



**UNIVERSIDAD DE CHILE**  
**FACULTAD DE CIENCIAS FISICAS Y MATEMATICAS**  
**DEPARTAMENTO DE INGENIERIA INDUSTRIAL**

**“IDENTIFICACIÓN DE FACTORES EXPLICATIVOS DE LAS  
DIFERENCIAS EN LOS RETORNOS DE ACCIONES CHILENAS”**

**TESIS PARA OPTAR AL GRADO DE MAGISTER EN ECONOMIA  
APLICADA**

**MEMORIA PARA OPTAR AL TITULO DE INGENIERO CIVIL  
INDUSTRIAL**

**GONZALO EDUARDO MATURANA FALCONE**

**PROFESOR GUIA:**

**JOSÉ MIGUEL CRUZ GONZÁLEZ**

**MIEMBROS DE LA COMISION:**

**VIVIANA FERNÁNDEZ MATURANA**

**ANDRÉS LIBERMAN BRONFMAN**

**MATÍAS BRAUN LLONA**

**SANTIAGO DE CHILE**

**2008**

# **Dedicatoria**

A mis padres, hermanos y esposa quienes siempre me han apoyado incondicionalmente.

# Agradecimientos

Agradezco a José Miguel Cruz, el principal responsable de mi actual interés por la Economía Financiera. La oportunidad que me brindó al asignarme ayudantías y proyectos, además de su guía en esta tesis, han sido de suma importancia en mi aprendizaje.

Quisiera destacar también la gran ayuda de Matías Braun, cuya buena disposición y experiencia en temas de *Asset Pricing* fueron fundamentales para el desarrollo de esta tesis.

Por otro lado, quiero agradecer a Viviana Fernández y Andrés Liberman por su disponibilidad y útiles comentarios.

Finalmente, quisiera expresar mi gratitud a mis compañeros Yonatan Meyer y Ercos Valdivieso.

## **IDENTIFICACIÓN DE FACTORES EXPLICATIVOS DE LAS DIFERENCIAS EN LOS RETORNOS DE ACCIONES CHILENAS**

Este estudio está orientado a determinar si factores o características propias de las acciones que transan en la Bolsa de Comercio de Santiago, tales como su tamaño, razón valor libro a valor de mercado del patrimonio o *momentum*, explican las diferencias en corte transversal entre los retornos de éstas. En Chile, a diferencia de países desarrollados como Estados Unidos, aún no se ha probado formalmente la influencia de los factores anteriormente mencionados. Esta tesis pretende aplicar las principales metodologías utilizadas en el extranjero, basadas en un enfoque de portafolios, para aclarar qué ocurre en el mercado chileno. Determinado esto, se plantean algunas hipótesis a fin de tratar de explicar los resultados.

Esta tesis indica que en el periodo comprendido entre enero de 1992 y junio de 2006, el tamaño, medido como la capitalización bursátil, y la razón valor libro a valor de mercado del patrimonio de las firmas, son características que tienen una incidencia significativa en la explicación de las diferencias en los retornos entre acciones en el mercado chileno. Al igual que lo demuestran Fama y French (1992 y 1993) para los Estados Unidos, el modelo CAPM no lograría explicar las diferencias entre retornos accionarios y podría ser completado por factores asociados a la mantención de riesgo relacionado con recesiones o estrés financiero. Los resultados no permiten concluir que exista un efecto *momentum* significativo en la bolsa chilena. Por otra parte, a diferencia de lo que ocurre en los Estados Unidos, hay una proporción importante de la varianza de los retornos de las acciones en Chile que no es explicada por los factores estudiados.

Los hallazgos de este estudio tienen claras implicancias para los inversionistas que operan en el mercado chileno. El uso de la conocida estrategia de inversión de largo plazo en acciones del tipo *Value* que se ha adoptado desde el extranjero tendría validez en Chile. Asimismo, existiría un premio en rentabilidad aún mayor que en los Estados Unidos por invertir y mantener acciones de menor capitalización. No está clara, en cambio, la efectividad de invertir en las acciones cuyos precios lleven una tendencia al alza de corto plazo. Por otro lado, existiría un mayor riesgo en el uso de estrategias *Small – Value* en Chile en comparación al mercado de los Estados Unidos, producto de la menor capacidad explicativa de los factores.

La menor capacidad explicativa de los factores estudiados podría deberse a distorsiones de mercado ocasionadas por la influencia de inversionistas institucionales y/o la baja profundidad del mercado chileno. La peor calidad de la información referente a las empresas también podría influir en esto. Asimismo, podrían existir otros factores que también expliquen las diferencias observadas en los retornos accionarios.

Palabras Clave: Asset Pricing, corte transversal, modelos de factores, retornos accionarios.  
Clasificación JEL: C13, C31, C32, G12.

# Tabla de Contenidos

<b>1. Introducción</b>	<b>1</b>
<b>2. Datos y consideraciones</b>	<b>7</b>
<b>3. Metodología</b>	<b>15</b>
3.1. Regresiones Fama – Macbeth	15
3.2. <i>Seemingly Unrelated Regressions</i> (Regresiones SUR)	20
<b>4. Tests al modelo CAPM</b>	<b>24</b>
<b>5. Resultados</b>	<b>26</b>
5.1. Los 4 factores y el <i>cross – section</i>	26
5.2. Análisis en Series de Tiempo	34
<b>6. Conclusiones</b>	<b>42</b>
<b>7. Bibliografía</b>	<b>44</b>
<b>8. Anexos</b>	<b>47</b>
<b>Anexo n°1:</b> Portafolios dependientes formados a partir de momentum	47
<b>Anexo n°2:</b> Descripción de los portafolios dependientes construidos a partir de la intersección de grupos de tamaño, ratio BE/ME y momentum	48
<b>Anexo n°3:</b> Estimación de la inflación (inflación ex – ante)	49
<b>Anexo n°4:</b> Desestimación de problemática en la nominalización de la tasa libre de riesgo chilena	50
<b>Anexo n°5:</b> Descripción de los portafolios dependientes rebalanceados anualmente (usados en test al CAPM)	51
<b>Anexo n°6:</b> Regresiones FM (test CAPM) – Portafolios agrupados por tamaño (ME) y ratio valor libro a valor de mercado (BE/ME)	52
<b>Anexo n°7:</b> Regresiones FM – Considerando inflación estimada	53
<b>Anexo n°8:</b> Construcción alternativa de los factores SMB y HML	54
<b>Anexo n°9:</b> Análisis intra – características	55
<b>Anexo n°10:</b> Demostración riesgo acotado por covarianza promedio	56
<b>Anexo n°11:</b> Test de diferencia de medias de los excesos de retornos promedio de los portafolios dependientes	57
<b>Anexo n°12:</b> Regresión <i>Cross – Section</i>	58
<b>Anexo n°13:</b> Regresiones FM – con respecto a cada factor por separado	59
<b>Anexo n°14:</b> Exceso de retorno vs. betas – con respecto a cada factor por separado	60
<b>Anexo n°15:</b> Descripción de los portafolios dependientes construidos a partir de la intersección de grupos de tamaño, ratio BE/ME (rebalanceados trimestralmente)	61
<b>Anexo n°16:</b> Regresión <i>Time – Series</i>	63

# Índice de Tablas

Tabla 2.1: Acciones sin presencia bursátil por año .....	8
Tabla 2.2: Acción menos transada por año (considerando 80 más transadas).....	8
Tabla 2.3: ME promedio de cada portafolio (en millones de \$).....	11
Tabla 2.4: BE/ME promedio de cada portafolio .....	11
Tabla 2.5: Número de acciones promedio en cada portafolio por periodo.....	11
Tabla 2.6: % promedio de acciones de cada portafolio que no cambian entre periodos .....	12
Tabla 2.7: Descripción de los factores (% mensual) .....	13
Tabla 2.8: Correlación entre factores .....	14
Tabla 3.1: Volatilidad promedio de portafolios agrupados según tamaño .....	18
Tabla 5.1: Exceso de retorno mensual promedio portafolios (%) .....	26
Tabla 5.2: Volatilidad mensual de los excesos de retorno (%).....	26
Tabla 5.3: Estadísticas descriptivas <i>loadings</i> regresiones en series de tiempo por portafolio.....	28
Tabla 5.4: Resumen test – t regresiones FM .....	29
Tabla 5.5: Estadísticos para el $R^2$ correspondiente a las regresiones <i>cross – section</i> .....	29
Tabla 5.6: Regresión 1 – portafolios contra el factor de mercado.....	37
Tabla 5.7: Regresión 2 – portafolios contra los factores SMB y HML.....	38
Tabla 5.8: Regresión 3 – portafolios contra los factores de mercado, SMB y HML.....	38
Tabla 5.9: Test F – comparación de regresión 1 vs. regresión 3 .....	40
Tabla A.1.1: Exceso de retorno mensual promedio portafolios (%) .....	47
Tabla A.1.2: Volatilidad mensual de los excesos de retorno (%).....	47
Tabla A.1.3: Exceso de retorno mensual promedio portafolios (%) .....	47
Tabla A.1.4: Volatilidad mensual de los excesos de retorno (%).....	47
Tabla A.2.1: ME promedio de cada portafolio (en millones de \$).....	48
Tabla A.2.2: BE/ME promedio de cada portafolio.....	48
Tabla A.2.3: Número de acciones promedio en cada portafolio por periodo .....	48
Tabla A.2.4: Exceso de retorno mensual promedio portafolios (%) .....	48
Tabla A.2.5: Volatilidad mensual de los excesos de retorno (%).....	48
Tabla A.4.1: Regresión <i>pooled</i> modelo de 4 factores.....	50
Tabla A.4.2: Regresión controlando con <i>dummy</i> de nominalización .....	50
Tabla A.4.3: Test F (comparación de ambos modelos).....	50
Tabla A.5.1: ME promedio de cada portafolio (en MM de \$).....	51
Tabla A.5.2: BE/ME promedio de cada portafolio.....	51
Tabla A.5.4: Número de acciones promedio en cada portafolio por periodo.....	51
Tabla A.5.5: Exceso de retorno mensual promedio portafolios (%) .....	51
Tabla A.5.6: Volatilidad mensual (%).....	51
Tabla A.6.1: Resumen test – t regresiones FM .....	52
Tabla A.6.2: Estadísticos para el $R^2$ correspondiente a las regresiones <i>cross – section</i> .....	52
Tabla A.7.1: Resumen test – t regresiones FM .....	53
Tabla A.7.2: Estadísticos para el $R^2$ correspondiente a las regresiones <i>cross – section</i> .....	53
Tabla A.8.1: Descripción de los factores (% mensual) .....	54
Tabla A.8.2: Correlación entre factores .....	54
Tabla A.8.4: Número de acciones promedio en cada portafolio por periodo (trimestral) .....	54
Tabla A.8.5: Resumen test – t regresiones FM .....	54
Tabla A.8.6: Estadísticos para el $R^2$ correspondiente a las regresiones <i>cross – section</i> .....	54
Tabla A.11.1: Exceso de retorno mensual promedio (%).....	57

Tabla A.12.1: Regresión <i>cross – section</i> controlando con <i>dummies</i> de tiempo .....	58
Tabla A.13.1: Resumen test – t regresiones FM y estadísticos para el $R^2$ correspondiente a las regresiones <i>cross – section</i> .....	59
Tabla A.15.1: ME promedio de cada portafolio (en MM de \$).....	61
Tabla A.15.2: BE/ME promedio de cada portafolio.....	61
Tabla A.15.4: Número de acciones promedio en cada portafolio por periodo.....	61
Tabla A.15.5: Exceso de retorno mensual promedio portafolios (%) .....	61
Tabla A.15.6: Volatilidad mensual (%).....	62
Tabla A.16.1: Regresión en series de tiempo controlando con <i>dummies</i> de portafolio.....	63

# Índice de Figuras

Figura 3.1: Diversificación de riesgo en el mercado chileno .....	19
Figura 4.1: Exceso de retorno vs. beta de mercado (9 portafolios según ME y BE/ME).....	25
Figura 5.3: Aporte de cada factor al exceso de retorno <i>cross – section</i> .....	30
Figura 5.4: <i>Loadings</i> a los factores portafolios B/L/LM y S/H/HM .....	31
Figura 5.5: Volatilidad mensual anualizada del mercado chileno.....	32
Figura 5.6: Aporte porcentual de cada factor al exceso de retorno en series de tiempo.....	36
Figura A.3.1: Inflación ex – ante vs. inflación ex - post .....	49
Figura A.9.1: Exceso de retorno vs. beta de mercado (9 portafolios según ME y BE/ME). Conectados los distintos ME para cada clase de BE/ME .....	55
Figura A.9.2: Exceso de retorno vs. beta de mercado (9 portafolios según ME y BE/ME). Conectados los distintos BE/ME para cada clase de ME .....	55
Figura A.12.1: Error en regresión <i>cross – section</i> (orden temporal) .....	58
Figura A.12.2: Error en regresión <i>cross – section</i> (ordenado por exceso de retorno) .....	58
Figura A.14.1: Exceso de retorno vs. betas (regresiones considerando 1 factor).....	60
Figura A.16.1: Error en regresión en series de tiempo (orden temporal) .....	63
Figura A.16.2: Error en regresión en series de tiempo (ordenado por exceso de retorno) .....	63



# Capítulo 1

## Introducción

Este estudio está orientado a determinar si existen factores o características propias de las acciones que transan en la Bolsa de Comercio de Santiago que expliquen las diferencias en corte transversal (*cross-section*) entre los retornos de éstas. La hipótesis que se sustenta es que estas variables podrían ser similares a las encontradas para empresas que transan en bolsas desarrolladas, influenciadas eso sí, por el contexto chileno. Fama y French (1993) determinaron que serían tres los factores principales que explicarían las diferencias de los retornos de acciones en tres bolsas de valores de los Estados Unidos<sup>1</sup>: (1) el premio por riesgo de mercado; (2) el tamaño de la firma; y (3) su ratio valor libro a valor de mercado del patrimonio. Ese mismo año, Jegadeesh y Titman, mostraron que seguir una estrategia en que se compran las acciones que más han rentado en el pasado y se venden las de pobre rendimiento, tendría un retorno positivo<sup>2</sup>. En esta tesis se testearán estos factores para ver si tienen algún poder explicativo en las diferencias entre retornos accionarios en el mercado chileno. De esta manera, se busca aportar a la discusión económica detrás de los factores encontrados como relevantes para los retornos, desde la perspectiva de una economía emergente que, al menos en parte de la muestra, no está completamente integrada al mercado de capitales internacional. Como se comentará más adelante, en Chile existe muy poca literatura referida a explicar los retornos accionarios de la Bolsa y en particular qué factores explicarían las diferencias entre éstos. Este estudio pretende proveer un mejor entendimiento del comportamiento de los retornos accionarios en Chile y, por otro lado, dejar planteadas una serie de interrogantes para ser abordadas en el futuro.

---

<sup>1</sup> Se estudiaron las acciones del New York Stock Exchange (NYSE), el American Stock Exchange (AMEX) y NASDAQ.

<sup>2</sup> Este efecto se conoce como momentum.

Durante la década de 1970, la manera en que tanto académicos como profesionales del rubro financiero pensaban en lo que a retornos promedio y riesgo de activos se refiere, estaba basada en el modelo CAPM<sup>3</sup>. La predicción central de este modelo es que el portafolio de mercado es eficiente en términos de media-varianza, lo que tiene dos implicancias principales:

1. La relación entre los retornos esperados de las acciones y su parámetro  $\beta$  de mercado sería una función lineal positiva;
2. El  $\beta$  de mercado es suficiente para explicar las diferencias en corte transversal de los retornos esperados entre acciones.

Black, Jensen y Scholes (1972) y Fama y Macbeth (1973), trabajando con los precios de acciones transadas en el NYSE desde el año 1926 a 1968, validaron el modelo CAPM al encontrar que existía una relación positiva entre el  $\beta$  de mercado de las acciones y su retorno promedio.

Pocos años después, académicos encontraron las primeras contradicciones empíricas con respecto a los hallazgos anteriormente mencionados, las que debilitaron el modelo CAPM. Ellos encontraron que variables que hasta el momento no habían tenido ninguna relevancia en la teoría de *Asset Pricing* mostraban una enorme capacidad para explicar diferencias en corte transversal de los retornos promedios de acciones<sup>4</sup>. Algunas de estas variables eran: el tamaño de la empresa, medida como la capitalización bursátil de la acción (“ME”)<sup>5</sup>; la razón valor libro a valor de mercado del patrimonio de la empresa (“BE/ME”)<sup>6</sup>; la razón utilidad a precio (“E/P”)<sup>7</sup>; y el nivel de endeudamiento (*leverage*). En la misma línea, Fama y French (1992), demostraron que la relación positiva entre el  $\beta$  de mercado y los retornos promedio en el NYSE desapareció para el periodo comprendido entre los años 1963 y 1990. De esta manera, los autores concluyeron que el modelo CAPM estaba incompleto. Variables como ME, BE/ME, E/P y *leverage* serían distintos

---

<sup>3</sup> CAPM: Capital Asset Pricing Model.

<sup>4</sup> Ver Banz (1981), Bhandari (1988), Basu (1983), y Rosemberg, Reid y Lanstein (1985)

<sup>5</sup> Del inglés *Market Equity*

<sup>6</sup> *Book Equity / Market Equity*

<sup>7</sup> *Earnings / Price*

indicadores para extraer información de los precios y explicar las diferencias en corte transversal en los retornos. Debido a que todas las variables tendrían implícitos los precios, era de esperarse que más de alguna fuera redundante. Fama y French (1993) concluyeron, en base a los precios correspondientes al periodo de 1963 a 1990, que dos de las variables, tamaño y ratio valor libro a valor de mercado del patrimonio, explicarían la variación en corte transversal entre los retornos promedio de las acciones asociada a las cuatro variables ya mencionadas. Durante su estudio, ambos autores se basaron en un enfoque de portafolio y en la metodología llevada a cabo por Fama y Macbeth (1973)<sup>8</sup>. Continuando con su investigación, Fama y French (1993), publicaron su famoso modelo de tres factores. Estos factores son el exceso de retorno del portafolio de mercado, la diferencia de retorno entre las acciones pequeñas y las grandes (“SMB”)<sup>9</sup> y los retornos de las acciones con un alto ratio valor libro a valor de mercado del patrimonio menos el retorno de acciones con bajo ratio (“HML”)<sup>10</sup>. La metodología utilizada fue el enfoque en series de tiempo de Black, Jensen y Scholes (1972)<sup>11</sup>. Los autores mostraron que al correr una regresión en series de tiempo de los retornos de portafolios de acciones (clasificados por tamaño y ratio valor libro a valor de mercado) contra los 3 factores, el intercepto sería igual a 0 (mientras que al correr la regresión contra SMB y HML el intercepto resultó ser significativamente distinto de 0). Así, concluyeron que: (1) El premio por riesgo de mercado no explicaría las diferencias *cross-section* en los retornos de las acciones pero sería importante para explicar por qué las acciones en promedio rentan más que los bonos de gobierno, y (2) los factores SMB y HML no explicarían la rentabilidad extra de las acciones por sobre los bonos de gobierno, pero sí serían explicativos de las diferencias en corte transversal de los retornos.

---

<sup>8</sup> Las regresiones FamaMacbeth (FM) es un método muy usado en *Asset Pricing* para estimar parámetros de modelos. El método estima los  $\beta$  de cualquier factor que se espere determine precios de activos. Funciona con múltiples activos a través del tiempo (datos de panel). Consiste básicamente en 2 etapas principales:

- 1) Determinar los  $\beta$  de cada portafolio a explicar con respecto a los factores de riesgo que se desea testear.
- 2) Regresar los retornos de los portafolios dependientes contra los  $\beta$  estimados en la primera etapa para cada periodo de tiempo.

<sup>9</sup> *Small minus big*.

<sup>10</sup> *High minus low*.

<sup>11</sup> Los retornos mensuales de las acciones son regresados contra el retorno del portafolio de mercado y portafolios replicantes de los factores de riesgo.

Detrás de estas dos características (tamaño y ratio valor libro a valor de mercado) que explicarían las diferencias *cross-section* de los retornos promedio entre las acciones del NYSE hay varias teorías, las que se pueden dividir en dos grupos: racionales e irracionales. Si la asignación de precios es racional, los resultados de Fama y French sugieren que el riesgo de las acciones tiene múltiples dimensiones. Una dimensión de este riesgo podría ser reemplazado por el tamaño y otra por el ratio valor libro a valor de mercado del patrimonio. El tamaño estaría relacionado con rentabilidad sobre los activos. Controlando por ratio BE/ME, las firmas pequeñas tenderían a tener menores utilidades sobre activos que las firmas grandes. A las firmas pequeñas les iría peor durante las recesiones. Producto de este mayor riesgo, el retorno exigido a las firmas pequeñas sería mayor, lo que se traduciría en un mayor retorno esperado. Un alto ratio valor libro a valor de mercado, significaría que el mercado juzga a la firma de manera negativa referente a sus prospectos de inversión, lo que se traduciría en un mayor retorno esperado (serían penalizadas con un mayor costo de capital) que firmas con prospectos sólidos. Por otra parte, podría ser que el ratio BE/ME simplemente capture una irracional reversión a la media. Altos ratios serían explicados por precios excesivamente bajos, que tendrían que subir para que el ratio retorne a sus niveles “normales”.

Jegadeesh y Titman (1993) mostraron que el comprar acciones que han tenido un buen desempeño en términos de retorno y vender acciones que se han desempeñado pobremente tiene un retorno positivo significativo si la posición se mantiene por períodos de entre 3 y 12 meses<sup>12</sup>. Este efecto es el denominado “momentum” (“MOM”). La estrategia de inversión que examinaron con mayor detalle consistió en seleccionar acciones en base a su retorno en los últimos 6 meses y mantener la posición durante 6 meses. El exceso de retorno anual compuesto de esta estrategia fue de 12.01% en promedio. Los *tests* realizados sugieren que este exceso de retorno no sería explicado por el riesgo sistemático (o riesgo de mercado) de las acciones en el portafolio. Una interpretación de este resultado es que las transacciones de inversionistas que compran acciones “ganadoras” y venden

---

<sup>12</sup> Se consideraron los precios de 1965 a 1989 de las acciones presentes en el NYSE y el AMEX.

“perdedoras”, mueven los precios fuera de sus valores fundamentales, causando una sobre reacción en los precios.

En 1997, por otra parte, Fama y French mostraron que las acciones del tipo *Value*, es decir, acciones con un alto ratio BE/ME, tienden a tener mayores retornos que las acciones de la clase *Growth* (bajo BE/ME) alrededor del mundo. Desde 1975 a 1995, la diferencia entre los retornos promedio entre acciones con alto BE/ME y bajo BE/ME sería de 7.60% anual, y las acciones *Value* tendrían un rendimiento significativamente mayor que las *Growth* en 12 de los 13 mercados desarrollados estudiados.

En Chile, a diferencia del mundo desarrollado y en especial Estados Unidos, no existe mucha literatura respecto a qué factores serían determinantes en explicar los retornos de las acciones. Marshall y Walker (2000), mediante el uso de índices agregados y quintiles por tamaño, concluyeron que el efecto tamaño no sería del todo claro. Posteriormente, los mismos autores, en el año 2002, trabajando con retornos semanales (desde 1990 al año 2000) y analizando portafolios construidos según tamaño de las firmas y volúmenes transados de las acciones determinaron la existencia de un efecto liquidez y en menor medida, de un efecto tamaño<sup>13</sup>. Justiniano (2007), mediante un enfoque de portafolios y *tests* paramétricos, muestra que entre los años 1989 y 2006, las acciones de baja capitalización han rendido más que las grandes. Por otro lado, autores como Fuentes, Gregoire y Zurita (2005) han probado otros factores del tipo macroeconómico tales como crecimiento, precio del cobre, precio del petróleo e inflación en el contexto de un modelo APT<sup>14</sup>. En resumen, aún no existen evidencias concluyentes en relación a qué factores explicarían las diferencias en corte transversal en los retornos de las acciones chilenas. Hay pocas publicaciones y no se ha explorado muchas metodologías.

Este estudio se basará principalmente en los trabajos de Fama y French (cuyas metodologías, que son un referente en el mundo del *Asset Pricing* aún no se

---

<sup>13</sup> Aunque los resultados no serían del todo robustos.

<sup>14</sup> Modelo desarrollado por Ross (1976) basado en no arbitraje.

han aplicado al mercado chileno) para proceder a analizar la relevancia de los factores tamaño, ratio valor libro a valor de mercado del patrimonio, momentum y premio por riesgo de mercado en los retornos accionarios chilenos. Se buscará validar la evidencia internacional en un mercado que tiene particularidades diferentes a los países desarrollados para los que se poseen estudios más profundos, donde los activos son más líquidos, existe más y mejor información y agentes como los institucionales no representan una proporción tan importante de la demanda por títulos accionarios como sucede en Chile.

## Capítulo 2

### Datos y consideraciones

Para efectos de este estudio se considerarán todas las firmas que hayan transado<sup>15</sup> en la Bolsa de Comercio de Santiago desde enero de 1992 a junio de 2006, cuya información bursátil y contable esté registrada en las bases de datos de Economática o la Bolsa de Comercio de Santiago. Se trabajará con series de retornos<sup>16</sup> totales, es decir, retornos ajustados y corregidos por variaciones de capital y dividendos pagados. En la muestra, se tiene un total de 261 acciones, lo que se traduce en 845,607 observaciones. Por otro lado, 33 de las acciones existentes en 1992 no están presentes en la base de datos en el año 2006.

#### Liquidez del mercado chileno

Debido a la poca profundidad del mercado chileno, fue necesario seleccionar una submuestra de acciones a analizar. Si una acción no se transa en mucho tiempo, su precio podría no reflejar el verdadero valor de la firma<sup>17</sup>. Luego, al transarse, podría haber saltos demasiado grandes en los precios produciéndose retornos que alterarían los resultados.

Como se puede apreciar en la tabla 2.1, en el mercado chileno hay un fuerte problema de liquidez. Algunas acciones pueden pasar más de un año sin transarse. Debido a esto, se conservó en la muestra a las 80 acciones con mayor presencia bursátil<sup>18</sup> cada periodo<sup>19</sup>. El resto no se consideró. De esta forma, se logró que la

---

<sup>15</sup> La importancia de esto es que evita que exista un problema de selección en el muestreo (sesgo de sobrevivencia). Si se dejara fuera de la muestra a las acciones que ya no transan, probablemente se estaría sobreestimando los retornos. Las acciones que “murieron”, en muchos casos lo hicieron por haber tenido un mal desempeño, lo que se traduciría en bajos retornos.

<sup>16</sup> En todo este estudio se trabajó con retornos logarítmicos, es decir, asumiendo composición continua:  $R_t = \ln(P_t/P_{t-1})$

<sup>17</sup> Los retornos se ven sesgados hacia cero.

<sup>18</sup> Se considera que una acción está “presente” un día si fue transada durante ese día.

<sup>19</sup> Los periodos se definirán más adelante.

acción menos transada cada periodo, al menos fuera transada una vez por periodo, permitiendo que su precio fuera corregido por el mercado llevándolo a un valor más cercano al fundamental. Las acciones de la submuestra, representan en promedio un 84% del *market cap* de la Bolsa en los periodos considerados.

Tabla 2.1: Acciones sin presencia bursátil por año

Año	Total acciones en la muestra	Acciones no transadas	Acciones sin presencia (%)
1992	190	39	20.5
1993	208	36	17.3
1994	213	31	14.6
1995	220	32	14.5
1996	232	31	13.4
1997	235	30	12.8
1998	236	24	10.2
1999	236	28	11.9
2000	234	22	9.4
2001	231	23	10.0
2002	224	23	10.3
2003	219	21	9.6
2004	212	13	6.1
2005	211	8	3.8
2006	210	1	0.5

Tabla 2.2: Acción menos transada por año (considerando 80 más transadas)

Ticker acción	Año	Días transados (%)
carville	1992	7.6
pucobre_d	1993	24.5
nortegran	1994	35.0
santarita	1995	49.6
bajodemena	1996	45.4
tattersall	1997	34.5
luzyfza	1998	11.9
ingsalud	1999	36.0
emec	2000	4.6
mainstream	2001	5.4
smchile_a	2002	21.1
prevision	2003	4.6
ctcmundo	2004	26.0
smunimarc	2005	31.5
naviera	2006	30.4



## Periodos

La definición de los periodos es importante debido a que tanto los portafolios<sup>20</sup> como la submuestra de 80 acciones deben rebalancearse al comienzo de éstos. Si bien Fama y French trabajaron con periodos anuales, en esta tesis, se trabajó con periodos de 3 meses. La diferencia se debe a que el modelo que se desea testear considera el factor MOM, el que en Chile, según lo investigado en este trabajo, tiende a darse de manera más potente durante periodos cortos de tiempo<sup>21</sup>.

Como ya se ha mencionado, en cada periodo se consideró una submuestra de acciones. Las acciones consideradas en el periodo  $t$  fueron las 80 acciones con mayor presencia bursátil en el periodo  $t - 1$ .

## BE/ME, ME y MOM

Para asegurar que la data de los estados financieros fuera conocida por el mercado antes que los retornos que supuestamente explicarían, se asoció al periodo  $t$  el promedio de los ratios BE/ME diarios del último mes del periodo  $t - 2$ . Esto equivale a una ventana de 3 meses entre que se conoce la información hasta que ésta tiene implicancias.

Por otro lado, se asoció al periodo  $t$  la capitalización bursátil promedio del último mes del periodo  $t - 1$ .

La asignación del momentum se realizó de la siguiente manera: cada periodo, se clasificó a las acciones en 2 grupos de acuerdo a su rentabilidad. Las más rentables y las menos rentables. Se consideró que una acción lleva momentum en el periodo  $t$  si fue de las más rentables en el periodo  $t - 1$ .

---

<sup>20</sup> Fama y French trabajaron utilizando un enfoque de portafolios para replicar los factores de riesgo (*"mimicking portfolios"*). La construcción y relevancia de estos portafolios se explicará más adelante.

<sup>21</sup> En el anexo nº1 se presentan los excesos de retorno para portafolios rebalanceados trimestral y anualmente conformados a partir de momentum. Claramente en el caso anual el efecto no se manifiesta como en el caso trimestral.

## Construcción de los portafolios

La metodología desarrollada por Fama y French se basa en un enfoque de portafolios para construir series de retornos mensuales a explicar y series de retornos explicativos. Los retornos explicativos incluyen el retorno del mercado chileno, así como los retornos de portafolios replicantes de los factores tamaño, ratio valor libro a valor de mercado y momentum. Los retornos a explicar son los de 8 portafolios construidos en base a los 3 factores recién mencionados.

### **Portafolios a explicar (dependientes)**

Para la construcción de la serie de retornos mensuales de estos portafolios se utilizó la asignación señalada en los párrafos anteriores. La mecánica que se explicará a continuación se desarrolló para cada periodo: Primero, se separaron las acciones en 2 grupos de acuerdo a su tamaño ME, las pequeñas (“S”) y las grandes (“B”). A continuación, los 2 grupos fueron divididos en 2 grupos de acuerdo a su ratio BE/ME, las de bajo ratio y las de alto ratio. Finalmente, cada uno de los 4 portafolios anteriores fue dividido en 2 grupos según momentum (bajo y alto). Así, se generaron 8 portafolios. Los retornos de cada serie fueron ponderados de acuerdo a la capitalización de las acciones dentro de cada portafolio. Es importante notar que las acciones pueden ir cambiando de grupo y clasificación en cada periodo<sup>22</sup>.

En su publicación de 1993, Fama y French trabajaron con 25 portafolios dependientes. Esto fue posible debido a que en el NYSE, AMEX y NASDAQ no se tiene el problema de liquidez descrito a comienzos de este capítulo. El hecho de tener que trabajar con 80 acciones no permite formar muchos portafolios, puesto a que tal

---

<sup>22</sup> Esta forma de armar los portafolios dependientes difiere levemente de la técnica usada por Fama y French. Una forma más en línea de lo realizado por ellos hubiese sido la siguiente: cada periodo dividir las acciones en 2 grupos de tamaño (“S” y “B”). A su vez, dividir todas las acciones en 2 grupos según su ratio BE/ME (“L” y “H”) y en 2 grupos según momentum (“LM” y “HM”). Usando estas clasificaciones, construir series de retornos mensuales ponderados para 8 portafolios a partir de las intersecciones de los grupos (S/L/LM, S/L/HM, S/H/LM, S/H/HM, B/L/LM, B/L/HM, B/H/LM y B/H/HM). Se descartó esta forma de construir los portafolios debido a que en algunos periodos se producían portafolios con muy pocas acciones, lo que tal y como se comentará con mayor detalle más adelante, produce sesgos en los estimadores de las regresiones. De hecho, el portafolio B/H/LM, tendría un promedio de 6.2 acciones, incluso llegando a estar conformado por 4 acciones en algunos periodos. En el anexo n°2 se muestra el número de acciones promedio que hubiese entrado en cada portafolio.

y como se demostrará más adelante, lo ideal es que cada portafolio tenga al menos 8 acciones de manera de poder diversificar el riesgo no sistemático. Esto se logra con la división explicada en el párrafo anterior. Para formar más portafolios dependientes habría que desagregar cualquiera de las características de agrupación (tamaño, ratio o momentum) en 3 grupos, generándose 12 portafolios con alrededor de 6 acciones cada uno ( $80/12 = 6.7$ ), lo que sería insuficiente para el objetivo de diversificar.

A continuación, se presenta información descriptiva de los 8 portafolios conformados. En la tabla 2.6, se puede apreciar la relevancia del rebalanceo trimestral. En promedio, menos del 40% de los portafolios se repite en el periodo siguiente.

Tabla 2.3: ME promedio de cada portafolio (en millones de \$)

Low MOM			High MOM		
ME	BE/ME		ME	BE/ME	
	Low	High		Low	High
Small	89,300	69,200	Small	92,600	70,900
Big	658,000	670,000	Big	713,000	694,000

Tabla 2.4: BE/ME promedio de cada portafolio

Low MOM			High MOM		
ME	BE/ME		ME	BE/ME	
	Low	High		Low	High
Small	0.53	1.91	Small	0.54	1.84
Big	0.38	0.91	Big	0.39	0.97

Tabla 2.5: Número de acciones promedio en cada portafolio por periodo

Low MOM			High MOM		
ME	BE/ME		ME	BE/ME	
	Low	High		Low	High
Small	10.6	9.2	Small	10.0	8.5
Big	10.1	9.0	Big	9.5	8.5

Tabla 2.6: % promedio de acciones de cada portafolio que no cambian entre periodos

Low MOM			High MOM		
ME	BE/ME		ME	BE/ME	
	Low	High		Low	High
Small	35.77	36.39	Small	36.23	30.47
Big	38.36	41.57	Big	43.16	34.29

### Portafolios explicativos (independientes)

#### SMB y HML

Estos factores fueron construidos de la misma manera que lo hicieron Fama y French. Al igual que en el caso de los portafolios dependientes, cada periodo se dividió a las acciones en 2 grupos de acuerdo a su tamaño. Al mismo tiempo, se separó a las firmas en 3 grupos según su ratio BE/ME (“L”, “M” y “H”). Con esta clasificación se pudo construir series de retornos ponderados por capitalización bursátil para 6 portafolios (a partir de las intersecciones: S/L, S/M, S/H, B/L, B/M, y B/H). El factor SMB se armó tomando el retorno promedio simple de las series de los portafolios S/L, S/M y S/H, menos el promedio simple de los portafolios B/L, B/M y B/H. Asimismo, el factor HML nació del promedio simple de los retornos S/H y B/H, menos el promedio simple de S/L con B/L.

#### MOM

Luego de clasificar a las acciones de acuerdo a 2 grupos de momentum en cada periodo, este factor se armó simplemente mediante la resta del promedio ponderado por capitalización de las acciones con alto momentum, con el promedio ponderado de las acciones con bajo momentum.

## Factor de mercado chileno

Cada mes se calculó el retorno de mercado a partir del retorno promedio ponderado por capitalización bursátil de todas las acciones en la submuestra y se le restó la tasa libre de riesgo chilena. Como proxy de la tasa libre de riesgo se utilizó la Tasa de Política Monetaria del Banco Central de Chile<sup>23</sup>.

En la tabla 2.7 se muestran estadísticas descriptivas de las series mensuales correspondientes a los factores construidos. Los excesos de retornos están expresados como porcentaje (mensuales).

Tabla 2.7: Descripción de los factores (% mensual)

factor	media	desviación estándar	mínimo	máximo
SMB	0.522	3.556	-8.50	17.59
HML	0.907	4.596	-8.80	34.99
MOM	0.520	3.388	-8.32	11.06
Mcdo chileno	0.525	5.962	-30.12	18.38

La matriz de correlaciones de los factores se presenta en la tabla 2.8. Idealmente, para favorecer a los *tests* y al modelo, sería deseable que los factores SMB, HML y MOM, fueran lo más ortogonales posibles entre sí (poco correlacionados). La correlación entre SMB y HML es la más alta, pero como se verá

---

<sup>23</sup> Es importante mencionar que esta tasa se nominalizó sólo a partir del 7 de agosto de 2001. Anteriormente se fijaba una tasa real (desde mayo de 1995). Para meses anteriores a mayo de 1995, se consideró la tasa de los PRBC a 90 días (pagarés en UF). Las tasas en UF fueron nominalizadas corrigiendo de acuerdo a la variación observada del IPC (inflación ex – post), lo que es consistente si se asume la existencia de Expectativas Racionales. Por otro lado, también se probó corregir de acuerdo a lo que podrían haber sido las expectativas de inflación para cada mes (inflación ex – ante), utilizando un modelo simple basado en un vector autorregresivo. En el VAR, se consideraron 6 rezagos de la variación del IPC, la variación del IMACEC y la variación del M1. La comparación entre la inflación ex – ante y la ex – post se presenta en el anexo n°3. Los resultados y conclusiones de esta tesis terminaron siendo prácticamente los mismos tanto en el caso en que se consideró la inflación observada, como en el caso de la estimación, por lo que se desechó la estimación (ver anexo n°7). Por otro lado, la nominalización de la tasa no afecta significativamente el poder explicativo del factor de mercado ni altera mayormente los resultados. Esto se muestra en el anexo n°4, donde se compara la regresión *pooled* del modelo de 4 factores con una regresión donde se controla la nominalización mediante una *dummy*.

más adelante, esto no es problema<sup>24</sup>. Tanto SMB como HML explican distintas componentes de los retornos accionarios.

Tabla 2.8: Correlación entre factores

	SMB	HML	MOM	mercado
SMB	1			
HML	0.5980*	1		
MOM	-0.0107	-0.0304	1	
mercado	-0.0642	0.1316	-0.1060	1

\* significativo al 5%.

<sup>24</sup> Se llevaron a cabo los cálculos construyendo los factores SMB y HML dividiendo las acciones en 3 portafolios iniciales según tamaño, de manera generar mayor varianza en el factor SMB y disminuir la correlación entre SMB y HML. Los resultados fueron prácticamente los mismos. No se consideró este mecanismo debido a que las intersecciones de los 6 portafolios iniciales (3 de la segregación según tamaño y 3 según ratio valor libro a valor de mercado del patrimonio) producen portafolios con muy pocas acciones, que diversifican peor el riesgo no sistemático que la mecánica desarrollada por Fama y French (1993). Los resultados se pueden apreciar en el anexo n°8.

# Capítulo 3

## Metodología

### 3.1. Regresiones Fama – Macbeth

En 1973, Fama y Macbeth desarrollaron una metodología de regresiones en corte transversal. Éste se ha vuelto sumamente utilizado en finanzas desde ese entonces para probar modelos de factores y su capacidad de explicar las diferencias en corte transversal de los retornos entre acciones. La idea es básicamente la siguiente:

1. Encontrar una característica propia de las acciones que se piensa pueda estar asociada con los retornos, para luego agrupar las acciones en portafolios según esta característica.
2. Calcular betas para cada portafolio y chequear si la diferencia promedio en los retornos se explica por las diferencias en los betas.

Algunas de las bondades de la metodología son:

1. Permite eliminar la varianza individual (riesgo no sistemático de las acciones individuales).
2. Las series de tiempo pueden ser cortas para una acción.
3. Se maximiza la varianza de los factores, lo que se traduce en un mayor poder de los *tests*.
4. La interpretación de los resultados es directa, ya que las regresiones se realizan sólo en base a retornos.

A continuación, se detallan los pasos a seguir para llevar a cabo las regresiones Fama – Macbeth (FM).

Primeramente, es necesario calcular los betas o “loadings” asociados a cada factor de riesgo<sup>25</sup>. Estos betas representan la sensibilidad a los factores o premios por riesgo. La estimación se realiza corriendo regresiones móviles para cada mes  $t$  en series de tiempo. Típicamente, las regresiones utilizan 5 años de datos, es decir,  $i = 60$  retornos. Los betas se estiman de ecuaciones de la forma:

$$\begin{bmatrix} Z_{j,t-i} \\ \vdots \\ Z_{j,t} \end{bmatrix} = \beta_{0jt} \ell_{[ix1]} + \sum_{k=1}^K \beta_{kjt} \begin{bmatrix} X_{k,t-i} \\ \vdots \\ X_{k,t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{j,t-i} \\ \vdots \\ \varepsilon_{j,t} \end{bmatrix} \quad (3.1.1)$$

Donde:

$\ell$  es un vector de unos y  $K$  es el número de factores en el modelo.

$j = 1, \dots, J$ ; siendo  $J$  el número de portafolios dependientes.

$Z$  son excesos de retornos y  $X$  los factores.

$t = i + 1, \dots, T$ ; con  $T$  el número de meses en la muestra.

Una vez ya computados los betas asociados a cada factor, se procede a correr  $T - i$  regresiones en corte transversal para cada mes de los excesos de retornos de los portafolios dependientes contra los betas asociados a cada portafolio para cada factor:

$$\begin{bmatrix} Z_{1,t} \\ \vdots \\ Z_{J,t} \end{bmatrix} = \gamma_{0t} \ell_{[Jx1]} + \sum_{k=1}^K \gamma_{kt} \begin{bmatrix} \beta_{k1t} \\ \vdots \\ \beta_{kJt} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \eta_{1,t} \\ \vdots \\ \eta_{J,t} \end{bmatrix} \quad (3.1.2)$$

Donde:

$\ell$  es un vector de unos y  $J$  el número de portafolios dependientes.

$Z$  son excesos de retornos y los  $\beta$ 's los *loadings*.

$t = i + 1, \dots, T$ ; con  $T$  el número de meses en la muestra.

---

<sup>25</sup> Esto implica regresar los excesos de retorno de cada portafolio dependiente contra todos los factores al mismo tiempo.



Finalmente, las series de  $\hat{\gamma}_{0t}$  y  $\hat{\gamma}_{kt}$  ( $\forall k$ ) son analizadas. Definiendo  $\gamma_0 = E(\gamma_{0t})$  y  $\gamma_k = E(\gamma_{kt})$ , si el modelo de factores es apropiado para describir las diferencias en corte transversal de los retornos de las acciones, entonces  $\gamma_0 = 0$  y  $\gamma_k > 0$  (el factor tiene premio por riesgo asociado). Bajo el supuesto que los retornos son normales e i.i.d. (independientes idénticamente distribuidos), los  $\gamma$ 's también serán normales e i.i.d. De esta forma, los  $\gamma$ 's pueden ser testeados mediante el conocido *t-test*. Si se define  $w(\hat{\gamma}_k)$  como el estadístico t, se tiene:

$$w(\hat{\gamma}_k) = \frac{\hat{\gamma}_k}{\hat{\sigma}_{\gamma_k}} \quad (3.1.3)$$

Donde:

$$\hat{\gamma}_k = \frac{1}{T-i} \sum_{t=T-i}^T \hat{\gamma}_{kt} \quad (3.1.4)$$

y

$$\hat{\sigma}_{\gamma_k}^2 = \frac{1}{(T-i)(T-i-1)} \sum_{t=T-i}^T (\hat{\gamma}_{kt} - \hat{\gamma}_k)^2 \quad (3.1.5)$$

El estadístico  $w(\hat{\gamma}_k) \sim t_{T-i-1}$  (se distribuye t – Student) y es asintóticamente normal.

Si bien el enfoque mediante regresiones del tipo Fama – Macbeth es la forma clásica de testear modelos en corte transversal, ésta tiene algunos problemas. Primero, los betas son medidos con error, lo que produce un sesgo en los coeficientes de la segunda regresión. Miller, Merton y Scholes (1972) diagnosticaron el problema: si se regresan los retornos promedio de acciones versus sus betas de mercado, se encuentra una alta dispersión (la pendiente de la línea es plana). Debido a esto, Fama y Macbeth (1993) y Black, Jensen y Scholes (1972) introdujeron un enfoque de portafolios. Como los portafolios tienen menor varianza residual, los betas están mejor medidos. Los betas de portafolios son más estables que los betas de acciones individuales (que cambian según el tamaño de la firma, su nivel de

endeudamiento y riesgo del negocio), lo que hace que puedan medirse con mayor precisión.

Otro argumento en pos del uso de portafolios es el hecho que los retornos de acciones individuales son demasiado volátiles. No se puede rechazar la hipótesis que todos los retornos promedio de acciones son iguales. De hecho, la volatilidad promedio de las acciones en la submuestra de 80 acciones más transadas por periodo es de 37.9%. La volatilidad de las 40 acciones más transadas es de 37.8% en promedio. Al agrupar las acciones de acuerdo a características comunes, se logra reducir la volatilidad, lo que hace posible ver diferencias en los retornos. En la tabla 3.1 se presenta la volatilidad promedio de portafolios de distintos tamaños agrupados según ME. En la figura 3.1, se puede apreciar la rápida diversificación del riesgo no sistemático de las acciones en la submuestra (con 10 acciones se logra diversificar alrededor de un 81.3% del riesgo no sistemático en promedio<sup>26</sup>). La volatilidad del mercado es de 20.5% mientras que la volatilidad del índice IPSA<sup>27</sup> es de 21.5%.

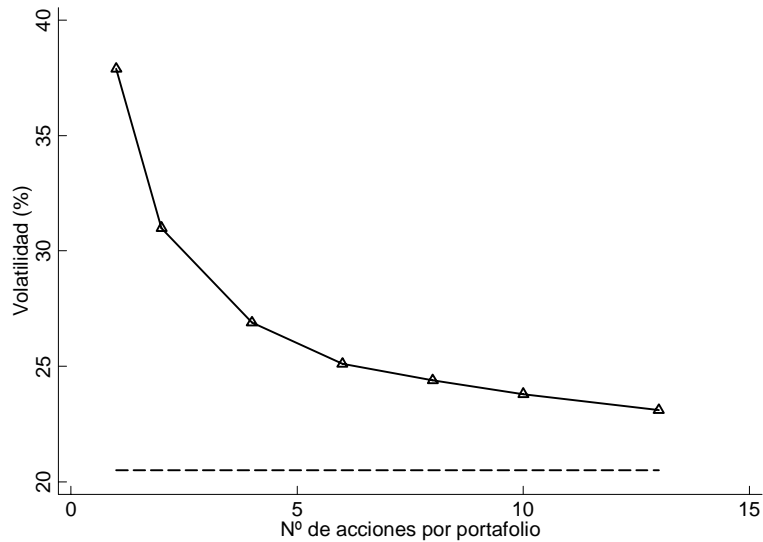
Tabla 3.1: Volatilidad promedio de portafolios agrupados según tamaño

nº de acciones en portafolio	volatilidad promedio portafolios (%)
1	37.9
2	31.0
4	26.9
6	25.1
8	24.4
10	23.8
13	23.1

<sup>26</sup> Se consideró como riesgo no sistemático promedio la diferencia entre la volatilidad promedio de las acciones en la submuestra y la volatilidad del mercado.

<sup>27</sup> Índice que considera las 40 acciones más transadas en el mercado chileno.

Figura 3.1: Diversificación de riesgo en el mercado chileno



Un último argumento a favor del enfoque de portafolios es el que menciona Cochrane en su libro “Asset Pricing”: el uso de portafolios tiene sentido por el hecho de replicar lo que los inversionistas hacen en la práctica, más que basarse en *tests* estadísticos. De esta manera, los resultados sirven como referencia a los agentes en el mercado.

Un segundo enfoque para abordar la problemática de errores en variables fue desarrollado por Litzenberger y Ramaswamy (1979) y refinado por Shanken (1992b). La solución consiste en explícitamente ajustar los errores estándares para corregir por los sesgos introducidos por la mala medición de los betas. Shanken sugiere multiplicar  $\hat{\sigma}_{\gamma_k}$  en (3.1.5) por un factor de ajuste<sup>28</sup>.

<sup>28</sup> En notación matricial, usando Mínimos Cuadrados Ordinarios,  $\sigma^2(\hat{\gamma}) = \frac{1}{T}(\beta' \beta)^{-1} \beta' \Sigma \beta (\beta' \beta)^{-1}$ . Shanken propone una corrección que multiplica la expresión anterior por  $(\mathbf{1} + \gamma' \Sigma_X^{-1} \gamma)$  y le suma  $\Sigma_X$  (la matriz de varianzas – covarianzas de los factores). De esta forma  $\sigma^2(\hat{\gamma}) = \frac{1}{T} [(\beta' \beta)^{-1} \beta' \Sigma \beta (\beta' \beta)^{-1} (\mathbf{1} + \gamma' \Sigma_X^{-1} \gamma) + \Sigma_X]$ .

En esta tesis, para abordar el problema de la medición de los betas, se utilizó el enfoque portafolios de Fama y French, por las bondades anteriormente descritas y porque es el clásico *approach* utilizado en finanzas.

### 3.2. *Seemingly Unrelated Regressions* (Regresiones SUR)

Si bien en esta tesis el eje central gira en torno al análisis de los retornos *cross – section* de los retornos accionarios chilenos, se realizaron estimaciones en series de tiempo de manera de complementar el análisis.

Fama y French (1993), utilizaron el enfoque de series de tiempo de Black, Jensen y Scholes. Los retornos mensuales de cada portafolio por separado fueron regresados contra el retorno del portafolio de mercado y portafolios replicantes de los factores de riesgo usando regresiones simples. Mediante el uso de las regresiones SUR, se puede estimar las mismas ecuaciones de manera conjunta, considerando el problema correlación de los errores a través de los portafolios. De esta manera se puede corregir la significancia de los coeficientes. El hecho que el retorno de un portafolio exceda al retorno libre de riesgo por una cantidad determinada entrega algo de información sobre el exceso de retorno de al menos uno de los portafolios restantes.

El modelo SUR se define como:

$$\mathbf{Z}_i = \mathbf{X}_i \boldsymbol{\beta}_i + \boldsymbol{\varepsilon}_i, \quad i=1, \dots, M \text{ (número de portafolios)}^{29} \quad (3.2.1)$$

Se tiene M ecuaciones y T observaciones en la muestra para su estimación.

$$\boldsymbol{\varepsilon} = [\boldsymbol{\varepsilon}'_1, \boldsymbol{\varepsilon}'_2, \dots, \boldsymbol{\varepsilon}'_M]; \quad E[\boldsymbol{\varepsilon} / \mathbf{X}_1, \mathbf{X}_2, \dots, \mathbf{X}_M] = \mathbf{0};$$

$$E[\boldsymbol{\varepsilon} \boldsymbol{\varepsilon}' / \mathbf{X}_1, \mathbf{X}_2, \dots, \mathbf{X}_M] = \boldsymbol{\Omega}$$

---

<sup>29</sup> Las negritas denotan una matriz o vector.

Si se asume que los errores no están correlacionados a través de las observaciones, es decir:

$$E[\varepsilon_{it} \varepsilon_{js} / \mathbf{X}_1, \mathbf{X}_2, \dots, \mathbf{X}_M] = \sigma_{ij}, \text{ si } t = s \text{ y } 0 \text{ en cualquier otro caso.}$$

Entonces,

$$E[\boldsymbol{\varepsilon} \boldsymbol{\varepsilon}' / \mathbf{X}_1, \mathbf{X}_2, \dots, \mathbf{X}_M] = \boldsymbol{\Omega} = \begin{bmatrix} \sigma_{11} \mathbf{I} & \sigma_{12} \mathbf{I} & \cdots & \sigma_{1M} \mathbf{I} \\ \sigma_{21} \mathbf{I} & \sigma_{22} \mathbf{I} & \cdots & \sigma_{2M} \mathbf{I} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{M1} \mathbf{I} & \sigma_{M2} \mathbf{I} & \cdots & \sigma_{MM} \mathbf{I} \end{bmatrix} \quad (3.2.2)$$

Cada ecuación por separado es una regresión clásica. Los parámetros podrían estimarse consistentemente (si no eficientemente), ecuación por ecuación, mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios (OLS).

La regresión generalizada se aplica al modelo en conjunto:

$$\begin{bmatrix} \mathbf{Z}_1 \\ \mathbf{Z}_2 \\ \vdots \\ \mathbf{Z}_M \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbf{X}_1 & \mathbf{0} & \cdots & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{X}_2 & \cdots & \mathbf{0} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \cdots & \mathbf{X}_M \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \boldsymbol{\beta}_1 \\ \boldsymbol{\beta}_2 \\ \vdots \\ \boldsymbol{\beta}_M \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \boldsymbol{\varepsilon}_1 \\ \boldsymbol{\varepsilon}_2 \\ \vdots \\ \boldsymbol{\varepsilon}_M \end{bmatrix} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon} \quad (3.2.3)$$

Por lo que el estimador eficiente es el de Mínimos Cuadrados Generalizados (GLS). Para la observación  $t$  – ésima, la matriz de varianzas – covarianzas (de  $M \times M$ ) de los errores es:

$$\boldsymbol{\Sigma} = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} & \cdots & \sigma_{1M} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} & \cdots & \sigma_{2M} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{M1} & \sigma_{M2} & \cdots & \sigma_{MM} \end{bmatrix} \quad (3.2.4)$$

Por lo que (3.2.2),

$$\mathbf{\Omega} = \mathbf{\Sigma} \otimes \mathbf{I}$$

y

$$\mathbf{\Omega}^{-1} = \mathbf{\Sigma}^{-1} \otimes \mathbf{I} \quad (3.2.5)$$

Denotando al  $ij$  – ésimo elemento de  $\mathbf{\Sigma}^{-1}$  por  $\sigma^{ij}$ , se encuentra que el estimador según GLS es:

$$\hat{\boldsymbol{\beta}} = [\mathbf{X}'\mathbf{\Omega}^{-1}\mathbf{X}]^{-1} \mathbf{X}'\mathbf{\Omega}^{-1}\mathbf{Z} = [\mathbf{X}'(\mathbf{\Sigma}^{-1} \otimes \mathbf{I})\mathbf{X}]^{-1} \mathbf{X}'(\mathbf{\Sigma}^{-1} \otimes \mathbf{I})\mathbf{Z}$$

Expandiendo los Productos Kronecker:

$$\hat{\boldsymbol{\beta}} = \begin{bmatrix} \sigma^{11} \mathbf{X}'_1 \mathbf{X}_1 & \sigma^{12} \mathbf{X}'_1 \mathbf{X}_2 & \cdots & \sigma^{1M} \mathbf{X}'_1 \mathbf{X}_M \\ \sigma^{21} \mathbf{X}'_2 \mathbf{X}_1 & \sigma^{22} \mathbf{X}'_2 \mathbf{X}_2 & \cdots & \sigma^{2M} \mathbf{X}'_2 \mathbf{X}_M \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma^{M1} \mathbf{X}'_M \mathbf{X}_1 & \sigma^{M2} \mathbf{X}'_M \mathbf{X}_2 & \cdots & \sigma^{MM} \mathbf{X}'_M \mathbf{X}_M \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \sum_{j=1}^M \sigma^{1j} \mathbf{X}'_1 \mathbf{y}_j \\ \sum_{j=1}^M \sigma^{2j} \mathbf{X}'_2 \mathbf{y}_j \\ \vdots \\ \sum_{j=1}^M \sigma^{Mj} \mathbf{X}'_M \mathbf{y}_j \end{bmatrix} \quad (3.2.6)$$

En el modelo de esta tesis, en todas las ecuaciones los regresores son idénticos (los factores son los mismos para cada portafolio). En casos como éste, el estimador según GLS es igual al estimador OLS. De esta forma, los coeficientes asociados a los factores de la regresión SUR serán equivalentes a los que se obtendrían mediante el enfoque de Black, Jensen y Scholes. Lo que cambia es la significancia de las variables en el modelo, las que siendo más fidedignas, permiten una mejor interpretación de los resultados.

(3.2.6) queda:

$$\hat{\boldsymbol{\beta}} = \begin{bmatrix} \sigma_{11}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} & \sigma_{12}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} & \cdots & \sigma_{1M}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \\ \sigma_{21}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} & \sigma_{22}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} & \cdots & \sigma_{2M}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{M1}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} & \sigma_{M2}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} & \cdots & \sigma_{MM}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} (\mathbf{X}'\mathbf{X})\sum_{l=1}^M \sigma^{1l} \mathbf{b}_l \\ (\mathbf{X}'\mathbf{X})\sum_{l=1}^M \sigma^{2l} \mathbf{b}_l \\ \vdots \\ (\mathbf{X}'\mathbf{X})\sum_{l=1}^M \sigma^{Ml} \mathbf{b}_l \end{bmatrix} \quad (3.2.7)$$

La matriz de Covarianzas asintótica de  $\hat{\boldsymbol{\beta}}$  se estima:

$$\text{Est.Asy.Cov}[\hat{\boldsymbol{\beta}}_i, \hat{\boldsymbol{\beta}}_j] = \hat{\sigma}_{ij} (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}, \quad i, j = 1, \dots, M, \text{ donde } \hat{\Sigma}_{ij} = \hat{\sigma}_{ij} = \frac{1}{T} \mathbf{e}_i' \mathbf{e}_j.$$

# Capítulo 4

## Tests al modelo CAPM

En esta sección, se muestra cómo el modelo CAPM no es capaz de explicar las diferencias de retorno en corte transversal de las acciones en el mercado chileno. Para esto, se presentan algunos resultados informales y regresiones FM.

Portafolios agrupados por tamaño (ME) y ratio valor libro a valor de mercado (BE/ME)

Se generaron 9 portafolios dependientes<sup>30</sup>. Se separaron las 80 acciones en 3 grupos según su tamaño: pequeñas, medianas y grandes. Luego cada grupo se dividió en 3 grupos según su ratio BE/ME, de menor a mayor ratio. Los portafolios se rebalancearon anualmente<sup>31</sup>. Primeramente, se procedió a correr la primera etapa de las regresiones FM, es decir, se estimaron 108 regresiones<sup>32</sup> (ecuación 3.1.1) considerando como único factor al premio por riesgo del mercado chileno.

El promedio del exceso de retorno versus el beta de mercado promedio correspondientes a cada portafolio se presenta en la figura 4.1. Si el modelo CAPM se cumpliera, entonces la pendiente de la línea punteada debería ser positiva. Contrario a eso, la pendiente de la recta que pasa entre los puntos es prácticamente plana (0.0022). Más formalmente, el *test* – *t* realizado a los coeficientes de las regresiones FM asociados al beta de mercado entregan el mismo resultado que el gráfico. El  $\gamma_{Mcd}$ , proveniente de la ecuación 3.1.2 (para cada *t*) no es significativo

---

<sup>30</sup> Información descriptiva de estos portafolios se adjunta en el anexo n°5.

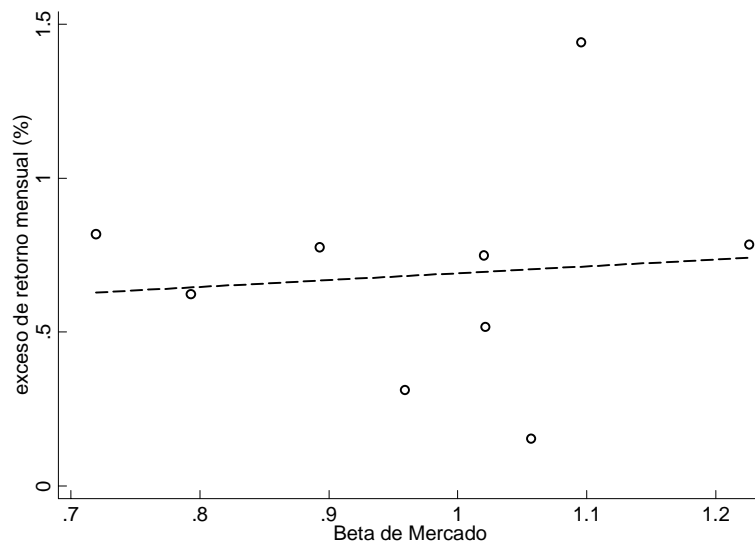
<sup>31</sup> Periodos de julio a junio.

<sup>32</sup> La información desde julio de 1991 a junio de 1992 se pierde debido a que se ocupa para asociar el factor tamaño al primer periodo (de julio de 1992 a junio de 1993). 60 meses se pierden en a primera regresión en series de tiempo (para calcular los betas). Así, si se considera que se posee datos hasta junio de 2006, quedan 108 meses (desde julio de 1997 a junio de 2006).



$(w(\hat{\gamma}_{Mcdo}) = -0.4919)^{33}$ . El modelo CAPM no sería suficiente para explicar las diferencias en los retornos de las acciones<sup>34</sup>.

Figura 4.1: Exceso de retorno vs. beta de mercado (9 portafolios según ME y BE/ME)



Por otro lado, se exploró la relación entre el exceso de retorno y el beta de mercado de los portafolios a través de cada una de las características. No se encontró nada concluyente. Los resultados se muestran en el anexo nº9.

<sup>33</sup> Las tablas se presentan en el anexo nº6.

<sup>34</sup> Una segunda instancia en que el modelo CAPM falla se presenta en el capítulo 5, en la sección donde se analiza cada factor por separado. El factor de mercado no logra explicar la diferencia en el retorno en corte transversal observada en los 8 portafolios separados por tamaño, ratio valor libro a valor de mercado y momentum (rebalanceados trimestralmente).

# Capítulo 5

## Resultados

### 5.1. Los 4 factores y el *cross – section*

En las tablas 5.1 y 5.2, se muestran el exceso de retorno promedio y la volatilidad del exceso de retorno correspondiente a los 8 portafolios dependientes construidos a partir de características de ME, BE/ME y MOM. Se puede ver que algunos portafolios rentarían más que otros. Los portafolios de baja capitalización (pequeños) presentan una mayor rentabilidad que los de alta capitalización. Lo mismo sucede con los portafolios con alto ratio BE/ME en comparación a los con bajo ratio y con los portafolios con momentum, en contraste a los sin momentum. En particular, el portafolio históricamente más rentable sería el portafolio S/H/HM (acciones de baja capitalización bursátil, alto ratio valor libro a valor de mercado y con momentum). No se ve que esta rentabilidad extra se deba a una mayor volatilidad.

Tabla 5.1: Exceso de retorno mensual promedio portafolios (%)

Low MOM	BE/ME		High MOM	BE/ME	
	ME			ME	
	Low	High		Low	High
Small	0.4	0.8	Small	1.1	1.6
Big	-0.1	0.3	Big	0.3	0.9

Tabla 5.2: Volatilidad mensual de los excesos de retorno (%)

Low MOM	BE/ME		High MOM	BE/ME	
	ME			ME	
	Low	High		Low	High
Small	7.2	9.0	Small	6.2	7.9
Big	6.7	7.0	Big	6.5	6.2

En el anexo nº11 se presentan *tests* de diferencias de medias de los excesos de retorno mensuales. Los resultados indican que el exceso de retorno promedio de los portafolios de baja capitalización bursátil es mayor que el exceso promedio de los portafolios de alta capitalización<sup>35</sup> en 3 de los 4 casos. El exceso de retorno también es mayor en el caso de los portafolios con momentum. Por último, el exceso de retorno promedio del portafolio B/H/HM es significativamente mayor al exceso promedio del portafolio B/L/HM.

Con respecto a la diversificación del riesgo, tal y como se muestra en la tabla 2.5 (en el capítulo 2), todos los 8 portafolios dependientes poseen más de 8.5 acciones en promedio. Estos diversificarían en promedio alrededor de un 79.9% del riesgo no sistemático. Por otro lado, la raíz de la covarianza promedio de los portafolios es de 20.2%, muy similar a la volatilidad de 20.5% presentada por el mercado<sup>36</sup>. Todo lo anterior indica que los portafolios diversifican bien el riesgo, por lo que las regresiones FM no deberían presentar sesgos.

En la tabla 5.3 se presentan estadísticos descriptivos para los betas resultantes luego de correr la primera etapa de las regresiones FM (ecuación 3.1.1). Se puede apreciar como los portafolios de tipo *small* tienen un  $\hat{\beta}_{SMB}$  promedio mayor que el resto. De la misma forma, el  $\hat{\beta}_{HML}$  promedio es mayor para los portafolios del tipo *high* BE/ME. El  $\hat{\beta}_{MOM}$  promedio para los portafolios con momentum es positivo y negativo en el caso de los sin momentum. El  $\hat{\beta}_{Mcd0}$  promedio es cercano a 1 para todos los portafolios.

---

<sup>35</sup> Al 10% de confianza.

<sup>36</sup> La volatilidad de una cartera está acotada inferiormente por la raíz de la covarianza promedio de los activos en ésta (cuando se invierte en partes iguales en cada activo – ver anexo nº10). De esta forma, si bien los portafolios no tienen la misma capitalización bursátil, el hecho que la covarianza promedio sea similar a la varianza del mercado indica que existe una buena diversificación por parte de los portafolios.

Tabla 5.3: Estadísticas descriptivas *loadings* regresiones en series de tiempo por portafolio

	Promedio				Desviación estándar			
	$\hat{\beta}_{SMB}$	$\hat{\beta}_{HML}$	$\hat{\beta}_{MOM}$	$\hat{\beta}_{Mdo}$	$\hat{\beta}_{SMB}$	$\hat{\beta}_{HML}$	$\hat{\beta}_{MOM}$	$\hat{\beta}_{Mdo}$
S/L/LM	1.24	-0.43	-0.05	1.08	0.17	0.14	0.06	0.04
S/H/LM	0.64	0.66	-0.31	1.02	0.09	0.22	0.16	0.08
B/L/LM	0.04	-0.33	-0.41	1.01	0.12	0.13	0.07	0.04
B/H/LM	-0.22	0.27	-0.42	1.01	0.13	0.06	0.09	0.07
S/L/HM	0.96	-0.38	0.07	0.85	0.21	0.14	0.10	0.10
S/H/HM	0.56	0.36	0.27	1.06	0.38	0.25	0.12	0.14
B/L/HM	-0.15	-0.12	0.39	1.04	0.09	0.13	0.08	0.03
B/H/HM	0.02	0.22	0.37	0.92	0.09	0.18	0.07	0.06

	Mínimo				Máximo			
	$\hat{\beta}_{SMB}$	$\hat{\beta}_{HML}$	$\hat{\beta}_{MOM}$	$\hat{\beta}_{Mdo}$	$\hat{\beta}_{SMB}$	$\hat{\beta}_{HML}$	$\hat{\beta}_{MOM}$	$\hat{\beta}_{Mdo}$
S/L/LM	0.94	-0.71	-0.15	0.99	1.49	-0.25	0.06	1.14
S/H/LM	0.47	0.41	-0.64	0.83	0.84	1.09	-0.04	1.10
B/L/LM	-0.30	-0.47	-0.61	0.93	0.18	-0.01	-0.30	1.10
B/H/LM	-0.47	0.09	-0.63	0.88	0.05	0.45	-0.18	1.16
S/L/HM	0.62	-0.65	-0.15	0.69	1.34	-0.23	0.28	1.04
S/H/HM	0.06	-0.07	0.07	0.89	1.30	0.88	0.57	1.28
B/L/HM	-0.29	-0.31	0.20	0.98	0.05	0.11	0.51	1.09
B/H/HM	-0.10	-0.13	0.21	0.85	0.24	0.40	0.54	1.04

Las regresiones FM son un refinamiento de correr una regresión simple de los excesos de retornos contra los betas o “loadings”, controlando con *dummies* de tiempo. Los resultados de esta regresión *cross – section* se presentan en el anexo nº12. El coeficiente asociado al  $\beta_{HML}$  es significativo al 5%, mientras que el asociado al  $\beta_{SMB}$  es significativo al 10%. El resto de los factores no son significativos.

Luego de llevar a cabo la segunda etapa de las regresiones FM (ecuación 3.1.2), se puede concluir que tanto el factor tamaño como el ratio valor libro a valor de mercado explicarían las diferencias en corte transversal entre los retornos de las acciones chilenas. El coeficiente asociado al  $\beta_{HML}$  es significativo al 5%, mientras que el p – valor correspondiente al coeficiente asociado al  $\beta_{SMB}$  es 0.0507 (casi significativo al 5%). Contrario a los anteriores, no se podría rechazar la hipótesis nula que los coeficientes son iguales a 0 para el caso de los otros factores. Ni el mercado chileno, ni el factor MOM, serían determinantes para explicar por qué algunas acciones rentan más que otras. Se reafirma lo obtenido al correr la regresión simple.

Tabla 5.4: Resumen test – t regresiones FM

variable	observaciones	media	error estándar	t	P> t	[ 95% intervalo conf. ]	
$Y_{SMB}$	108	0.0070	0.0036	1.9761	0.0507	-0.00002	0.0141
$Y_{HML}$	108	0.0096	0.0044	2.2063	0.0295	0.0010	0.0183
$Y_{MOM}$	108	0.0002	0.0043	0.0448	0.9643	-0.0083	0.0086
$Y_{Mdo}$	108	0.0040	0.0190	0.2096	0.8344	-0.0337	0.0416
intercepto	108	-0.0005	0.0193	-0.0257	0.9795	-0.0388	0.0378

Tabla 5.5: Estadísticos para el  $R^2$  correspondiente a las regresiones *cross – section*

	observaciones	media	desviación estándar	min	max
$R^2$	108	0.6758	0.1965	0.1148	0.9908

Se puede ver que el  $R^2$  promedio de las regresiones en corte transversal es bastante alto (0.68). Esto indica que los betas explican un alto porcentaje de la varianza *cross-section* de los retornos en el mercado chileno.

Figura 5.3: Aporte de cada factor al exceso de retorno *cross – section*

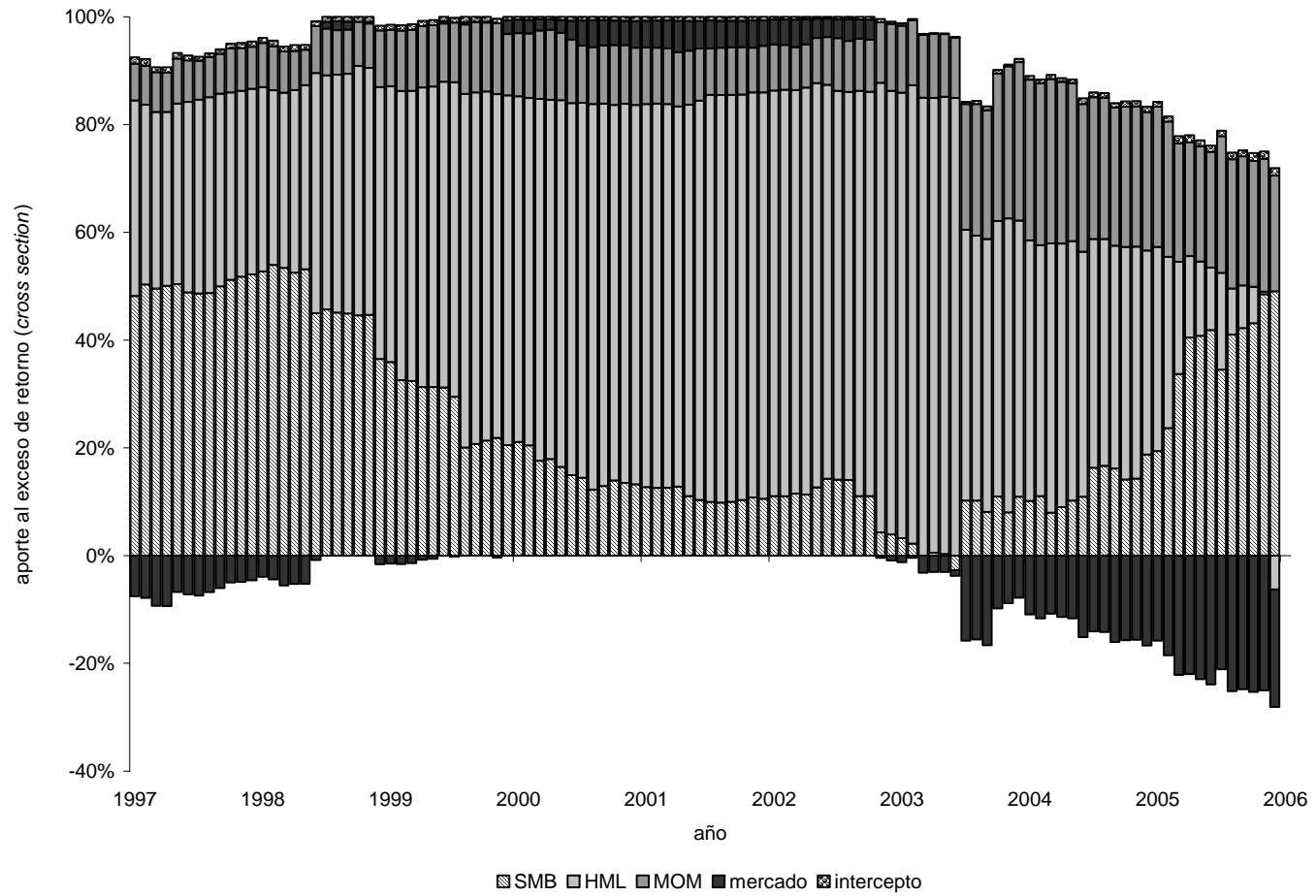


Figura 5.4: *Loadings* a los factores portafolios B/L/LM y S/H/HM

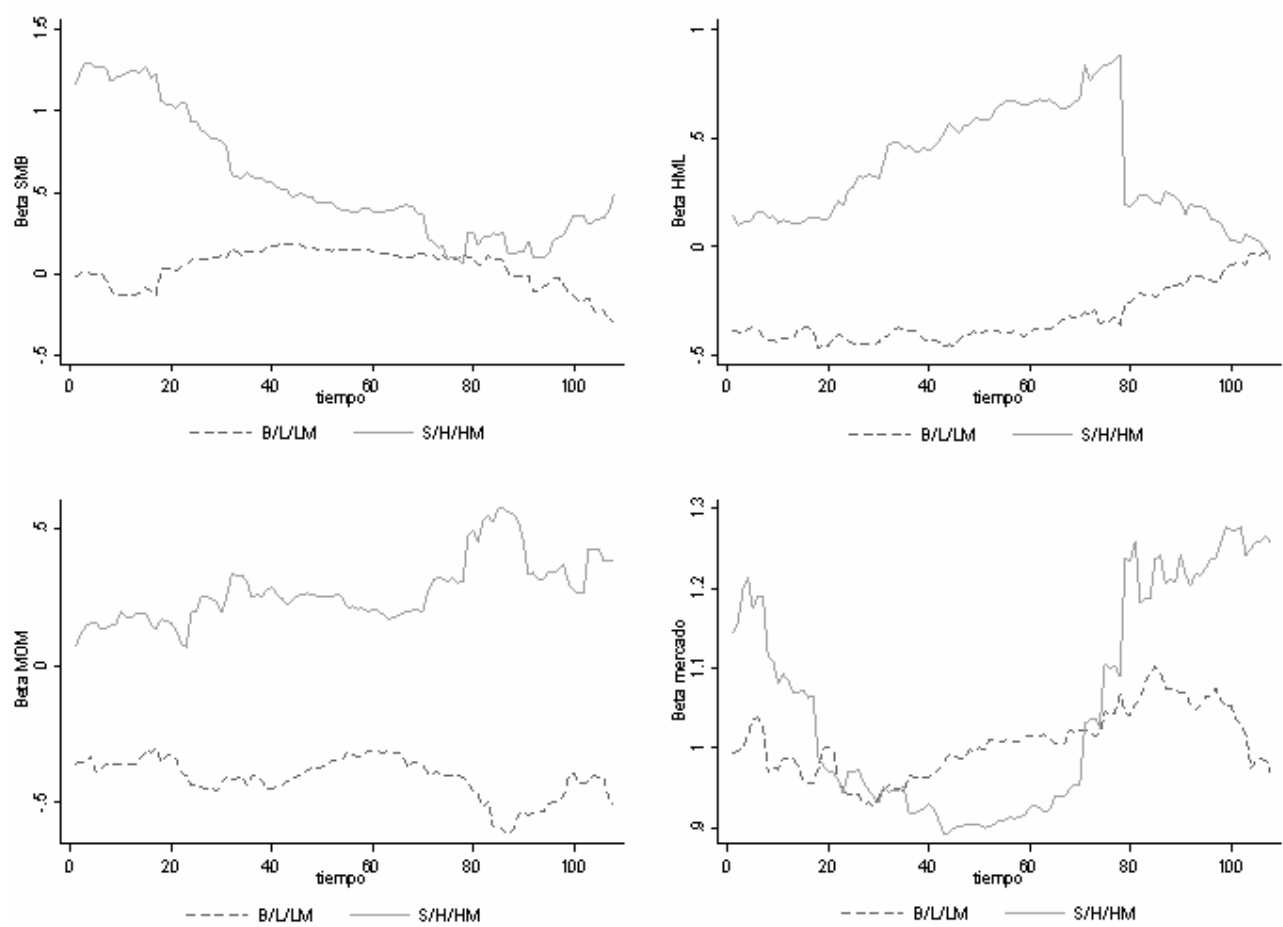
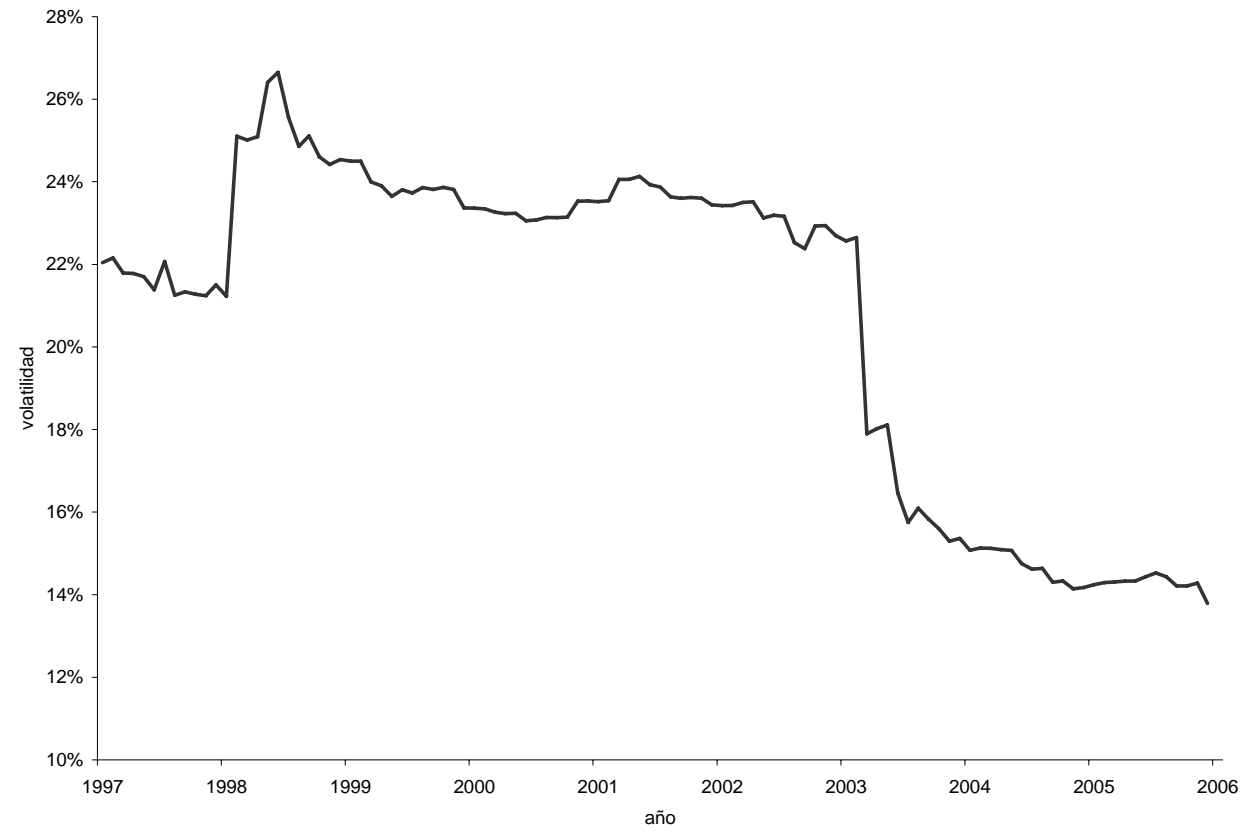


Figura 5.5: Volatilidad mensual anualizada del mercado chileno<sup>37</sup>



<sup>37</sup> Média móvil de 5 años.



En la figura 5.3 se presenta el aporte porcentual promedio de cada factor a la diferencia en el exceso de retorno en corte transversal<sup>38</sup>. Se puede apreciar que el factor de mercado no tiene incidencia en las diferencias *cross – section*. Contrariamente, el factor ratio valor libro a valor de mercado del patrimonio, en promedio, ha contribuido de mayor manera a explicar las diferencias en los retornos accionarios. Este aporte se ha vuelto menos importante en los últimos años, perdiendo relevancia frente a los factores tamaño y momentum. El factor tamaño, que era el más relevante hace una década ha recobrado su importancia. Si se contrastan los *loadings* a cada factor de los portafolios extremos (figura 5.4), es decir, los portafolios B/L/LM y S/H/HM, se puede explicar la figura 5.3. En los gráficos, se puede apreciar que la reciente pérdida de importancia en la explicación de las diferencias de retorno en corte transversal del factor HML se explica principalmente por una caída en el beta asociado a ese factor del portafolio S/H/HM. De la misma forma, el *loading* al factor SMB del portafolio S/H/HM es más volátil que el correspondiente al portafolio B/L/LM. La trayectoria del aporte del factor MOM también se explica mayormente por la sensibilidad del portafolio S/H/HM al factor MOM, aunque de manera menos categórica que en los otros dos casos.

La pérdida de importancia en el aporte del factor asociado al tamaño durante los años 1999 a 2004 (post crisis asiática) puede estar relacionada a cómo las empresas pequeñas enfrentan las épocas difíciles. Controlando por ratio valor libro a valor de mercado del patrimonio, estas empresas tienden a tener menores utilidades<sup>39</sup>. Las empresas pequeñas suelen mostrar una menor productividad. Por otro lado, tal y como lo demuestran Campbell, Hilscher y Szilagyi (2006), cuando el mercado se comporta de manera más volátil, las empresas de baja capitalización tienen mayor probabilidad de quebrar. Coincidentemente, tal y como se ve en la figura 5.5, dentro del periodo en estudio, el mercado chileno presentó sus niveles más altos de volatilidad entre los años 1999 y 2003. Contrariamente, durante los años 2005 y 2006, lapso en que el factor SMB recobra importancia, la volatilidad del

---

<sup>38</sup> Construido como la diferencia entre los *loadings* de los portafolios S/H/HM y B/L/LM, multiplicado por el coeficiente asociado al beta de cada factor en corte transversal.

<sup>39</sup> Ver Fama y French (1993).

mercado se encontraba en su nivel mínimo histórico. Otra explicación para el repunte de la importancia del factor puede estar asociada a la alta liquidez de los agentes del mercado en el periodo, la cual se canalizó levemente más en inversiones en empresas de menor capitalización. De hecho, desde el año 2003 al año 2006, aumentaron los montos totales transados de las acciones clasificadas como pequeñas en la muestra en más de 5 veces, de 20,100 millones de pesos a 106,000 millones. Los montos transados de las acciones clasificadas como de alta capitalización aumentaron menos en términos relativos, de 173,000 millones a 750,000 millones de pesos (poco más de 4 veces). Lo anterior puede estar relacionado con la creación y consolidación de varios fondos de “*Small Caps*”.

### Análisis individual de cada factor

Se realizaron las regresiones FM para un contexto de 1 factor (tal y como se hizo en el capítulo 4), es decir, se testeó cada factor por separado. Los resultados reafirman lo que expuesto en la sección anterior de este capítulo: Existiría un premio por riesgo asociado al tamaño y el ratio valor libro a valor de mercado de las firmas en la bolsa chilena. Los coeficientes asociados a los *loadings* de los factores SMB y HML resultaron ser significativos al 10% (p – valores de 0.070 y 0.057 respectivamente)<sup>40</sup>. Los otros factores no explicarían las diferencias en los retornos *cross – section*. El modelo CAPM falla nuevamente. Los resultados anteriormente mencionados se pueden apreciar (de una manera más informal) en el anexo n°14, donde se grafican los excesos de retorno promedio para cada uno de los 8 portafolios contra el promedio de los *loadings* asociados a cada factor.

## 5.2. Análisis en Series de Tiempo

Para comprender mejor la influencia de los factores analizados en esta tesis, en esta sección, se presenta un análisis de los retornos en series de tiempo. Se excluirá de este análisis al factor momentum, debido a que éste es un efecto que sólo tiene sentido en el *cross – section*. Como se definió el factor MOM, en series de

---

<sup>40</sup> Las tablas de los tests – t se presentan en el anexo n°13.

tiempo éste factor se podría interpretar como una medida de dispersión o varianza de los retornos a través del tiempo, más que un premio por haber exhibido retornos superiores en el periodo anterior.

Se calcularon 9 nuevos portafolios dependientes separando por tamaño y ratio valor libro a valor de mercado del patrimonio, de la misma forma en que se realizó para poner a prueba al modelo CAPM en el capítulo 4. La única diferencia en el procedimiento fue que los portafolios se rebalancearon trimestralmente, en línea con el caso principal analizado en este estudio (de esta forma los factores son iguales)<sup>41</sup>.

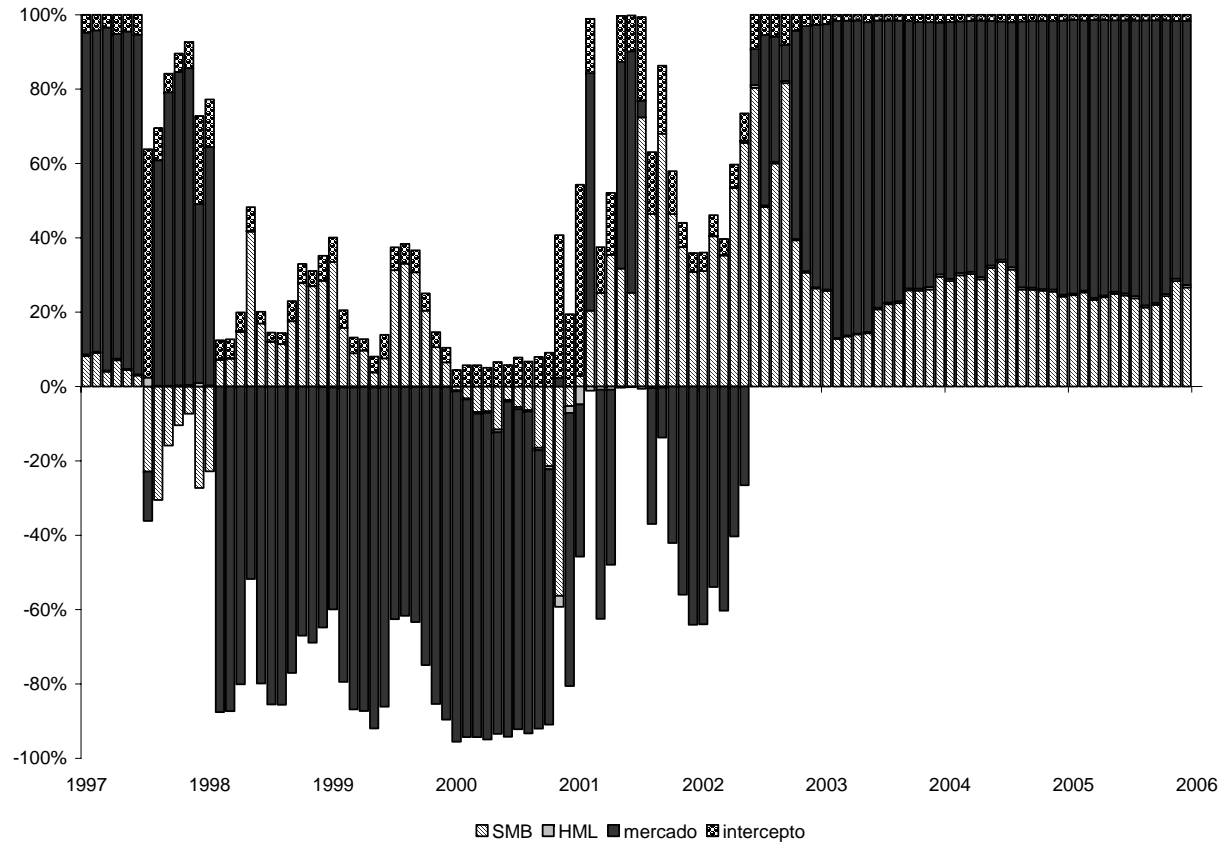
En el anexo n°16 se presentan los resultados de una regresión de los excesos de retorno de los portafolios dependientes contra los factores, controlando con *dummies* de clasificación de portafolio. Tanto el factor asociado al tamaño como el mercado son significativos en explicar los retornos promedio en series de tiempo (p – valor igual a 0). El  $R^2$  es de 0.67.

En la figura 5.6, se puede ver la evolución del aporte porcentual estimado de cada factor a las diferencias en los excesos de retorno accionarios promedio en series de tiempo. Se puede apreciar que el factor más importante es el factor de mercado. El factor SMB también cumple un rol. La relevancia de este factor es menor y más volátil entre los años 1997 y 2001, periodo que incluye la denominada “Crisis Asiática” y sus años posteriores. Lo anterior es consistente con lo sostenido por Pérez – Quirós y Timmermann (2000): las firmas pequeñas, que tienden a tener un menor colateral, son más afectadas en momentos donde existe restricción al crédito (como en las recesiones) que las firmas grandes (con mayor colateral). Al no obtener financiamiento para muchos de sus proyectos, las firmas pequeñas tienen peores resultados.

---

<sup>41</sup> Tablas descriptivas de los nuevos portafolios dependientes se presentan en el anexo n°15.

Figura 5.6: Aporte porcentual de cada factor al exceso de retorno en series de tiempo<sup>42</sup>



<sup>42</sup> Média móvil de 5 años.

Tal y como ya se ha mencionado anteriormente en esta tesis, Fama y French, en su publicación en 1993, se basaron en el enfoque de series de tiempo de Black, Jensen y Scholes. Éste consiste en llevar a cabo regresiones simples de los retornos mensuales de cada portafolio por separado contra el retorno del portafolio de mercado y portafolios replicantes de los factores de riesgo. Los autores, en pos de comprender la influencia de cada factor en los retornos accionarios, separaron el análisis en 3 regresiones:

1. Portafolios contra el factor de mercado.
2. Portafolios contra los factores SMB y HML.
3. Portafolios contra el factor de mercado, SMB y HML.

Los resultados de las 3 regresiones<sup>43</sup> para los 9 portafolios se presentan a continuación:

Tabla 5.6: Regresión 1 – portafolios contra el factor de mercado

coef. asociado al factor de mercado				intercepto			
ME	BE/ME			ME	BE/ME		
	Low	2	High		Low	2	High
Small	0.88*	0.91*	1.10*	Small	0.001	0.007**	0.009
2	0.90*	0.94*	1.04*	2	0.001	0.003	0.007
Big	1.03*	0.99*	1.04*	Big	-0.006*	-0.002	0.002

R - cuadrado			
ME	BE/ME		
	Low	2	High
Small	0.57	0.52	0.44
2	0.75	0.71	0.58
Big	0.82	0.85	0.86

\* significativo al 5%

\*\* significativo al 10%

<sup>43</sup> Utilizando las Regresiones Aparentemente no Relacionadas (SUR) explicadas en el capítulo 3.

Tabla 5.7: Regresión 2 – portafolios contra los factores SMB y HML

coef. asociado al factor SMB				intercepto			
ME	BE/ME			ME	BE/ME		
	Low	2	High		Low	2	High
Small	0.56*	0.62*	0.11	Small	0.004	0.007	0.008
2	0.18	0.13	0.03	2	0.004	0.005	0.003
Big	-0.43*	-0.48*	-0.60*	Big	0.001	0.003	0.005

coef. asociado al factor HML				R - cuadrado			
ME	BE/ME			ME	BE/ME		
	Low	2	High		Low	2	High
Small	-0.11	0.25**	0.69*	Small	0.06	0.16	0.12
2	0.09	0.16	1.00*	2	0.02	0.03	0.32
Big	0.07	0.35*	0.63*	Big	0.04	0.05	0.12

\* significativo al 5%

\*\* significativo al 10%

Tabla 5.8: Regresión 3 – portafolios contra los factores de mercado, SMB y HML

coef. asociado al factor SMB				coef. asociado al factor de mercado			
ME	BE/ME			ME	BE/ME		
	Low	2	High		Low	2	High
Small	0.92*	0.97*	0.51*	Small	0.96*	0.95*	1.09*
2	0.53*	0.50*	0.40*	2	0.94*	0.97*	0.99*
Big	-0.03	-0.11	-0.22*	Big	1.06*	0.99*	1.00*

coef. asociado al factor HML				intercepto			
ME	BE/ME			ME	BE/ME		
	Low	2	High		Low	2	High
Small	-0.44*	-0.08	0.32*	Small	0.000	0.003	0.003
2	-0.24*	-0.18*	0.66*	2	0.000	0.001	-0.001
Big	-0.30*	0.01	0.28*	Big	-0.003	-0.001	0.001

R - cuadrado			
ME	BE/ME		
	Low	2	High
Small	0.71	0.70	0.53
2	0.80	0.76	0.82
Big	0.86	0.86	0.88

\* significativo al 5%

Los resultados de la primera regresión muestran que el factor de mercado, si bien explica parte importante de la varianza de los excesos de retorno de los portafolios dependientes, deja bastante por explicar. Los valores de  $R^2$  son bastante altos para los portafolios de gran tamaño (alta capitalización bursátil). Asimismo, los  $R^2$  de las regresiones tienden a ir bajando a medida que el portafolio dependiente va incrementando su ratio valor libro a valor de mercado. De hecho, el  $R^2$  asociado a la regresión que considera al portafolio B/L (alto ME, bajo ratio BE/ME) es 0.82, mientras que el  $R^2$  correspondiente a la regresión que ocupa al portafolio S/H (bajo ME, alto BE/ME) es 0.44, un valor mucho más bajo. El  $R^2$  es más bajo justamente para las regresiones que consideran los portafolios de menor tamaño y mayor ratio valor libro a valor de mercado, donde los otros 2 factores, SMB y HML, podrían tener una buena oportunidad de explicar los retornos.

Los valores del estadístico  $R^2$  correspondientes a la segunda regresión (que sólo considera a los factores SMB y HML como variables independientes) son bastante más bajos que en el caso de la primera regresión. Solamente en 4 casos el  $R^2$  es mayor a 0.1 (con un caso sobre 0.3). Lo destacable es que los coeficientes de determinación más altos corresponden a las regresiones donde los portafolios dependientes son de menor capitalización bursátil y mayor ratio BE/ME. Los factores SMB y HML explican parte de la variación en los retornos de este tipo de portafolios.

En la tercera regresión, por otro lado, los valores del  $R^2$  aumentan significativamente. El  $R^2$  promedio observado es de 0.77, lo que implica una mejora de un 15% si se contrasta con el  $R^2$  promedio de 0.67 obtenido en la regresión que considera sólo al mercado como variable explicativa. Se puede ver que el coeficiente de determinación sube más para el caso de las regresiones que consideran los portafolios de baja capitalización y mayor ratio BE/ME. Un aspecto interesante a mencionar es el hecho que si bien un  $R^2$  promedio de 0.77 es bastante alto, es inferior al obtenido por Fama y French (el que supera 0.9). Esto puede deberse a que en países en desarrollo los precios de las acciones, tal y como lo sostienen Braun y

Johnson (2005) tienden a responder menos a los fundamentales. Habría un mayor “ruido” en los retornos (variaciones que no se podrían explicar con los modelos tradicionales). Por otro lado, podría deberse simplemente a una peor calidad de la data o a que los fundamentales serían menos creíbles debido a la posibilidad que tienen las firmas de realizar un “maquillaje contable” a sus resultados producto de la legislación más débil que tiende a imperar en países en desarrollo en comparación a países desarrollados. De hecho, Chang, Khanna y Palepu (2000) demuestran que el grado de precisión de los analistas en las proyecciones de resultados de las firmas que siguen está positivamente correlacionado con el tamaño del mercado bursátil relativo al PIB del país, al tamaño de la firma y a la calidad de la regulación. Otra explicación podría ser la gran relevancia que tienen los institucionales en el mercado. Estos, que tienden a copiarse entre sí, podrían distorsionar los precios desviándolos de sus valores fundamentales.

En la tabla 5.9, se presenta el resultado del test F realizado para comparar el modelo de 3 factores (regresión 3) con el modelo de la primera regresión:

Tabla 5.9: Test F – comparación de regresión 1 vs. regresión 3

Estadístico F				p - valor			
ME	BE/ME			ME	BE/ME		
	Low	2	High		Low	2	High
Small	38.4	51.3	15.2	Small	0.00	0.00	0.00
2	23.6	15.5	107.8	2	0.00	0.00	0.00
Big	26.3	1.8	130.6	Big	0.00	0.17	0.00

El test F indica que los factores SMB y HML completarían el modelo que considera sólo al factor de mercado (en 8 de los 9 casos).

Continuando con el análisis, es importante notar que, tanto en la regresión 1 como en la regresión 3, el factor de mercado es siempre significativo en todo los casos. El coeficiente asociado a este factor tiende a aproximarse más a 1 en la regresión 3 (salvo para el caso del portafolio S/L). Esta sería otra señal que los factores SMB y HML estarían siendo omitidos erróneamente en la primera regresión.



Por otra parte, al analizar los interceptos, se puede apreciar que en la primera regresión, 2 de los 9 interceptos son significativamente distintos de 0, mientras que en la tercera regresión ninguno de los interceptos es estadísticamente distinto de 0. Al igual que los resultados presentados por Fama y French, en la primera regresión, los interceptos se van haciendo mayores a medida que las regresiones contemplan portafolios con menor tamaño y mayor ratio valor libro a valor de mercado. En la regresión 2, los interceptos tienden a ser más parecidos entre sí que en la regresión 1. Por último, en la tercera regresión, todos los interceptos se vuelven más cercanos a 0. Todo lo anterior, apoya la consideración de los factores SMB y HML.

Por último, con respecto a la significancia de los coeficientes asociados a los factores SMB y HML, se puede ver que en la tercera regresión, ambos son significativos en 7 de los 9 casos. Los coeficientes asociados a SMB son negativos en el caso de los portafolios que incluyen empresas grandes (alto ME) y positivo en el caso de los portafolios que consideran firmas pequeñas. De la misma forma, los coeficientes asociados al factor HML son negativos para los portafolios con bajo ratio BE/ME y positivos para los portafolios del tipo *Value*.

Luego del análisis de los coeficientes de determinación de las regresiones se puede concluir que en Chile, al igual que en los Estados Unidos, el factor de mercado explica el nivel de los retornos accionarios y el por qué las acciones han rentado más que los bonos (renta fija), mientras que los factores SMB y HML explican el por qué algunas acciones han rentado más que otras. El modelo CAPM está incompleto.

# Capítulo 6

## Conclusiones

En esta tesis se ha investigado si características propias de las acciones que transan en la Bolsa de Comercio de Santiago (tales como tamaño, valoración y momentum) explican las diferencias en corte transversal (*cross-section*) entre los retornos de éstas. Para lo anterior, la metodología central utilizada fueron las regresiones Fama – Macbeth, complementadas con un análisis en series de tiempo usando regresiones SUR. Se consideró un enfoque de portafolios, construyéndose portafolios y factores de riesgo de acuerdo a las características que se deseaba testear.

Los resultados indican que en el periodo comprendido entre enero de 1992 y junio de 2006, el tamaño (medido como la capitalización bursátil de la acción) y el ratio valor libro a valor de mercado del patrimonio de las firmas, son características que tienen una incidencia significativa en explicar las diferencias en los retornos entre acciones en el mercado chileno en corte transversal. Las acciones de baja capitalización y alto ratio tienden a rentar más que el resto. El premio por riesgo de mercado (o factor mercado) no bastaría para explicar los retornos accionarios ni menos para entender el por qué de las diferencias observadas en los retornos entre acciones en el *cross – section*. El modelo CAPM está incompleto y puede mejorarse si se agregan factores que repliquen el riesgo asociado a ser una acción pequeña y a tener un alto ratio valor libro a valor de mercado del patrimonio. Lo anterior es consistente con la evidencia internacional. Por otra parte, los resultados no permiten concluir que exista un efecto momentum significativo en la bolsa chilena. Es necesario seguir investigando. Por otro lado, hay una proporción importante de la varianza de los retornos de las acciones chilenas que no es explicada por los factores estudiados. Los coeficientes de determinación de las regresiones en series de tiempo son bastante más bajos que en los Estados Unidos.

Los hallazgos de este estudio tienen claras implicancias para los inversionistas que operan en el mercado chileno. El uso de las tradicionales estrategias de inversión de largo plazo basadas en los fundamentales de las compañías (como el ratio BE/ME) que se han “importado” desde el extranjero tendrían validez en Chile. De la misma forma, existiría sustento empírico para la gran cantidad de fondos de inversión que invirtiendo en *Small Caps* ofrecen retornos promedio por sobre el mercado en periodos prolongados de tiempo. No estaría claro, en cambio, la efectividad de invertir en las “acciones de moda”, cuyos precios lleven una tendencia al alza de corto plazo. Por otra parte, los inversionistas deben estar concientes de los mayores riesgos que conlleva el uso de las estrategias *Small – Value* en el mercado chileno en comparación al mercado de los Estados Unidos. La menor regulación existente en mercados menos desarrollados, la baja profundidad de la bolsa chilena y la existencia de institucionales harían que tanto los retornos accionarios como las diferencias de retornos entre acciones respondan menos a los factores estudiados. Asimismo, podrían existir otros factores que también expliquen las diferencias observadas en los retornos accionarios.

# Bibliografía

- [1] BLACK, F., JENSEN, M. y SCHOLLES, M., 1972, The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests, en Michael Jensen (ed.), Studies in the Theory of Capital Markets, Praeger, New York.
- [2] BRAUN, M. y JOHNSON, C., 2005, Where does the Market Matter? Stock Prices and Investment around the World, Working paper.
- [3] CAMPBELL, J., LO, A. y MACKINLAY, C., 1997, The Econometrics of Financial Markets, Princeton University Press.
- [4] CAMPBELL, J., HILSCHER, J. y SZILAGYI, J., 2006, In Search of Distress Risk, Working paper.
- [5] CHANG, J., KHANNA, T. y PALEPU, K., 2000, Analyst Activity Around the World, Working paper.
- [6] COCHRANE, J., 2001, Asset Pricing, Princeton University Press.
- [7] FAMA, E. y MACBETH, J., 1973, Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests, Journal of Political Economy, 81, 607 – 636.
- [8] FAMA, E. y FRENCH, K., 1992, The Cross-Section of Expected Stock Returns, Journal of Finance, 47, 427 – 465.
- [9] FAMA, E. y FRENCH, K., 1993, Common Risk Factors in the Return of Stocks and Bonds, Journal of Financial Economics, 33, 3 – 56.
- [10] FAMA, E. y FRENCH, K., 1996, The CAPM is Wanted, Dead or Alive, Journal of Finance, 51, 1947 – 1958.

- [11] FAMA, E. y FRENCH, K., 1998, Value Versus Growth: The International Evidence, *Journal of Finance*, 53, 1975 – 1999.
- [12] FUENTES, R., GREGOIRE, J. y ZURITA, S., 2005, Factores Macroeconómicos en Retornos Accionarios Chilenos, Banco Central de Chile, Documento de Trabajo N° 316.
- [13] GREENE, W., 2000, *Econometric Analysis*, Prentice – Hall.
- [14] JEGADEESH, N. y TITMAN, S., 1993, Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency, *Journal of Finance*, 48, 65 – 91.
- [15] JUSTINIANO, J., 2007, Estudio de Large Caps y Small Caps: Retornos y fundamentales, Tesis Magíster en Ingeniería, Facultad de Ingeniería, PUC.
- [16] MARSHALL, P. y WALKER, E., 2000, Day-Of-The-Week and Size Effects in Emerging Markets: Evidence from Chile, *Revista de Análisis Económico*, 15(2), 89 – 108.
- [17] MARSHALL, P. y WALKER, E., 2002, Volumen, tamaño y ajuste a nueva información en el mercado accionario chileno, *Estudios de Economía*, 29, 247 – 268.
- [18] MILLER, E., MERTON, R. y SCHOLES, M., 1972, Rate of Return in Relation to Risk: A Reexamination of Some Recent Findings, en Michael C. Jensen (ed.), *Studies in the Theory of Capital Markets*, Praeger, New York.
- [19] PÉREZ – QUIRÓS, G. y TIMMERMANN, A., 2000, Firm Size and Cyclical Variations in Stock Returns, *Journal of Finance*, 55, 1229 – 1262.

[20] SHANKEN, J., 1992, On the Estimation of Beta – Pricing Models, *The Review of Financial Studies*, 5, 1 – 33.

# Anexos

## Anexo n°1: Portafolios dependientes formados a partir de momentum

Portafolios rebalanceados anualmente:

Tabla A.1.1: Exceso de retorno mensual promedio portafolios (%)

MOM	
Low	High
0.5	0.4

Tabla A.1.2: Volatilidad mensual de los excesos de retorno (%)

MOM	
Low	High
6.6	6.1

Portafolios rebalanceados trimestralmente:

Tabla A.1.3: Exceso de retorno mensual promedio portafolios (%)

MOM	
Low	High
0.2	0.7

Tabla A.1.4: Volatilidad mensual de los excesos de retorno (%)

MOM	
Low	High
6.3	5.9

Debido a los resultados presentados en la tabla A.1.1, se descartó a simple vista la existencia de un efecto momentum anual en el mercado chileno.

**Anexo n°2: Descripción de los portafolios dependientes construidos a partir de la intersección de grupos de tamaño, ratio BE/ME y momentum**

Tabla A.2.1: ME promedio de cada portafolio (en millones de \$)

Low MOM			High MOM		
ME	BE/ME		ME	BE/ME	
	Low	High		Low	High
Small	90,600	69,800	Small	87,300	81,400
Big	679,000	577,000	Big	764,000	647,000

Tabla A.2.2: BE/ME promedio de cada portafolio

Low MOM			High MOM		
ME	BE/ME		ME	BE/ME	
	Low	High		Low	High
Small	0.44	1.76	Small	0.41	1.63
Big	0.42	0.97	Big	0.45	1.07

Tabla A.2.3: Número de acciones promedio en cada portafolio por periodo

Low MOM			High MOM		
ME	BE/ME		ME	BE/ME	
	Low	High		Low	High
Small	8.5	11.3	Small	7.9	10.6
Big	12.0	6.2	Big	12.0	7.1

Tabla A.2.4: Exceso de retorno mensual promedio portafolios (%)

Low MOM			High MOM		
ME	BE/ME		ME	BE/ME	
	Low	High		Low	High
Small	0.13	1.1	Small	0.9	1.4
Big	-0.1	0.3	Big	0.4	0.8

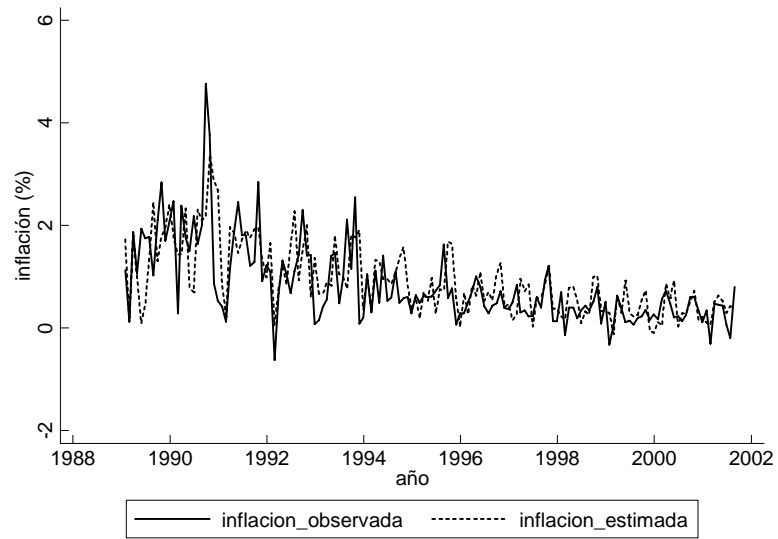
Tabla A.2.5: Volatilidad mensual de los excesos de retorno (%)

Low MOM			High MOM		
ME	BE/ME		ME	BE/ME	
	Low	High		Low	High
Small	7.3	8.9	Small	5.7	7.5
Big	6.4	7.4	Big	6.3	6.7



### Anexo nº3: Estimación de la inflación (inflación ex – ante)

Figura A.3.1: Inflación ex – ante vs. inflación ex - post



## Anexo n°4: Desestimación de problemática en la nominalización de la tasa libre de riesgo chilena

Tabla A.4.1: Regresión *pooled* modelo de 4 factores

variable	coeficiente	error estándar	t	P> t	[95% intervalo conf.]	
SMB	0.3963	0.0380	10.44	0.000	0.3218	0.4708
HML	0.0034	0.0296	0.12	0.908	-0.0546	0.0614
MOM	-0.0112	0.0316	-0.36	0.722	-0.0732	0.0508
mercado	0.9914	0.0184	53.87	0.000	0.9553	1.0276
constante	-0.0005	0.0011	-0.44	0.660	-0.0026	0.0017
$R^2 =$		0.7033				

Tabla A.4.2: Regresión controlando con *dummy* de nominalización

variable	coeficiente	error estándar	t	P> t	[95% intervalo conf.]	
SMB	0.4198	0.0426	9.85	0.000	0.3362	0.5034
HML	0.0301	0.0377	0.80	0.426	-0.0439	0.1041
MOM	-0.0147	0.0338	-0.44	0.663	-0.0811	0.0516
mercado	0.9813	0.0199	49.43	0.000	0.9424	1.0203
dummyInflac	0.0005	0.0025	0.20	0.842	-0.0044	0.0054
dummyxSMB	-0.0693	0.0973	-0.71	0.476	-0.2602	0.1215
dummyxHML	-0.0559	0.0701	-0.80	0.426	-0.1935	0.0817
dummyxMOM	-0.0159	0.0989	-0.16	0.872	-0.2099	0.1780
dummyxmercado	0.0733	0.0543	1.35	0.177	-0.0331	0.1798
constante	-0.0005	0.0013	-0.38	0.703	-0.0031	0.0021
$R^2 =$		0.7046				

Tabla A.4.3: Test F (comparación de ambos modelos)

F	p-valor
5.77	0.33

**Anexo n°5: Descripción de los portafolios dependientes  
rebalanceados anualmente (usados en test al CAPM)**

Tabla A.5.1: ME promedio de cada portafolio (en MM de \$)

ME	BE/ME		
	Low	2	High
Small	63,800	50,200	37,400
2	186,000	211,000	197,000
Big	787,000	959,000	957,000

Tabla A.5.2: BE/ME promedio de cada portafolio

ME	BE/ME		
	Low	2	High
Small	0.5	1.0	2.6
2	0.4	0.7	1.4
Big	0.3	0.5	1.0

Tabla A.5.4: Número de acciones promedio en cada portafolio por periodo

ME	BE/ME		
	Low	2	High
Small	9.3	9.1	7.1
2	9.2	8.5	7.5
Big	8.8	7.9	7.7

Tabla A.5.5: Exceso de retorno mensual promedio portafolios (%)

ME	BE/ME		
	Low	2	High
Small	0.5	0.6	0.7
2	0.3	1.0	1.2
Big	-0.1	0.4	0.4

Tabla A.5.6: Volatilidad mensual (%)

ME	BE/ME		
	Low	2	High
Small	6.4	6.6	9.5
2	6.4	7.1	8.4
Big	6.8	6.1	6.6

**Anexo n°6: Regresiones FM (test CAPM) – Portafolios agrupados por tamaño (ME) y ratio valor libro a valor de mercado (BE/ME)**

Tabla A.6.1: Resumen test – t regresiones FM

variable	observaciones	media	error estándar	t	P> t	[95% intervalo conf.]	
$\gamma_{Mcdo Chile}$	108	-0.0059	0.0120	-0.4919	0.6238	-0.0297	0.0179
intercepto	108	0.0118	0.0105	1.1266	0.2624	-0.0090	0.0326

Tabla A.6.2: Estadísticos para el  $R^2$  correspondiente a las regresiones *cross – section*

	observaciones	media	desviación estándar	min	max
$R^2$	108	0.1811	0.1937	0.0003	0.8062

El p – valor correspondiente al coeficiente asociado al beta de mercado es 0.62, por lo que no se podría rechazar la hipótesis nula que sostiene que  $\gamma_{Mcdo Chile} = 0$ . En otras palabras, el modelo CAPM no sería suficiente para explicar las diferencias de retorno entre las acciones chilenas.

## Anexo n°7: Regresiones FM – Considerando inflación estimada

Tabla A.7.1: Resumen test – t regresiones FM

variable	observaciones	media	error estándar	t	P> t	[ 95% intervalo conf. ]	
$\gamma_{SMB}$	108	0.0071	0.0036	1.9803	0.0502	-0.00001	0.0141
$\gamma_{HML}$	108	0.0096	0.0044	2.1956	0.0303	0.0009	0.0183
$\gamma_{MOM}$	108	0.0002	0.0043	0.0569	0.9547	-0.0082	0.0087
$\gamma_{Medio}$	108	0.0018	0.0187	0.0618	0.922	-0.0352	0.0389
intercepto	108	0.0012	0.0190	-0.0257	0.9508	-0.0364	0.0388

Tabla A.7.2: Estadísticos para el  $R^2$  correspondiente a las regresiones *cross – section*

	observaciones	media	desviación estándar	min	max
$R^2$	108	0.6757	0.1964	0.1184	0.9884

El coeficiente  $\gamma_{HML}$  es significativo al 5% y el p – valor asociado a  $\gamma_{SMB}$  es 0.0502. Los otros coeficientes no tendrían significancia en las diferencias de los retornos accionarios entre acciones durante el periodo comprendido desde julio de 1992 a junio de 2006. Los resultados son prácticamente iguales a los presentados en el caso base de esta tesis, considerando la inflación observada en la determinación de la tasa libre de riesgo chilena. El  $R^2$  promedio de las regresiones es bastante alto, muy por encima del promedio observado en las regresiones donde se prueba el modelo CAPM.

## Anexo n°8: Construcción alternativa de los factores SMB y HML

Tabla A.8.1: Descripción de los factores (% mensual)

factor	media	desviación		
		estandar	mínimo	máximo
SMB	0.688	4.289	-8.75	15.04
HML	0.869	4.150	-10.14	13.87
MOM	0.520	3.388	-8.32	11.06
mercado	0.525	5.962	-30.12	18.38

Tabla A.8.2: Correlación entre factores

	SMB	HML	MOM	mercado
SMB	1			
HML	0.5238*	1		
MOM	0.0234	0.0136	1	
mercado	-0.0814	0.1059	-0.106	1

\* significativo al 5%.

Tabla A.8.4: Número de acciones promedio en cada portafolio por periodo (trimestral)

ME	BE/ME		
	Low	2	High
Small	6.29	8.77	10.54
2	8.82	9.34	7.01
Big	11.96	8.46	4.09

Tabla A.8.5: Resumen test – t regresiones FM

variable	observaciones	media	error estándar	t	P> t	[ 95% intervalo conf. ]	
$Y_{SMB}$	108	0.0159	0.0058	2.7436	0.0071	0.00441	0.0274
$Y_{HML}$	108	0.0119	0.0049	2.4576	0.0156	0.0023	0.0215
$Y_{MOM}$	108	-0.0002	0.0041	-0.0505	0.9598	-0.0083	0.0079
$Y_{Mdo}$	108	-0.0010	0.0198	-0.0508	0.9595	-0.0403	0.0383
intercepto	108	0.0048	0.0196	0.2438	0.9795	-0.0340	0.0436

Tabla A.8.6: Estadísticos para el  $R^2$  correspondiente a las regresiones *cross – section*

	observaciones	media	desviación estándar	min	max
$R^2$	108	0.6737	0.1981	0.1275	0.9918

### Anexo n°9: Análisis intra – características

Cochrane (2001), después de graficar 25 portafolios (según ME y BE/ME) de acciones del NYSE encontró que variación en el tamaño produce una variación en el exceso de retorno que estaría positivamente correlacionada con el beta de mercado (para cada grupo según ratio BE/ME). Contrariamente, halló que al variar el ratio BE/ME existiría una relación negativa entre el exceso de retorno y el beta de mercado (para cada grupo según tamaño). En el caso chileno, no se ve a simple vista que se cumplan las relaciones anteriormente descritas<sup>44</sup>.

Figura A.9.1: Exceso de retorno vs. beta de mercado (9 portafolios según ME y BE/ME). Conectados los distintos ME para cada clase de BE/ME.

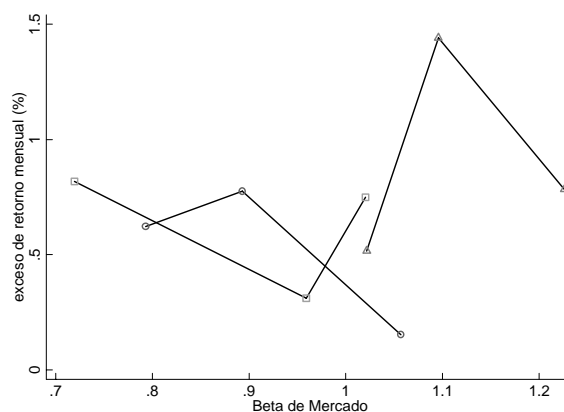
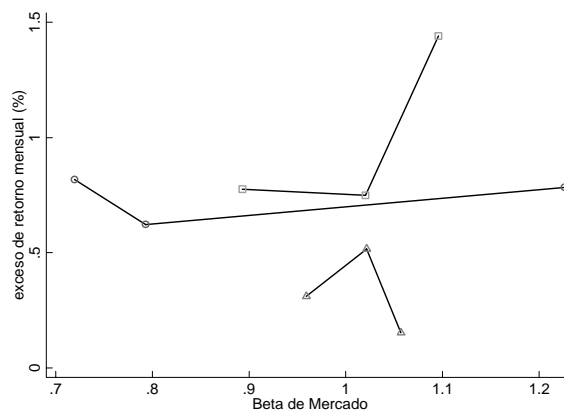


Figura A.9.2: Exceso de retorno vs. beta de mercado (9 portafolios según ME y BE/ME). Conectados los distintos BE/ME para cada clase de ME.



<sup>44</sup> Esto podría deberse a la inferior cantidad de portafolios generados para el caso chileno.

## Anexo n°10: Demostración riesgo acotado por covarianza promedio

Si se construye una cartera con N activos, donde se invierte  $\frac{1}{N}$  en cada activo, la varianza de la cartera queda dada por:

$$\begin{aligned}\sigma_c^2 &= \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_i w_j \sigma_i \sigma_j = \left(\frac{1}{N}\right)^2 \sum_{i=1}^n \sigma_i^2 + \left(\frac{1}{N}\right)^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \sigma_{ij} (\forall i \neq j) \\ &= \left(\frac{1}{N}\right)^2 \sum_{i=1}^n \sigma_i^2 + \frac{1}{N^2} (N^2 - N) COV_{prom}\end{aligned}$$

Luego, si N es grande,  $\sigma_c^2 \rightarrow COV_{prom}$



## Anexo n°11: Test de diferencia de medias de los excesos de retornos promedio de los portafolios dependientes

Tabla A.11.1: Exceso de retorno mensual promedio (%)

Low MOM				High MOM			
ME	BE/ME		<i>High - Low</i>	ME	BE/ME		<i>High - Low</i>
	Low	High			Low	High	
Small	0.4	0.8	<i>0.4</i>	Small	1.1	1.6	<i>0.5</i>
Big	-0.1	0.3	<i>0.4</i>	Big	0.3	0.9	<i>0.6**</i>
<i>Small - Big</i>	<i>0.5**</i>	<i>0.5</i>		<i>Small - Big</i>	<i>0.8*</i>	<i>0.7*</i>	
<i>High MOM - Low MOM</i>							
			<i>0.7**</i>				<i>0.8*</i>
			<i>0.4**</i>				<i>0.6**</i>

\* diferencia positiva al 5%

\*\* diferencia positiva al 10%

## Anexo nº12: Regresión *Cross – Section*

Tabla A.12.1: Regresión *cross – section* controlando con *dummies* de tiempo

variable	coeficiente	error estándar	t	P> t	[95% intervalo conf.]
$\hat{\beta}_{SMB}$	0.0049	0.0028	1.76	0.078	-0.0006 0.0104
$\hat{\beta}_{HML}$	0.0083	0.0037	2.25	0.025	0.0011 0.0155
$\hat{\beta}_{MOM}$	0.0019	0.0043	0.44	0.658	-0.0066 0.0104
$\hat{\beta}_{Mdo}$	-0.0060	0.0145	-0.41	0.679	-0.0344 0.0224
constante	0.0119	0.0145	0.82	0.413	-0.0166 0.0405
tiempo				0.000	(108 categorías)
$R^2 = 0.6919$					

Figura A.12.1: Error en regresión *cross – section* (orden temporal)

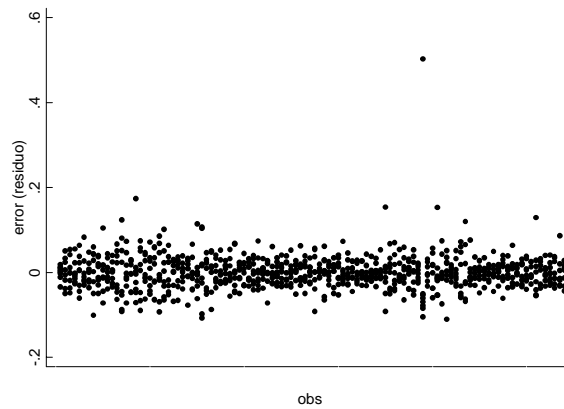
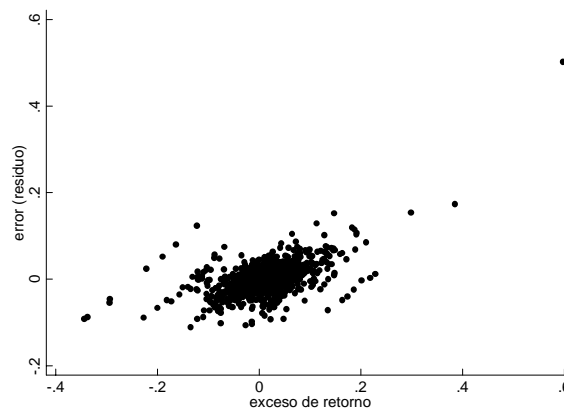


Figura A.12.2: Error en regresión *cross – section* (ordenado por exceso de retorno)



### Anexo n°13: Regresiones FM – con respecto a cada factor por separado

Tabla A.13.1: Resumen test – t regresiones FM y estadísticos para el  $R^2$  correspondiente a las regresiones *cross – section*

variable	observaciones	media	error estándar	t	P> t	[95% intervalo conf.]	
$Y_{SMB}$	108	0.0065	0.0035	1.8273	0.0704	-0.0005	0.0135
intercepto	108	0.0047	0.0056	0.8446	0.4002	-0.0064	0.0158

observaciones	media	desviación estándar	min	max
$R^2$	108	0.2146	0.1968	0.00002 0.7647

variable	observaciones	media	error estándar	t	P> t	[95% intervalo conf.]	
$Y_{HML}$	108	0.0083	0.0043	1.9254	0.0568	-0.0002	0.0168
intercepto	108	0.0032	0.0054	0.5973	0.5515	-0.0075	0.0140

observaciones	media	desviación estándar	min	max
$R^2$	108	0.2142	0.2129	0.00003 0.8916

variable	observaciones	media	error estándar	t	P> t	[95% intervalo conf.]	
$Y_{MOM}$	108	0.0028	0.0043	0.6554	0.5136	-0.0057	0.0113
intercepto	108	0.0118	0.0059	2.0031	0.0477	0.0001	0.0234

observaciones	media	desviación estándar	min	max
$R^2$	108	0.1680	0.1751	0.00002 0.8338

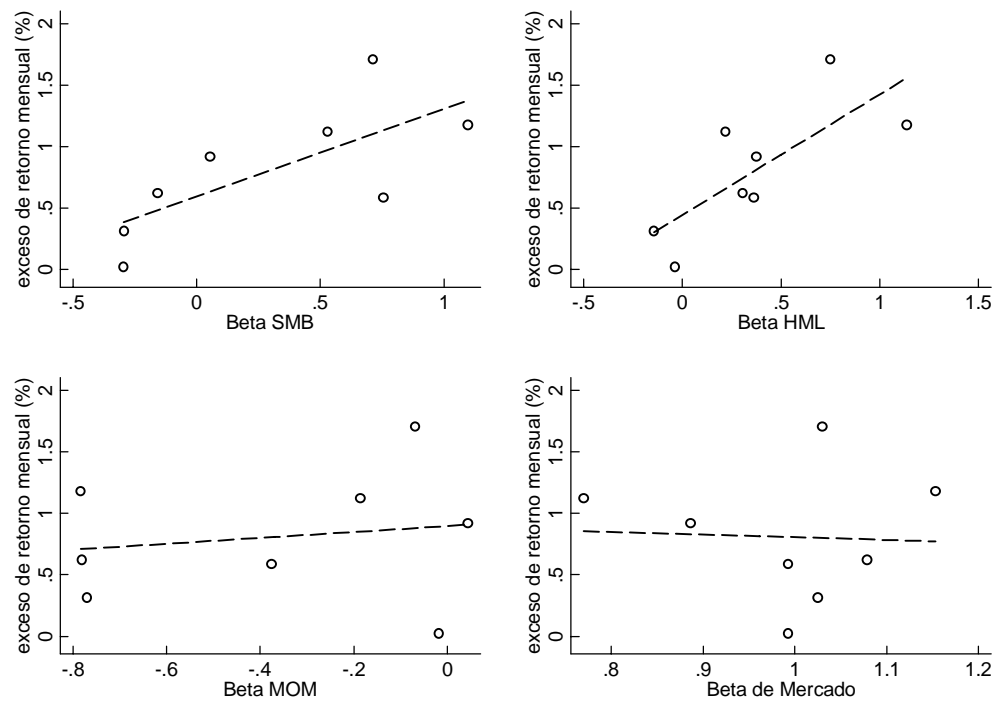
variable	observaciones	media	error estándar	t	P> t	[95% intervalo conf.]	
$Y_{Mdo}$	108	0.0008	0.0134	0.0564	0.9551	-0.0257	0.0272
intercepto	108	0.0062	0.0135	0.4575	0.6482	-0.0206	0.0330

observaciones	media	desviación estándar	min	max
$R^2$	108	0.1680	0.1985	0.00004 0.8385

## Anexo n°14: Exceso de retorno vs. betas – con respecto a cada factor por separado

Figura A.14.1: Exceso de retorno vs. betas (regresiones considerando 1 factor)



Pendiente línea punteada en cada gráfico:

SMB = 0.0071; HML = 0.0098; MOM = 0.0024; Mcd = -0.0022.

**Anexo n°15: Descripción de los portafolios dependientes construidos a partir de la intersección de grupos de tamaño, ratio BE/ME (rebalanceados trimestralmente)**

Tabla A.15.1: ME promedio de cada portafolio (en MM de \$)

ME	BE/ME		
	Low	2	High
Small	59,300	50,500	37,300
2	196,000	205,000	182,000
Big	789,000	1,010,000	949,000

Tabla A.15.2: BE/ME promedio de cada portafolio

ME	BE/ME		
	Low	2	High
Small	0.5	1.0	2.7
2	0.4	0.7	1.4
Big	0.3	0.5	1.0

Tabla A.15.4: Número de acciones promedio en cada portafolio por periodo

ME	BE/ME		
	Low	2	High
Small	9.4	9.1	7.2
2	9.2	8.6	7.5
Big	9.0	8.0	7.6

Tabla A.15.5: Exceso de retorno mensual promedio portafolios (%)

ME	BE/ME		
	Low	2	High
Small	0.6	1.2	1.4
2	0.5	0.8	1.2
Big	0.0	0.4	0.8

Tabla A.15.6: Volatilidad mensual (%)

ME	BE/ME		
	Low	2	High
Small	6.9	7.5	9.9
2	6.2	6.6	8.2
Big	6.8	6.4	6.7

## Anexo n°16: Regresión *Time – Series*

Tabla A.16.1: Regresión en series de tiempo controlando con *dummies* de portafolio

variable	coeficiente	error estándar	t	P> t	[95% intervalo conf. ]	
SMB	0.3850	0.0388	9.93	0.000	0.3090	0.4611
HML	0.0048	0.0302	0.16	0.874	-0.0545	0.0641
mercado	0.9946	0.0187	53.16	0.000	0.9579	1.0313
constante	0.0003	0.0011	0.23	0.816	-0.0019	0.0024
portafolio				0.037	(9 categorías)	
$R^2 =$		0.6714				

Figura A.16.1: Error en regresión en series de tiempo (orden temporal)

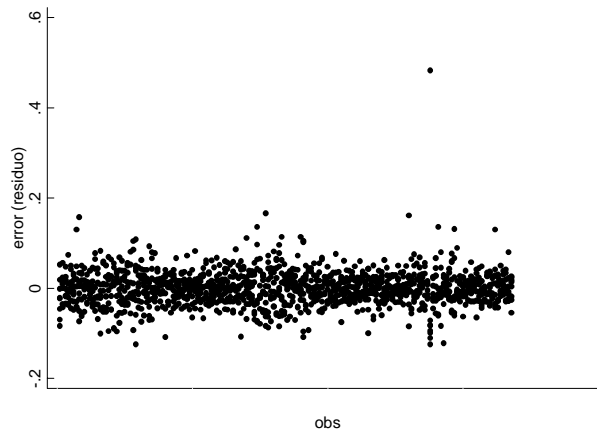


Figura A.16.2: Error en regresión en series de tiempo (ordenado por exceso de retorno)

