importante hecho de este procedimiento es que refina la maldición de la dimensionalidad (*curse of dimensionality*) inherente a varias técnicas no

---

<sup>10</sup>El comportamiento de beta en el tiempo es suficiente para revertir los resultados de su no relevancia encontrada por Fama y French (1992).

<sup>11</sup>Básicamente es una extensión del *Generalized Linear Model*.

paramétricas tal como el estimador de Nadaraya-Watson.(Hastie, Tibshirani y Friedman 2001, Kauermann 2006)<sup>12</sup>.

Como mencionamos, una interesante generalización del GAM, y que va a ser la piedra angular de nuestro estudio, lo constituye una especificación del modelo que es semiparamétrica en algún sentido: el VCM. Se trata de un modelo que es lineal en los regresores pero que sus coeficientes son permitidos variar suavemente con el valor de otras variables (*Effect modifiers*).

En particular, sea  $Y$  una variable aleatoria cuya distribución depende de un parámetro  $\eta$ , con regresores  $X_1, X_2, \dots, X_P; T_1, T_2, \dots, T_P$ , el modelo toma la forma:

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

Donde  $g()$  es la función vínculo (*link function*) 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  $T$ ,  $m_X(T)$  es la interacción multiplicativa entre ambas variables  $X$  y  $T$ , que de otra manera sería igual al coeficiente de regresión estándar que acompaña a la variable explicativa.

Alternativamente:

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

Los 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,  $\eta$  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). Dada una muestra de tamaño  $N$ , para la estimación de las  $\beta_j()$  el algoritmo utilizado minimiza:

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

Donde el primer término constituye una medida de la bondad de ajuste y el segundo penaliza la rigurosidad de cada  $\beta_j$  con un parámetro fijo  $\lambda_j$ , el cual regula el *trade-off* entre suavizamiento y bondad de ajuste. Éste es óptimamente

---

<sup>12</sup>En breve, la 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. Para más detalles ver Pagan y Ullah (1999).

elegido por medio del algoritmo propuesto por Wood (2000). El MCP conlleva la misma esencia del estimador *spline smoothing* (Eubank 1999, Pagan y Ullah 1999, Yatchew 2003).

Para testear la multiplicativa interacción entre la variable explicativa del *single-model index* (el retorno del mercado) y el tiempo, proponemos estimar la siguiente ecuación:

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

El 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, tal como vimos extensamente, 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  $\beta_{1s}$  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 la beta es aportada por Eisenbeiss, Kauermann y Semmler (2007) para la bolsa alemana<sup>13</sup>. 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:  $\hat{\beta}_{sT} = \hat{\beta}_{1s} + \hat{\beta}_{2s}(T)$ .

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. Este método es aplicado en el presente trabajo.

## 4. Datos y estadísticas preliminares

La base de datos de este trabajo es producto de un exhaustivo proceso de recopilación de datos sobre cotizaciones de cierre de todas las empresas listadas en cada rueda en la BCBA. La base cuenta por más del 99 % de las acciones que han cotizado durante el período 1994-2006.

---

<sup>13</sup>Desde ya aportan nueva evidencia acerca de la no estacionariedad de beta.

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 BCBA<sup>14</sup>.

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:

$$R_{ST} = \sum_{i=1}^N \theta_{iT} R_{iT} = \frac{V_i}{\sum_i V_{iS}} R_{iT} \quad i = 1, 2, 3, \dots, N$$

Es decir, el retorno del sector  $S$  en el período  $T$  es igual a la suma ponderada ( $\theta_{it}$ ) en base al volumen operado de la empresa ( $V_i$ ) en el volumen operado total del sector ( $\sum_i V_{iS}$ ), de los retornos de las firmas individuales ( $R_{iT}$ ).

Así también, para computar el retorno del mercado en total, 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:

$$R_{MT} = \sum_{i=1}^N \kappa_{iT} R_{iT} = \frac{V_i}{\sum_i V_{iM}} R_{iT} \quad i = 1, 2, 3, \dots, N$$

Es decir, el retorno del mercado en el período  $T$  es igual a la suma ponderada ( $\kappa_{iT}$ ) en base al volumen negociado de la empresa ( $V_i$ ) en el total negociado del mercado ( $\sum_i V_{iM}$ ), de los retornos de las firmas individuales ( $R_{iT}$ ).

Es importante notar que tanto los portafolios de sectores como el del mercado global, fueron rebaleaneados 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, distorsionando 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 aislan los retornos debido a estos fenómenos.

El cuadro 1 muestra los retornos promedio diario, el desvío estándar y el Índice de Sharpe para cada uno de los sectores y también para el mercado.

---

<sup>14</sup>Ver Anexo 1.

Cuadro 1: Medidas de Retornos según sectores (1994-2006).

	Retorno Promedio	Desvío Estándar	Índice de Sharpe
Alimentos	-0.002	2.419	-0.001
Comercio	0.142	2.448	0.058
Construcción	0.109	2.543	0.043
Electricidad	0.015	2.425	0.006
Financiera	0.088	2.619	0.033
Holding	0.175	2.699	0.065
Industria	0.192	2.877	0.067
Metalurgia	0.154	2.297	0.067
Otros	0.027	2.497	0.011
Petroleo	0.137	2.142	0.064
Telecomunicaciones	0.009	2.530	0.004
Mercado	0.174	2.101	0.083

Fuente: Elaboración propia en base a Economática y BCBA.

El sector que arrojó, durante el período, mayor retorno promedio diario fue el industrial, seguido por Holding y el propio mercado. Además, al corregir por riesgo (Índice de Sharpe), el mercado fue el que observó el mayor retorno por unidad de riesgo asumida. De hecho, mostró la menor dispersión en sus retornos diarios. Este hecho no es tan llamativo, dado que el mercado en sí es un portafolio diversificado, diariamente rebalanceado. En cambio, una respuesta intuitiva a que el mercado observa uno de los mayores retornos puede devenir de que halla suavizado el continuo proceso de delistados de empresas que se produjo a lo largo de todo el período. Desde que dicho proceso conlleva generalmente pérdida en el valor de la acción, termina impactando directamente en el retorno del sector e indirectamente sobre el mercado.

El cuadro 2 indaga la cantidad de días en que el retorno del sector o del mercado superó el 10%, como así también el rango entre el retorno máximo y el mínimo en el período, y los retornos correspondientes a los percentiles 1 y 99.

Cuadro 2: Características de los retornos según sectores (1994-2006).

Sector	Días Ret>a 10 %	Rango	P1	P99
Alimentos	16	19.984	-7.099	6.751
Comercio	31	27.689	-7.392	7.937
Construccion	18	24.581	-6.667	7.024
Electricidad	18	25.187	-6.977	7.200
Financiera	27	24.440	-7.309	7.249
Holding	28	27.267	-7.260	8.201
Industria	32	28.700	7.501	8.225
Metalurgia	17	21.903	-5.805	5.929
Otros	27	27.421	-7.025	7.097
Petroleo	13	17.361	-5.810	5.932
Telecomunicaciones	24	23.979	-6.736	6.697
Mercado	16	20.400	-5.864	5.121

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 10 % (32), además de mostrar el mayor rango entre los retornos mínimo y máximo. En tanto, el mercado fue uno de los sectores que menos cayó diariamente, dentro del 99 % de sus retornos que menos cayeron. En adición, también fue el portafolio de acciones que menor rango de retornos mostró luego del petrolero y el alimentario.

Es también interesante observar la correlación entre los retornos de los distintos sectores y el mercado.

Cuadro 3: Matriz de Correlación entre sectores y el mercado.

	Alim	Com	Cons	Elec	Fin	Hold	Ind	Merc	Met	Otr	Petr	Telec
Alim	1	0.2057*	0.3868*	0.2346*	0.5103*	0.3844*	0.4354*	0.6461*	0.5635*	0.3941*	0.5476*	0.4767*
Com	0.2057*	1	0.1934*	0.1432*	0.2037*	0.1990*	0.1977*	0.2688*	0.2310*	0.1504*	0.2145*	0.2040*
Cons	0.3868*	0.1934*	1	0.2761*	0.4360*	0.3567*	0.3686*	0.5197*	0.4431*	0.3253*	0.4203*	0.3774*
Elec	0.2346*	0.1432*	0.2761*	1	0.3033*	0.2117*	0.2307*	0.3443*	0.2763*	0.1715*	0.2603*	0.2775*
Fin	0.5103*	0.2037*	0.4360*	0.3033*	1	0.4401*	0.4277*	0.7937*	0.5817*	0.3844*	0.5684*	0.5990*
Hold	0.3844*	0.1990*	0.3567*	0.2117*	0.4401*	1	0.3886*	0.5817*	0.4499*	0.3175*	0.4623*	0.4213*
Ind	0.4354*	0.1977*	0.3686*	0.2307*	0.4277*	0.3886*	1	0.5749*	0.4789*	0.3292*	0.4589*	0.4111*
Merc	0.6461*	0.2688*	0.5197*	0.3443*	0.7937*	0.5817*	0.5749*	1	0.8391*	0.4938*	0.8167*	0.7564*
Met	0.5635*	0.2310*	0.4431*	0.2763*	0.5817*	0.4499*	0.4789*	0.8391*	1	0.4234*	0.6472*	0.5771*
Otr	0.3941*	0.1504*	0.3253*	0.1715*	0.3844*	0.3175*	0.3292*	0.4938*	0.4234*	1	0.4452*	0.3577*
Petr	0.5476*	0.2145*	0.4203*	0.2603*	0.5684*	0.4623*	0.4589*	0.8167*	0.6472*	0.4452*	1	0.5881*
Telec	0.4767*	0.2040*	0.3774*	0.2775*	0.5990*	0.4213*	0.4111*	0.7564*	0.5771*	0.3577*	0.5881*	1

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

Fuente: Elaboración propia en base a Económática y BCBA.

Los sectores que estuvieron más correlacionados fueron Metalurgia con Alimentos, Metalurgia y Finanzas, Metalurgia y Petroleo, y Telecomunicaciones y Finanzas. En tanto, los sectores más correlacionados con el mercado, en el período, fueron el metalúrgico y petrolero, debido a que fueron los dos que más ponderaron en la elaboración del índice de mercado. En este sentido, el Anexo 2 estima no paramétricamente el retorno del mercado en función de los retornos de estos dos últimos sectores. Por otro lado, el Anexo 3 estudia la Función de Distribución Kernel Epanechnikov Bivariada de los retornos de cada uno de los sectores con respecto al mercado, observando mayor correlación en los dos sectores mencionados.

## 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 4. Los resultados de la estimación del VCM aparecen en el gráfico 1:

Cuadro 4: Estimación de betas, desvío estándar y bondad de ajuste de la estimación por MCO

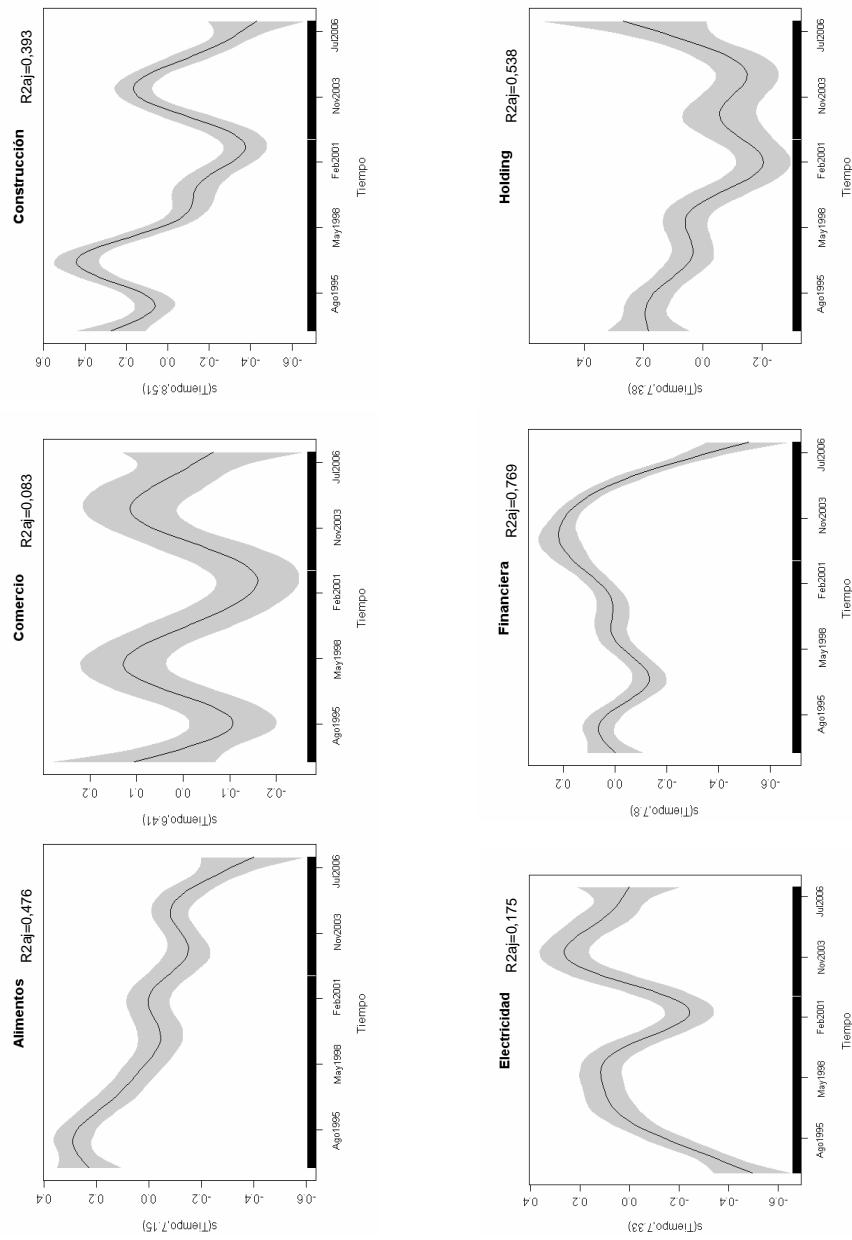
Sector	Intercesto	Beta	R2Aj. MCO
Alimentos	-0.135*** (-0.034)	0.759*** (0.016)	0.435
Comercio	0.086** (0.044)	0.315*** (0.021)	0.073
Construccion	-0.009 (0.039)	0.681*** (0.018)	0.317
Electricidad	-0.059 (0.041)	0.422*** (0.020)	0.134
Financiera	-0.096*** (0.026)	1.046*** (0.012)	0.705
Holding	0.040 (0.040)	0.771*** (0.019)	0.360
Industria	0.045 (0.042)	0.842*** (0.020)	0.378
Metalurgia	-0.006 (0.022)	0.929*** (0.011)	0.721
Otros	-0.07534* (0.040)	0.584*** (0.019)	0.242
Petroleo	-0.011 (0.022)	0.837*** (0.011)	0.675
Telecomunicaciones	-0.157*** (0.029)	0.947*** (0.014)	0.619

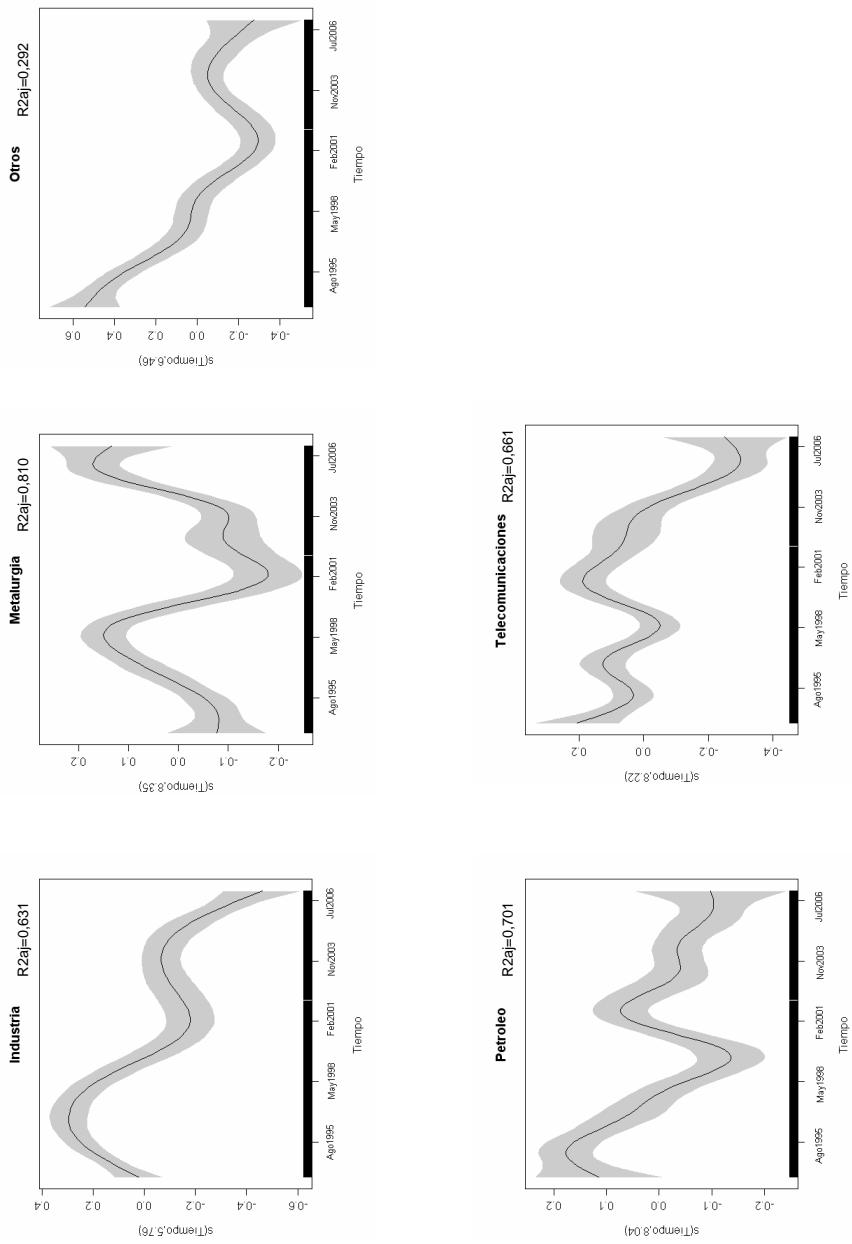
(\*\*\*) Estadíticamente significativa con  $\alpha = 0,0001$

(\*\*) Estadíticamente significativa con  $\alpha = 0,05$

(\*) Estadíticamente significativa con  $\alpha = 0,1$

Gráfico 1: Estimación de betas, bandas de confianza y bondad de ajuste de la estimación del VCM.





Estimando el *Single Index Model* por MCO, observamos que todos los coeficientes beta, no así su intercepto, hacen relevante al mercado para explicar los movimientos en los retornos del portafolio de los sectores. La estimación muestra solamente con beta mayor a uno al sector financiero. En cambio los sectores Comercio y Electricidad han sido los sectores menos volátiles. 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 Metalurgia, Petroleo y Financiero fueron los mejores explicados por el mercado.

Sin embargo, tal como mencionamos más arriba, estos coeficientes no pueden ser tan útiles debido a que no son estables en el tiempo; la beta de cada sector se desvía significativamente respecto a su valor medio (ver gráfico 1). 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. Por otro lado, los sectores, con excepción de Metalurgia y Holding, evidenciaron una caída en el valor de su beta en los últimos tres años, respecto a su valor medio. En este sentido, es destacable la importante caída de la beta del sistema financiero luego de la crisis. El sector de alimentos, aunque de manera escalonada, también muestra una caída en el valor de su beta con posterioridad a la crisis. Un hecho contrario sucede con el sector metalúrgico en el cual su beta, luego de la crisis, se incrementa de manera apreciable<sup>15</sup>.

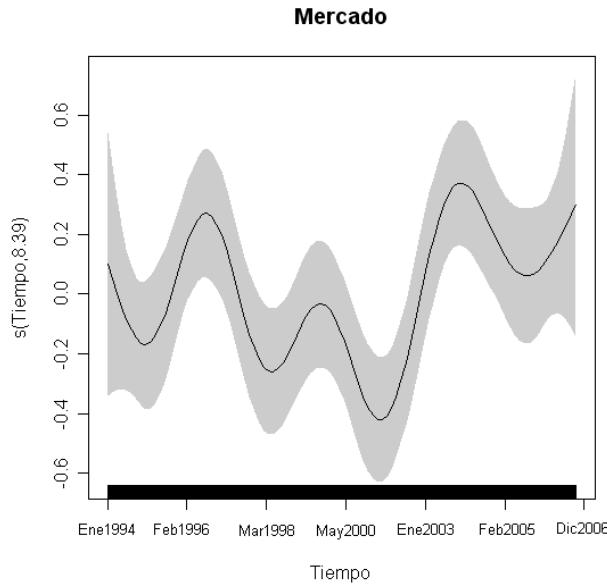
En suma, hay suficiente evidencia de que el término de interacción entre el retorno de mercado y el tiempo es necesario en la especificación del modelo. En cada  $t$ , el modelo corre una regresión lineal del retorno del portafolio sobre el retorno del mercado, dejando variar la pendiente con  $t$  a través de una función suavizadora con el tiempo.

A fin de relacionar los patrones de las betas de los sectores con el propio mercado, el gráfico 2 muestra el retorno del mercado en el tiempo a través de una especificación no paramétrica:

---

<sup>15</sup>Este hecho puede estar ligado al listado de Tenaris a fines de 2002.

Gráfico 2: Sendero suavizado de los retornos del índice del mercado (1994-2006).



Como observa, el gráfico captura la caída tras las crisis en los mercados internacionales (Méjico 1994, Sudeste de Asia 1997, Rusia 1998), y el desplome hacia la crisis de 2001, junto a la consecuente recuperación a partir de 2003. 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 mercado, exigen mayor premio por riesgo en épocas de crisis. En nuestro caso, en el año previo a la crisis, los sectores de Holding, Finanzas y Metalurgia fueron los que observaron un incremento en su riesgo.

## 6. Conclusiones

El concepto de beta constituye uno de los pilares fundamentales en la Teoría Financiera Moderna así como en la administración de portafolios de activos. Como el riesgo individual de los activos puede reducirse mediante diversificación, la beta del activo constituye una buena aproximación como medida de su 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 en la valuación de sus proyectos.

En las últimas décadas se han sucedido toda una batería de trabajos en el mundo académico cuestionando la estabilidad de beta en el tiempo. Si bien los primeros trabajos se han basado en metodologías simples, el mayor desarrollo de los 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 las betas de las 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 portafolios de acciones 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 remarcable tener especial cuidado en utilizar betas de aquellos sectores que han mostrado un sendero altamente volátil (e.j. Comercio). Adicionalmente, hay una clara evidencia de que el riesgo de la mayoría de los sectores ha caído en los últimos tres años junto con el mayor crecimiento de la economía y con la mejora de sus fundamentales.

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 buscar introducir más factores como explicativos, como por ejemplo variables contables, aunque es recomendable dejar librada la especificación lineal para introducir un mejor ajuste de los resultados.

## 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.
- 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.
- Black, F. (1972). "Capital Market Equilibrium with Restricted Borrowing ". *The Journal of Business*, Vol. 45, No. 3, pp. 444-455.
- 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.
- Blume, M. (1975). "Betas and their Regression Tendencies ". *The Journal of Finance*, Vol. 30, No. 3, pp. 785-795.
- 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.
- Brown, S. y Warner, J. (1980). "Measuring Security Price Performance ". *Journal of Financial Economics*. Vol 8, pp 205 258.
- Chen, S. (1981). "Beta Nonstationarity, Portfolio Residual Risk and Diversification ". *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 16, No. 1, pp. 95-111.
- 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. (1996). "The CAPM is Wanted, Dead or Alive ". The Journal of Finance, Vol. 51, No. 5, pp. 1947-1958.
- Gonedes, N. (1973). "Evidence on the Information 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.
- Grandes, M, Panigo, D y Pasquini, R. (2007). "The Cost of Equity beyond CAPM: Evidence from Latin American Stock Markets (1986-2004) ". Working Paper No17. Center for Financial Stability.
- Hastie, T. y Tibshirani, R. (1986). "Generalized Additive Models ". Statistical 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.
- Howton, S. y Peterson, D. (1998). "An Examination of Cross-Sectional Realized Stock Returns using a Varying-Risk Beta Model ". Social Science Research Network.
- 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.
- Odabasi, A. (2000). Evidence on the Stationarity of Beta Coefficients: The Case of Turkey ". Bogazici University, Bebek, Istanbul 80815, Turkey.
- Pagan, A. y Ullah, A. (1999). "Non parametric Econometrics ". Cambridge University Press.
- 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. The 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.

- 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.
- 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 listadas en la BCBA entre 1994-2006 según sector al que pertenecen

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

EMAC	Electromac	Electricidad
TRAN	Transener	Electricidad
AISA	Agritech Inversora	Financiera
BHIP	Banco Hipotecario	Financiera
BMA	Banco Macro Bansud	Financiera
BMAC	Banco Macro Misiones	Financiera
BOST	Boston cia. Argentina de Seguros	Financiera
BRIO	Banco Rio	Financiera
BSAS	La Buenos Aires Cia. de Seguros	Financiera
BSUQ	Banco Suquia	Financiera
CITI	Telef. Hold. Arg.	Financiera
COLU	Columbia Seguros	Financiera
CONT	La Continental	Financiera
ELCO	El Comercio Cia. de Seguros	Financiera
EURO	Euromayor	Financiera
FRAN	Banco Frances	Financiera
GALI	Banco Galicia	Financiera
GGAL	Grupo Fin. Galicia	Financiera
JUNC	Juncal Cia. de Seguros	Financiera
STD	Banco Santander Central Hispano	Financiera
SUPE	Banco Supervielle Societe Generale	Financiera
UNIO	Union Berkley Cia. de Seguros	Financiera
VALO	Mercado de Valores	Financiera
COME	Comercial del Plata	Holding
CRES	Cresud	Holding
GARO	Garovaglio	Holding
IRSA	Irsa	Holding
PAMP	Frigorif. La Pampa	Holding
AGRO	Agrometal	Industria
ALPA	Alpargatas	Industria
APLA	American Plast	Industria
BAES	BAESA	Industria
BERN	Bernardin	Industria
BGHS	Bgh	Industria
CADO	Carlos Casado	Industria
CELU	Celulosa	Industria
COLO	Colorin	Industria
DECK	Decker Indelqui	Industria
DELA	Della Penna	Industria
DOME	Domec	Industria
ESTR	Estrada	Industria
FAPL	Faplac	Industria
FERR	Ferrum	Industria
FIPL	Fiplasto	Industria
FRIC	Fric-Rot	Industria

GOTU	Gotuzzo	Industria
GRAF	Grafex	Industria
HERE	M. Heredia	Industria
HULI	Hulytego	Industria
INTA	Inta Industria Textil Argentina	Industria
LONG	Longvie	Industria
MASU	Massuh	Industria
MIRG	Mirgor	Industria
PERK	Pertrack S.A.	Industria
PIRE	Pirelli Cables	Industria
PLAV	Plavinil Argentina	Industria
PREN1	Papel Prensa	Industria
PROT	Protto Hermanos	Industria
RENO	Renault Argentina	Industria
RIGO	Rigolleau	Industria
ROSE	Rosenbusch	Industria
SCHI	Schiarre	Industria
SEVE	Sevel	Industria
SNIA	Sniafa	Industria
WELS	Wells Argentina	Industria
ZANE	Zanella Hnos. y Cia.	Industria
ACIN	Acindar	Metalurgia
ALUA	Aluar	Metalurgia
ERAR	Siderar	Metalurgia
ERCA	Siderca	Metalurgia
GRAS	Ind. Siderurgicas Grassi	Metalurgia
MIDL	Midland	Metalurgia
TAND	Metalurgica Tandil	Metalurgia
TS	Tenaris	Metalurgia
YPFD	YPF	Metalurgia
ATLA	Editorial Atlantida	Otros
CCON	Cci - Concesiones	Otros
EDIA	Ediar Editora	Otros
EDLO	Editorial Losada	Otros
GATI	Galimberti y Cia.	Otros
INTR	Introductora	Otros
LEDE	Ledesma	Otros
MVIA	Metrovias	Otros
NEPA	Negocios y Participaciones	Otros
OEST	Gpo. C. del Oeste	Otros
PAPE	La Papelera del Plata	Otros
PART	Particulares	Otros
PICA	Nobleza Piccardo	Otros
TABA	Tabacal	Otros
APBR	Petroleo Brasileiro	Petroleo

ASTR	Astra	Petroleo
ATAN	Atanor	Petroleo
CARC	Carboclor	Petroleo
COMO	Compañia Argentina de Comodoro Rivadavia	Petroleo
GBAN	Gas Natural BAN	Petroleo
INAL	Inalruco	Petroleo
INDU	Solvay Indupa	Petroleo
IPAK	Ipako	Petroleo
METR	Metrogas	Petroleo
PBE	Petrobras Participaciones	Petroleo
PESA	Petrobras Energia	Petroleo
PSUR	Petrolera del Conosur	Petroleo
QUES	Quimica Estrella	Petroleo
REP	Repsol	Petroleo
STHE	Socotherm	Petroleo
TGNO4	Transportadora de Gas del Norte	Petroleo
TGSU2	Transportadora de Gas del Sur	Petroleo
TEAR2	Telefonica de Argentina	Telecomunicaciones
TECO2	Telecom	Telecomunicaciones
TEF	Telefonica	Telecomunicaciones
TMOV	Telefonica Moviles Arg.	Telecomunicaciones

Fuente: Elaboración Propia en base a Economática y BCBA.

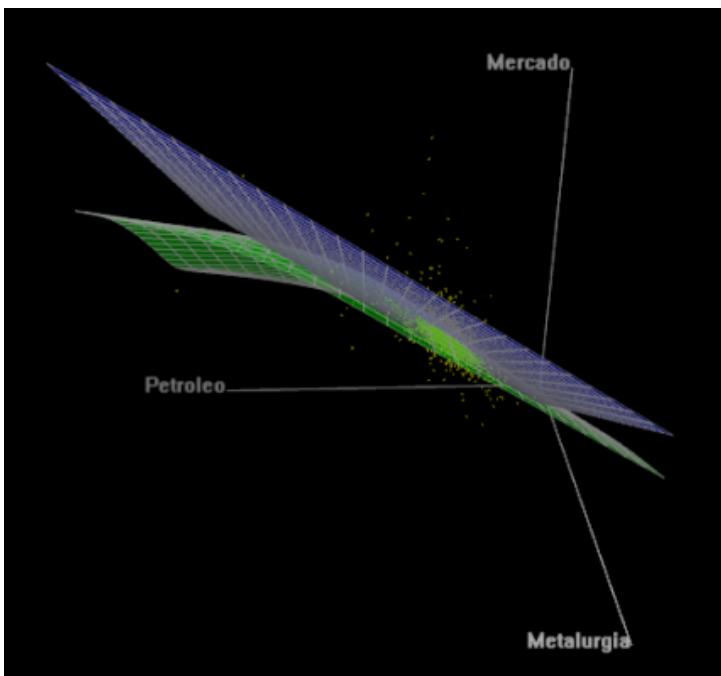
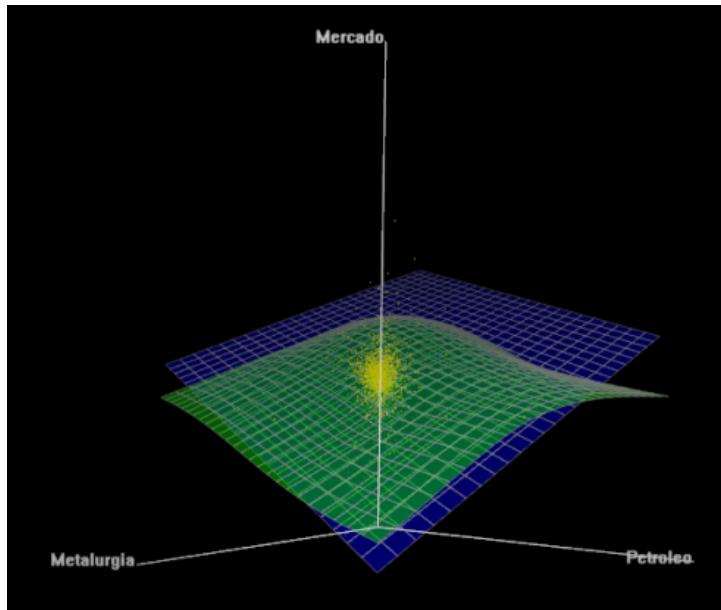
## 8.2. Estimación No Paramétrica de los Retornos del Mercado

Los gráficos siguientes muestra, en diferentes vistas, la estimación de los retornos del mercado a través de los retornos del sector metalúrgico y petrolero. La misma se basó en dos técnicas: paramétrica (por MCO) y no paramétrica (por *Smoothing Splines*)<sup>16</sup>. Como puede observarse la rigidez de la estructura de la estimación por MCO, sobreestima el efecto de ambos sectores, pero aún más el petrolero, para los mayores retornos en la muestra.

<sup>16</sup>Básicamente, el estimador *smoothing splines* minimiza una combinación convexa de la suma promedio de los residuos al cuadrado, como medida de bondad de ajuste, y una función asociada de suavizamiento para guardar grados de libertad en el ajuste de los datos:

$$(1-q)n^{-1} \sum_i (y_i - f(t_i))^2 + q \int_0^1 f''(t)^2 dt$$

Donde  $m$  es el orden de suavizamiento. Ver Eubank 1999.



### 8.3. Estimación de la Distribución Bivariada de los Retornos de los Sectores y el Mercado.

