



Estimaciones de retornos en corte transversal. Una aplicación para el mercado norteamericano y Chileno

TESIS PARA OPTAR AL GRADO DE DOCTOR EN ADMINISTRACIÓN DE NEGOCIOS

Alumno: Fernando Mejido Muñoz

Profesor Guía: Erwin Hansen

Profesor co-guía: Marco Morales

Santiago, mayo de 2022

**Estimaciones de retornos en corte transversal.
Una aplicación para el mercado Norteamericano y
Chileno**

by

Fernando Mejido*

Doctorado en Administración de Negocios, Facultad de Economía y Negocios,
Universidad de Chile

Abstract

En este trabajo, compuesto de tres documentos que pretenden ser publicados en forma independiente, pretendemos analizar la metodología de Fama y Macbeth (FM en adelante) para testear modelos predictores de retornos y a su vez mostrar las ventajas de utilizar una metodología alternativa con Datos de Panel (DP en adelante) utilizando efectos fijos de tiempo e individuales (EFTI en adelante). Aplicamos ambas metodologías al mercado norteamericano y chileno con resultados muy diferentes para la mayoría de los coeficientes estimados.

**E-mail*: fmejido@fen.uchile.cl

Introducción

Este trabajo tiene el propósito de cumplir con la exigencia investigativa para optar al grado de doctor en Administración de Negocios de la Facultad de Economía y Negocios de la Universidad de Chile y de éste se espera generar tres papers para ser enviados a revistas científicas. En un primer documento (Capítulo 1) muestro la metodología basada en dos etapas para testear modelos predictores de retornos propuesta por FM, la cual ha sido utilizada hasta los años actuales, siendo definitivamente la metodología más utilizada tanto para testear el modelo CAMP como modelos de multiples factores basados en el modelo de APT de Sthepen Ross¹. Mostramos que los estimadores obtenidos a través de la metodología de FM serían inconsistentes y luego planteamos la posibilidad de utilizar una metodología basada en DP con EFTI en donde sí se realizarían estimaciones consistentes. Primero, basados en Campello et al. (2013), mostramos que si bien es cierto, FM al realizar una primera etapa con series de tiempo y luego una segunda de corte transversal, se hacen cargo de la heterogeneidad temporal de las variables en estudio, esta metodología no se hace cargo de las eventuales características individuales de cada una de las variables de estudio (heterogeneidad individual) por el solo hecho de que se trata de acciones de distintas industrias (ver además Petersen 2009 y Thomson 2011). Presentamos en este primer paper que estimar coeficientes con la metodología de FM es similar a estimar con DP

¹Stephen, A. R. (1976). Return, Risk and Arbitrage. Risk and Return in Finance.

con efectos fijos de tiempo (EFT en adelante). Luego a través de una simulación de Montecarlo, basada en Petersen (2009), mostramos que la metodología de FM y/o DP EFT, no entregan estimadores consistentes, sin embargo, con el mismo experimento vemos que la metodología con DP EFTI si entrega estimadores consistentes. En un segundo paper (Capítulo 2), aplicamos ambas metodologías (FM y DP) a empresas del mercado norteamericano entre los años 1963 y 2015. Encontramos resultados contradictorios entre ambas metodologías para el modelo CAPM y para el modelo de tres factores de Fama y French de 1993 (FF en adelante) lo que sugiere al menos seguir investigando sobre las bondades que entregarían esta metodología basada en DP con EFTI. Aprovechamos, en este segundo paper, de testear algunas de las principales características que explicarían retornos anormales, encontradas en la literatura desde el año 1973, ratificando que los resultados difieren considerablemente entre ambas metodologías. Finalmente, este trabajo de investigación termina con la idea de publicar un tercer paper (Capítulo 3) que muestra la aplicación de ambas metodologías al mercado chileno. En esta última investigación, ratificamos los resultados contradictorios encontrados con datos del mercado norteamericano.

1 Capítulo 1(Paper 1): Metodologías alternativas de corte transversal para testear modelos predictores de retornos.

1.1 Introducción

Desde que Sharpe (1964), Lintner (1965a) y Mossin (1966), propusieran el modelo de valoración de precios de activos de capital, CAPM, los investigadores han dedicado décadas a intentar, por un lado, legitimar dicho modelo y por otro, intentar buscar modelos que mejor estimen los retornos de un activo financiero. La mayoría de los modelos de valoración se basan en que los retornos que se espera recibir de un activo riesgoso están explicados por la tasa libre de riesgo más una compensación por riesgo. Precisamente, la manera de estimar dicha compensación es en lo que se diferencian los distintos modelos de valoración que podemos encontrar en la literatura. El modelo CAPM propone que un solo factor sistemático explicaría los retornos de un activo riesgoso. Su uso es amplio no solo para predecir retornos sino que también para estimar tasas de costo de capital o para evaluar la gestión de administradores de carteras de inversión en los mercados de capitales (Rossi 2016), sin embargo, otros modelos basados principalmente en el Modelo de Precios de Arbitraje (Ross 1976), plantean que los retornos de un activo se explican por varios factores sistemáticos como por ejemplo el tamaño y la relación libro a mercado o book to market (Fama y

French 1993). Fama y French, el año 2015 agregan dos factores adicionales de riesgo sistemático a su modelo de 1993: la rentabilidad y el nivel de inversiones.

Los primeros estudios sobre la significancia de los modelos predictores de retornos se basaron en regresiones de series de tiempo (Miller y Scholes, 1972), donde se testeaban coeficientes promedios de pendiente y constante. Luego se comenzaron a utilizar regresiones de corte transversal, es decir se regresionan los retornos de varios activos (acciones) en un mismo momento del tiempo con los retornos de un período delante de cada activo. Sin embargo, la literatura también muestra que se pueden usar ambos métodos en forma conjunta (Goyal, 2012; Fama y French, 2004; Cochrane, 2009).

Una de las primeras estimaciones del modelo de CAPM- fue hechas por Black. F et al (1972), quienes encuentran apoyo para el CAPM, aunque concluyen que la constante es demasiado grande y la pendiente no alcanza a ser el exceso de rendimiento promedio observado en el mercado de valores. Luego Blume y Friend (1973) en un estudio similar al de Black, verifican la relación lineal entre riesgo sistemático y retorno accionario. Fama y MacBeth (1973), FM en adelante, utilizando un novedoso procedimiento de dos pasos que será descrito más adelante, también encuentran que el CAPM no puede ser rechazado, al encontrar en promedio una relación lineal positiva entre la rentabilidad y el riesgo sistemático.

Sin duda que la metodología de FM representa una contribución histórica hacia la

validación o rechazo empírico de las implicaciones básicas entre riesgo y retorno tanto del CAPM como también de otros modelos multifactoriales. FM interpretó el CAPM suponiendo una relación lineal básica entre los rendimientos de las acciones y las betas del mercado que deberían explicar completamente la sección transversal de los rendimientos en un momento específico en el tiempo. Desde entonces, la metodología de FM ha sido la más utilizada para testear modelos predictores de retornos. Incluso, también esta metodología se ha utilizado en otras áreas de las finanzas corporativas, como por ejemplo en estudios sobre estructura de capital (Fama y French, 1998 y 2002), capital de trabajo y valor (Baños-Cavallero et al., 2019) y política de dividendos (Grinstein y Michaely, 2005).

En este documento pretendemos hacer un análisis sobre el uso de la metodología de FM y a la vez presentar una metodología alternativa basada en Datos de Panel con efectos fijos de tiempo e individuales (DP EFTI en adelante). Mostramos que aplicar la metodología de FM es lo mismo que aplicar Datos de Panel con efectos fijos de tiempo (DP EFT en adelante) y luego, a través de una simulación de Montecarlo, mostramos que los estimadores bajo la metodología de FM y DP EFT lograrían estimadores inconsistentes. Finalmente constatamos que bajo la metodología de DP EFTI sí se realizarían estimaciones consistentes.

En la siguiente sección presentamos dos de los modelos predictores de retornos más utilizados en los mercados de capitales, el modelo CAPM y el modelo de tres

factores de Fama y French (FF), luego en la sección siguiente mostramos las dos metodologías analizadas, la de FM y las de DP (con y sin efectos fijos individuales). A continuación hacemos una revisión de la literatura para luego, a través de un experimento de Montecarlo basado en Petersen (2009), mostramos la consistencia o inconsistencia de los estimadores de ambas metodologías. Por último concluimos y sugerimos sobre investigaciones futuras.

1.2 Modelos predictores de retornos y algunas pruebas empíricas

La literatura presenta diversos modelos que intentan predecir los retornos de activos riesgosos. Tal vez el más aceptado y utilizado empíricamente en los mercados es el modelo CAPM, el cual se basa en la teoría de portafolio media-varianza desarrollada por Harry Markowitz (1952) y una de las hipótesis de partida es que el mercado está en equilibrio. Plantea que el riesgo que representa un activo se puede clasificar en riesgo propio (o idiosincrático) y en un riesgo que depende del comportamiento del mercado en su conjunto y que, por lo tanto, el activo enfrentará a todo evento. A este último riesgo se le denomina riesgo sistemático. Respecto al riesgo idiosincrático o propio de cada activo, el modelo CAPM supone que un inversionista lo puede minimizar e incluso eliminar al incorporar el activo a una cartera de inversiones. Por lo tanto, el modelo plantea que solo el riesgo sistemático es aquel que el inversionista debería enfrentar al invertir en un activo determinado.

El modelo CAPM establece que el retorno exigido de un activo riesgoso es equivalente a la tasa libre de riesgo R_f más un premio por riesgo que a su vez corresponde al premio por riesgo de mercado $[E(R_m) - R_f]$ multiplicado por el riesgo sistemático del activo riesgoso (β_i), es decir, tal como se presenta en la ecuación (1):

$$E(R_i) = R_f + (E(R_m) - R_f)\beta_i \quad (1)$$

Donde el coeficiente beta es igual a:

$$\beta_i = \frac{Cov(R_i; R_m)}{\sigma_m^2} \quad (2)$$

La estimación del riesgo sistemático regularmente se realiza estimando el modelo de mercado, que es una aplicación práctica del modelo CAPM, utilizando retornos en exceso, tal como se presenta en la siguiente ecuación:

$$R_{it} - R_f = \alpha_i + \beta_i(R_{mt} - R_{ft}) + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

La evidencia empírica muestra que el CAPM, con su única fuente de riesgo (beta de mercado), no es capaz de explicar los retornos en exceso de cualquier activo, sino más bien existirían otras fuentes de riesgo sistemático e incluso habrían factores de tipo idiosincrático, los que se denominan en la literatura como anomalías al CAPM. Alguno de estos estudios son el de Banz (1981), quién encontró que el valor de mercado de una empresa (tamaño) añadía una fuente explicatoria más importante a las variaciones

observadas de los retornos promedios en relación al beta de mercado. Bhandari (1988) encuentra otra contradicción importante en el modelo: la relación positiva existente entre leverage y retorno promedio encontrada. Además, plantea que es posible que el leverage esté asociado con riesgo y retorno esperado, sin embargo en el modelo CAPM, el riesgo de leverage debe ser capturado por el beta de mercado. Stattman (1980) y Rosenberg, Peid y Lanstein (1985) encontraron que el retorno promedio en las acciones estadounidenses está positivamente relacionada a la razón valor libro a valor de mercado (Book to Market).

Fama y French (1992 y 1993), estudiaron el comportamiento del mercado accionario estadounidense en el período 1941 a 1990, con el objetivo de evaluar el rol conjunto del beta, el patrimonio bursátil, la relación utilidad a precio, el leverage y la razón libro a bolsa en la explicación de los retornos promedios de las acciones. Tomando el trabajo de 1992 como punto de partida, Fama y French (1993) proponen un modelo que relaciona las rentabilidades esperadas de los activos con tres factores de riesgo. El primero de ellos es una cartera de costo cero que produce la rentabilidad en exceso de la cartera de mercado sobre un activo libre de riesgo, y los otros dos son carteras de los activos existentes en la economía relacionadas dos características de los mismos, que son el tamaño (Size) y el cociente Valor Libro a Valor de Mercado (BTM). La relación propuesta del modelo de tres factores se presenta en la siguiente ecuación (4):

$$E(R_{jt}) - R_{ft} = Rf + \beta_t^m(E(R_{mt}) - Rf) + \beta_t^{size}E(size_t) + \beta_t^{btm}(BTM_t) \quad (4)$$

donde R_{ft} es el tipo de interés libre de riesgo, $size_t$ representa a la variable tamaño y se obtiene como diferencia entre la rentabilidad de los activos pequeños y los grandes. La variable BTM_t representa al cociente Valor libro a Valor de Mercado y se obtiene como diferencia entre la rentabilidad de las empresas con alto ratio Book to Market menos la de las empresas con un bajo ratio, independientemente de su tamaño y los betas, β_t^m , β_t^{SIZE} y β_t^{btm} , son las sensibilidades de la rentabilidad de los activos a los factores de riesgo considerados.

La lista de investigaciones sobre estimaciones de corte transversal de retornos es interminable, solo por dar un ejemplo, en el Journal Review Financial Study existen más de 1.800 papers relacionados a modelos predictores de retornos, probados con retornos de sección cruzada en el tiempo. La mayoría de los estudios han encontrado una relación plana entre los retornos de un activo y el retorno de un factor de mercado e incluso también han mostrado que la constante en las regresiones de sección cruzada es significativamente distinta de cero, lo que lleva a pensar que al aplicar el modelo de mercado (CAPM) existirían variables omitidas, denominadas anomalías al modelo CAPM. A pesar de que algunos estudios lo desacreditan empíricamente, el modelo CAPM es el más utilizado en la práctica. Un ejemplo de esto último es la investigación de Ivo Welch (2008) quién muestra que el 75% de los profesores de finanzas recomiendan usarlo.

Precisamente uno de los desafíos que se han propuesto diferentes autores es intentar buscar aquellas "eventuales" variables omitidas. Para esto, Goyal (2012) plantea tres enfoques. El primero, busca encontrar factores utilizando la teoría y la intuición económica. En este enfoque aparece el modelo CAPM como el modelo base, sin embargo también se han testeado modelos como el de Merton (1973) que plantea una relación de más de un período, denominado ICAPM. Un segundo enfoque que plantea Goyal (2012) para testear factores que expliquen retornos se basan en el modelo de precios de arbitraje, APT, de Stephen Ross (1976), el cual a la vez se basa en relaciones estadísticas entre los retornos de un activo y los eventuales factores sistemáticos. Precisamente sobre este enfoque se basa la propuesta del modelo de tres factores de Fama y French (1993) . Posteriormente los mismos autores proponen el año 2015 un modelo de cinco factores, donde a los factores sistemáticos SMB y HML, agregan un factor de rentabilidad, RMW y otro de Inversión, CMA.

Por último, Goyal (2012), plantea que existe un enfoque que busca en las características de cada empresa una explicación de los retornos en exceso que tendría un activo. A estas características se les han denominado "anomalías". Según Juhani T Linnainmaa, Michael R Roberts (2018), una “anomalía” en el contexto de la economía financiera generalmente se refiere al rechazo de un modelo de valoración de activos, como el modelo de valoración de activos de capital (CAPM) o el modelo de tres factores de Fama y French (1993). Sobre estas anomalías se han escrito muchos artículos

basados en modelos multifactoriales para intentar capturar parte del riesgo que el factor de mercado no logra explicar. Harvey et al (2016), como señalamos anteriormente, plantean que al menos se han testeado 202 características idiosincráticas en diferentes investigaciones, así como 113 factores comunes o sistemáticos, lo que muestra la gran cantidad de trabajos que buscan encontrar por una parte validar o no el modelo CAPM como también buscar modelos alternativos al CAPM ya sea con otros factores sistemáticos como con variables idiosincráticas o propias de cada compañía, denominadas anomalías.

En las próximas dos secciones presentamos dos metodologías para probar empíricamente modelos predictores de retornos con estimaciones de corte transversal, la primera a la cual nos referimos anteriormente, es la metodología en dos etapas de FM y la segunda, una metodología basada en DP con EFT y EFTI.

1.3 Metodología de Fama y Macbeth

FM (1973) proponen una metodología para probar empíricamente el modelo CAPM, la cual se basa en dos etapas. En un primer paso se estiman los betas para diversos activos en series temporales y luego estos coeficientes se utilizan para estimar a través de regresiones de sección cruzada, los retornos esperados para estos activos. Estos autores encuentran en la versión cero beta de Black (1972), que existiría una relación lineal y positiva entre la rentabilidad y el riesgo sistemático. Desde entonces, este

procedimiento se ha venido aplicando sistemáticamente por los investigadores que buscan validar distintos modelos predictores de retornos.

En una primera etapa FM proponen para probar el modelo, estimar a través de OLS los coeficientes betas de cada activo mediante el modelo que se expresa la ecuación (5) :

$$R_{jt} = r_t + (Rm_t - r_t)\beta_{jm} + \varepsilon_{jt} \quad (5)$$

Donde R_{jt} es la rentabilidad del activo j en el momento t , r_t representa el retorno de una inversión libre de riesgo, Rm_t representa la rentabilidad del mercado en el momento t , β_{jm} es el riesgo sistemático del activo j y ε_{jt} es el error poblacional.

Luego en una segunda etapa proponen realizar regresiones de sección cruzada y en cada mes de la muestra, de los rendimientos futuros de cada activo contra el coeficiente beta previamente estimado. Dado este segundo paso, ya no se tiene una sola regresión como en el primero, sino que T regresiones con N observaciones cada una. En otras palabras se realiza una regresión de sección cruzada para cada mes $t = 1, \dots, T$. Así como se presenta en la ecuación (6),

$$R_{jt+1} = \delta_{0t+1} + \delta_{1t+1}\beta_{jt} + \mu_{jt+1} \quad (6)$$

Donde R_{jt+1} es el rendimiento de cada activo j en el período $t + 1$, β_{jt} es el beta del activo j estimado mediante el modelo de mercado durante los 60 meses anteriores al mes t y μ_{jt+1} es la perturbación del modelo. De esta manera, dados T períodos de

datos, se estima la regresión (2) mediante mínimos cuadrados ordinarios (MCO) para cada mes $t, t = 1, \dots, T$, de tal manera que se obtienen T estimadores de δ_{0t} y δ_{1t} .

Los promedios de las series temporales de las pendientes e intercepto mensuales, junto con los errores estándar de los promedios, se utilizan para probar si la prima promedio para el beta es positiva y si el rendimiento promedio de los activos no correlacionados con el mercado es igual al promedio de la tasa de interés libre de riesgo.

Por lo tanto, dada la serie temporal de δ_{0t} y δ_{1t} , proponen contrastar las dos implicaciones del modelo usando un estadístico t habitual, tal como se presenta a continuación en las ecuaciones (7), (8) y (9):

$$t(\delta_i) = \frac{\widehat{\delta}}{\widehat{\sigma}_{\delta_i}} \quad (7)$$

Donde

$$\widehat{\delta}_t = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \widehat{\delta}_{it} \quad (8)$$

y

$$\widehat{\sigma}_{\delta_i}^2 = \frac{1}{T(T-1)} \sum_{t=1}^T (\widehat{\delta}_{it} - \widehat{\delta}_t)^2 \quad (9)$$

La distribución del estadístico $t(\delta_i)$ es una t de Student con $(T-1)$ grados de libertad y, asintóticamente se distribuye como una distribución normal estándar con media 0 y varianza 1.

Las aplicaciones de esta metodología en los últimos años se pueden encontrar en más de 9,690 artículos que citan a FM (1973), según lo compilado por Google Scholar (Bai and Zhou, 2015) y se ha convertido en un estándar para la estimación y prueba de diferentes versiones del modelo CAPM y del modelo multifactorial APT de Ross. Su aplicación en dos pasos para la estimación de los parámetros de modelos predictores de retornos ha sido muy efectivo sobre todo para modelos multifactoriales, ya que puede modificarse fácilmente para acomodar medidas de riesgo adicionales no beta (CAPM).

La metodología de FM no ha estado exenta de críticas y por lo tanto en la sección subsiguiente hacemos una revisión de la literatura a contar del año 1973, año en el cual FM presentan su paper. A continuación mostramos una metodología alternativa basada en DP con EFT y EFTI.

1.4 Metodología con Datos de Panel

Proponemos utilizar una metodología basada en DP con EFTI que permite incorporar no solo la dimensión temporal de los datos a través de los EFT, sino que también la heterogeneidad individual de los datos en cada momento del tiempo, al controlar por temporalidad y características individuales realizando estimaciones con EFTI. La aplicación de esta metodología permite analizar dos aspectos de suma importancia cuando se trabaja con este tipo de información y que forman parte de la heterogenei-

dad no observable: los efectos fijos individuales (EFI) y los efectos fijos temporales (EFT).

En lo que se refiere a los EFI, se dice que estos son aquellos que afectan de manera desigual a cada uno de los agentes de estudio contenidos en la muestra pero que no varían en el tiempo.

Los efectos temporales son aquellos que afectan por igual a todas las unidades individuales del estudio. Este tipo de efectos pueden asociarse, por ejemplo, a los choques macroeconómicos que pueden afectar por igual a todas las acciones del mercado.

Una regresión de DP se diferencia de una regresión de serie temporal o de sección transversal como lo plantea FM, en que tiene un subíndice doble en sus variables, es decir,

la especificación general del modelo es la siguiente (Baltagi):

$$Y_{it} = \alpha_{it} + X_{it}\beta + \mu_{it} \quad \text{con } i = 1, \dots, N, ; t = 1, \dots, T \quad (10)$$

Donde i se refiere al individuo o unidad de estudio, t se refiere a la dimensión en el tiempo, α_{it} contiene tanto los efectos fijos individuales y temporales, β es un vector de K parámetros y X_{it} es la i -ésima observación al momento t para las K variables explicativas. En este caso, la muestra total de las observaciones en el modelo vendría dado por $N \times T$.

La mayoría de las aplicaciones de DP utilizan un modelo de componente de error unidireccional para las perturbaciones, como se presenta en la ecuación (11):

$$\mu_{it} = \mu_i + v_{it} \quad (11)$$

donde μ_i denota el efecto específico del individuo no observable y v_{it} denota el resto de la perturbación.

Algunos autores plantea el modelo de la ecuación (11) con perturbaciones de componentes de error en dos dimensiones, tal como se presenta en la siguiente expresión (Baltagi, B. 2008):

$$\mu_{it} = \mu_i + \lambda_t + \nu_{it} \text{ con } i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T \quad (12)$$

donde μ_i denota el efecto individual no observable, λ_t denota el efecto de tiempo no observable y ν_{it} es el término de perturbación estocástica restante. Tenga en cuenta que λ_t es invariante individualmente y tiene en cuenta cualquier efecto específico del tiempo que no esté incluido en la regresión.

Esta metodología basada en DP tendría una ventaja debido a que no solo se hace cargo de la temporalidad de los datos sino que también se hace cargo de las características individuales fijas que cada empresa tiene en pruebas de corte transversal para testear modelos predictores de retornos. Por esta última razón, más adelante analizaremos si tanto la metodología de FM como la de DP obtienen estimadores consistentes.

1.5 Algunos problemas que presenta la metodología de FM

Ampliando la investigación de Black et al. (1972), FM (1973) presentan pruebas empíricas que muestran tres evidencias:

- *Existe un término de intersección que es mayor que la tasa libre de riesgo.*
- *Existe una relación lineal entre el rendimiento medio y el beta como coeficiente de riesgo sistemático.*
- *Esta relación lineal se mantiene cuando los datos cubren un período de tiempo prolongado (1935 -1968).*

FM (1973) logran estos resultados formando 20 carteras de acciones que cotizan en la Bolsa de Nueva York, en primer lugar, estiman el coeficiente beta (pendiente) utilizando una regresión de series de tiempo sobre los datos mensuales en un período comprende desde el año 1926 a 1968, según datos registrados por el Centro de Investigación en Precios de acciones de la Universidad. de Chicago.

La metodología de FM ha sido criticada en varios artículos, sin embargo es la metodología más utilizada empíricamente para probar la significancia de los parámetros de modelos predictores de retornos. (Fama y French 2019-2004; Ravi Jagannathan et al.,2010). Existen muchos estudios que, utilizando la metodología de FM, evalúan la significación estadística de los parámetros que consideran diferentes modelos predictores de retornos, partiendo por el tradicional CAPM. No en vano el paper de FM (1973) contiene más de 16.000 citas.

Un primer problema que ha sido planteado es que en la ecuación (5) las betas, que serán los regresores del modelo de la ecuación (6), son desconocidas y para poder estimar la ecuación (6) debemos estimar previamente los coeficientes β . Para estimarlos, la manera habitual de hacerlo es utilizar el modelo de mercado (versión práctica del CAPM) donde suponemos que la distribución conjunta de los rendimientos de los activos y del mercado es normal, estacionaria y serialmente independiente.

La utilización de estimaciones de las betas en (6) en vez de las betas verdaderas introduce un problema de errores en variables (EV) en la regresión que produce sesgo e inconsistencia en los estimadores MCO de δ_0 y δ_1 . La eficiencia y consistencia de las estimaciones resultantes para los parámetros δ se verán afectadas negativamente por el grado de incertidumbre relacionado con los regresores supuestamente conocidos en la ecuación [1] (Pasquariello 1999).

La metodología de FM ha sido utilizada en muchos casos con diversas soluciones al problema de EV. Los autores, en su paper de 1973, proponen utilizar carteras en la estimación de las betas lo que incrementa la precisión de los estimadores. Estas carteras deben tener máxima dispersión entre las betas de las carteras, ya que si la dispersión es mínima, la relación (6) no tiene contenido como relación de sección cruzada.

La literatura muestra varias alternativas y criterios para conformar estas carteras, sin embargo, en general, el uso de carteras no elimina totalmente el problema de

errores en variables ya que habitualmente los errores de medida entre las betas de los activos de una misma cartera están correlacionados. Jay Shanken (1992), plantea que la metodología propuesta por FM a pesar de ser muy utilizado en las pruebas de modelos factoriales predictores de retornos, no se sabe mucho sobre sus propiedades estadísticas. Esto debido a que la variable independiente en las regresiones de sección cruzada se estima con error. Shanken propone corregir asintóticamente el sesgo introducido por el problema de EV ajustando el error estándar de los estimadores que aparecen en la ecuación (4) de la metodología propuesta por FM. Propone multiplicar al lado derecho de la EC (8) por:

$$\left(1 + \frac{(\bar{R}_m - \bar{\delta}_0)^2}{\hat{\sigma}_m^2}\right) \quad (12)$$

donde (R_m) y σ_m^2 son los estimadores del rendimiento promedio y varianza muestrales (para $t = 1, \dots, T$) del índice bursátil utilizado como proxy a la cartera de mercado.

Este procedimiento elimina el sesgo producido en el estadístico t por el problema descrito anteriormente denominado errores en variables (EV).

Sin bien es cierto desde FM (1973) mayoritariamente se han utilizado carteras de acciones, existe un enfoque alternativo para estimar las primas de riesgo transversales utilizando solo acciones individuales en vez de carteras. Lo y MacKinlay (1990), Ferson, Sarkissian y Simin (1999, 2003) y Berk (2000) enfatizan que la forma particular

en que se agrupan las acciones en carteras está sujeta a posibles sesgos de indagación de datos. A Ang, J Liu, K Schwarz, 2010 afirman que la formación de carteras reduce drásticamente los errores estándar de los betas utilizados como factores explicativos (debido a la disminución del riesgo idiosincrásico), lo que permitirá lograr estimaciones de corte transversal menos sesgadas, *ceteris paribus*. Muestran que las estimaciones más precisas de los betas en series temporales no conducen a estimaciones más eficientes de las primas de riesgo de los factores. Esto debido a que si bien es cierto el EV disminuye con la formación de carteras, existe un segundo efecto debido a que la variación de la sección transversal de las betas de la cartera, varianza de los β , cambia en comparación con la variación de la sección transversal de las acciones de las betas individuales, varianza de los β . Esto último significa que la formación de carteras destruye parte de la información en la dispersión transversal de la versión beta, lo que hace que utilizar carteras sean menos eficientes que usar acciones individuales. Recientemente, Narasimhan Jegadeesh et al. (2019) utilizan acciones individuales para proponer una solución al EV basada en un enfoque econométrico estándar de Variables Instrumentales obteniendo estimaciones consistentes de las primas de riesgo *ex post*. Los autores, plantean que utilizar carteras pueden enmascarar características relevantes relacionadas con el riesgo o la rentabilidad de las acciones individuales. De hecho, aplican su método basado en variables instrumentales para probar empíricamente si los riesgos propuestos por el CAPM y los modelos de tres y cinco factores

de Fama y French (1993, 2014), y encuentran que ninguno de los riesgos propuestos por estos modelos está asociado con una prima de riesgo significativa en la sección transversal de los rendimientos de las acciones individuales, después de controlar por las características de cada una de las acciones .

Un segundo problema que presenta la metodología de FM es el de independencia transversal. Pasquariello 1999 plantea que “al estimar el modelo de corte transversal a través de Mínimos Cuadrados Ordinarios, se asume implícitamente que la matriz de varianza-covarianza de los residuos η en cada momento del tiempo t , es equivalente a una matriz diagonal. Pasquariello señala que esta elección, cuando no está respaldada adecuadamente por los datos reales, hace que las estimaciones resultantes de los estimadores sean consistentes pero no eficientes. Por lo tanto, los estadísticos t para analizar la significancia de estos parámetros, pueden conducir a una inferencia falsa sobre la hipótesis planteadas.

Finalmente, una crítica de mucha aceptación en la literatura, a los contrastes de modelos predictores de retornos, incluida la metodología de FM y de DP, es la que realiza Roll (1977) el cual plantea que la verdadera cartera de mercado es inobservable ya que ésta no solo debiera estar compuesta por un grupo de acciones que representen un índice determinado, sino que también debiera estar compuesta por capital humano. Roll plantea que si la cartera elegida es eficiente, el CAPM lo será y funcionará, y no lo hará en caso contrario. Al respecto, Roll y Ross (1994) muestran como si la verdadera

cartera de mercado es eficiente, la relación de sección cruzada entre los rendimientos esperados y betas es muy sensible a pequeñas desviaciones de la proxy del mercado con respecto a la verdadera cartera. Plantean que la utilización de una proxy para la verdadera cartera de mercado implica que el CAPM como modelo teórico no es contrastable en la práctica. Las pruebas habituales suponen que el rendimiento de la verdadera cartera de mercado es una función lineal exacta del rendimiento de una cartera de activos cuyos precios son observables. Sin embargo, el uso de proxys para la cartera de mercado no permite mostrar evidencia directa sobre si los contrastes aceptan o rechazan el modelo.

Si bien es cierto, como la metodología de FM no ha estado exenta de críticas, también podemos señalar que ésta presenta ventajas. Por ejemplo, si aceptamos que las betas estimadas en la primera etapa no explican toda la sección cruzada de los rendimientos esperados, lo que aceptamos es que habrían variables omitidas que eventualmente explicarían parte de los retornos de un activo riesgoso. Para esto último, tanto la metodología de FM como la de DP permiten fácilmente contrastar otras variables eventualmente omitidas, lo cual es una ventaja. Por ejemplo, en el caso de FM, solo basta con introducir estas supuestas variables omitidas en el modelo, FM en su modelo de sección cruzada, contrastan la significancia del parámetro asociado con el estadístico de contraste propuesto. En este caso el modelo a estimar propuesto por FM sería el siguiente:

$$R_{jt+1} = \delta_{0t} + \delta_{1t}\beta_{jt} + \delta_{2t}\chi_{jt} + \eta_{jt} ; j = 1, \dots, N \quad (13)$$

Donde,

R_{jt+1} = Son los retornos del activo j en $t = 1$

β_{jt} = Es el coeficiente de riesgo sistemático del activo j

χ_{jt} = Son variables no sistemáticas o anomalías al modelo CAPM

η_{jt} = errores.

FM en su trabajo propusieron varias variables candidatas a ser consideradas anomalías o variables no sistemática. Esta ventaja también se logra con la metodología de DP y por lo tanto sería interesante que se pudiesen, en investigaciones futuras, comparar los resultados entre usar FM y DP EFTI.

Otra ventaja del procedimiento de FM es que no se calculan las varianzas de las estimaciones en cada período de tiempo (lo que requeriría consideraciones de correlación cruzada), sino que se calcula la varianza de las estimaciones promedio, utilizando la serie de tiempo de estas estimaciones temporales, Goyal (2012). El mismo autor plantea que otra ventaja de la metodología de FM, es que se puede aplicar a paneles desbalanceados, es decir se toman los rendimientos solo de las acciones que existen en el momento t , que podrían ser diferentes de las de otro período de tiempo. Esto último será similar a utilizar un panel desbalanceado en la metodología propuesta con EFTI. Además, la distribución de las estimaciones de la prima de riesgo no depende del número de acciones, que puede variar con el tiempo. Además, aunque

en las estimaciones se asumen betas constantes, ambos métodos son flexibles para permitir betas variables en el tiempo.

Un aspecto importante a la hora de plantear si la metodología de FM es adecuada para determinar la validez de un modelo predictor de retornos es si la metodología considera las características individuales de las acciones, ya sea como activos individuales o agrupados en carteras. Si bien es cierto, FM al realizar una primera etapa con series de tiempo y luego una segunda de corte transversal, se hacen cargo de la heterogeneidad temporal de las variables en estudio, con esto no se hacen cargo de las eventuales características individuales de cada una de las variables de estudio (heterogeneidad individual) por el solo hecho de que se trata de acciones de distintas industrias (Thomson 2011). Este último hecho significaría que los estimadores obtenidos por FM serían inconsistentes (Campello et al, 2016), lo que a su vez significaría que las estimaciones por FM se realizarían bajo un escenario de inconsistencia, debido a que esta metodología se hace cargo de las características temporales sin embargo no de las características individuales. Este problema, relevante a nuestro juicio, se puede corregir utilizando estimaciones con DP y EFTI. Precisamente, este trabajo intenta demostrarlo analítica y empíricamente a través de un experimento de Montecarlo, basado en Petersen 2009.

1.6 Principales resultados de los estudios que utilizan la metodología de FM

La metodología de FM nace con su paper “Risk, return, and equilibrium: Empirical tests” del año 1973, el cual de cierta manera valida el modelo CAPM. A contar de su publicación, su metodología comienza a aplicarse en la mayoría de las investigaciones tanto para acreditar o rechazar el modelo como para testear modelos alternativos que buscan por un lado incorporar otros factores sistemáticos y por otro, buscar anomalías o características idiosincráticas que eventualmente pudiesen explicar parte de los retornos de un activo riesgoso . FM en su paper de 1973, aplicando la metodología en dos etapas con datos entre 1965 y 1968 analizan tres hipótesis del modelo CAPM clásico. Utilizando la siguiente ecuación plantean las hipótesis:

$$R_{jt+1} = \delta_{0t} + \delta_{1t}\beta_{jt} + \delta_{2t}\chi_{jt} + \eta_{jt} ; j = 1, \dots, N \quad (14)$$

Donde a la variable de mercado β_i , ponen al lado derecho variables adicionales. La primera es el propio β_i al cuadrado (β_{i2}) para probar la predicción de que la relación entre el rendimiento esperado y la beta son lineales y las varianzas residuales de las regresiones de los rendimientos en el rendimiento del mercado, Se_i , para probar la predicción de que el beta de mercado es la única medida de riesgo necesaria para explicar los rendimientos esperados. Estas variables no se agregan a la explicación de los rendimientos promedio proporcionados por el beta de mercado y por lo tanto,

los resultados de Fama y MacBeth (1973) son consistentes con la hipótesis de que su proxy de mercado (una cartera de acciones de NYSE de igual peso) se encuentra en la frontera de varianza mínima. (Fama y French, 2004).

Luego, las hipótesis planteadas son las siguientes:

Hipótesis 1: la relación entre el retorno esperado de una acción y su riesgo en cualquier cartera eficiente (m) es lineal. $E(\widehat{\delta}_{1t}) = 0$

Hipótesis 2: β_{jt} es una medida completa del riesgo de una acción j en la cartera de mercado m , por lo que los riesgos residuales no afectan a su rentabilidad. $E(\widehat{\delta}_{2t}) = 0$

Hipótesis 3: en un mercado de inversionistas adversos al riesgo, un mayor nivel de riesgo debe estar asociado con una mayor tasa de retorno esperado. $E(\widehat{\delta}_{0t}) > 0$

FM concluyen que $E(\widehat{\delta}_{2t}) = 0$, debido que su valor es muy pequeño y estadísticamente se asume que es igual a cero. Con esto plantean que el riesgo residual no afecta al retorno esperado de los activos. Cuando el coeficiente β_{jt} se estima de forma más confiable, agrupando los activos en carteras, implicaría que el riesgo residual no es significativo estadísticamente.

Con el estudio de la hipótesis 1, también se demuestra que $E(\widehat{\delta}_{1t}) = 0$, por lo tanto, no hay información relevante contenida en los valores individuales de $\widehat{\delta}_{1t}$. Y así β_i^2 no afecta a la tasa esperada de rentabilidad del activo i , ni su coeficiente contiene información importante. Además, concluyen que al estudiar los valores procedentes de $\widehat{\delta}_{1t}$ hay evidencias de que la relación del beta y la rentabilidad esperada del activo

j es positiva y lineal.

Por último, la estimación de $\widehat{\delta}_{0t}$ sugiere que generalmente su valor es superior al de la tasa de retorno de un activo libre de riesgo para el periodo estudiado, siendo $E(\widehat{\delta}_{1t})$ estadísticamente significativa y mayor que cero. Además, su valor suele ser menor que la diferencia entre la tasa media de rendimiento del mercado y la del activo sin riesgo, por lo que parece indicar que el modelo 0-Beta es más consistente con las condiciones de equilibrio que el CAPM clásico.

En definitiva, lo que FM encontraron fue que si el modelo de equilibrio describe las condiciones del mercado, entonces la desviación de un activo individual frente al modelo no debería contener información. Es decir, los residuos tampoco deberían contener información sobre el comportamiento diferencial de cada acción en periodos futuros.

Roll (1977), también utilizando la metodología de FM encuentra que la única hipótesis a contrastar en el modelo de CAPM es que la cartera de mercado es eficiente en media-varianza. Plantea que siempre que se pueda verificar esta hipótesis de eficiencia en media varianza, va a existir una relación lineal entre la rentabilidad y el riesgo sistemático, lo que se debe a una relación matemática de la eficiencia de la cartera de mercado. Roll plantea en definitiva que el modelo CAPM no se puede contrastar debido a que en realidad la cartera de mercado no es observable. Roll analiza los resultados aportados por Fama y Macbeth indicando que en este estudio

eventualmente podría haber una mala especificación de la carteras de mercado y que los autores deberían haber verificado si es que la cartera de mercado contiene los requisitos para ser una buena proxy. Sin embargo, Stambaugh (1982) en una publicación de *Journal of Financial Economic*, investiga sobre la sensibilidad de los test del CAPM a los distintos índices y grupos de activos que los componen. Examina varias proxies de la cartera del mercado (incluyendo acciones, bonos, bienes raíces y bienes de consumo duraderos) y encuentra que las inferencias no son muy sensibles a la proxy del mercado, concluyendo lo contrario a Roll (1977).

Banz (1981) analiza la rentabilidad mensual de acciones americanas y construye carteras de empresas grandes y pequeñas de igual número de acciones. Encuentran que en promedio el rendimiento de empresas de tamaño pequeño supera en 1.52% mensual al rendimiento de la cartera de empresas grandes y muestran que esta diferencia es significativa estadísticamente. Banz, en este estudio, concluye que existe una anomalía en el CAPM dado que este modelo no considera el efecto tamaño de la compañía.

Fama y French (1992) en un estudio muy citado en la literatura, realizando regresiones de sección cruzada y utilizando la metodología de FM, proponen un modelo de tres factores, ellos estudiaron el comportamiento del mercado accionario estadounidense en el período 1941 a 1990, con el objetivo de evaluar el rol conjunto del beta, el patrimonio bursátil, la relación utilidad a precio, el leverage y la razón libro a bolsa en la explicación de los retornos promedios de las acciones.

Sus conclusiones sugieren que, a pesar de comprobar que hay una simple relación positiva entre el retorno promedio de las acciones y el beta durante el período 1926 a 1969 (Black, Jensen y Scholes 1972 y Fama y MacBeth 1973), en el lapso más amplio comprendido entre 1941 y 1990 la volatilidad de una acción medido por el beta, dice poco respecto del retorno de la misma, siendo débil tal relación (Reinganum 1981 y Lakonishok y Shapiro 1986). Más aún, descubren que en el período más reciente 1963 – 1990, no hay relación del todo, aún cuando el beta es usado sólo para explicar los retornos promedios.

Sin embargo, el mismo estudio sugiere que otras características de hecho ayudan a identificar los factores que explican el retorno de las acciones. En particular, encuentran que la relación unidimensional entre el retorno promedio y el patrimonio bursátil, el leverage, la razón utilidad a precio y la razón libro a bolsa son fuertes. Al probar la relación multidimensional, la relación negativa entre el retorno promedio y el patrimonio bursátil o la positiva con la razón libro a bolsa son robustas a la inclusión de otras variables. Entre las variables que encontraron, la razón libro a bolsa fue la que permanentemente mostró más poder explicatorio para indicar las diferencias en el retorno promedio de las acciones. Basados en dicho resultado los inversionistas deberían comprar aquellas acciones con baja razón bolsa a libro si buscan más altos retornos promedios en el largo plazo.

En resumen, las conclusiones de Fama y French son, que en el período 1963 a 1990:

- *El beta no parece ayudar a explicar el retorno promedio de las acciones. En particular, cuando se permite una variación en beta que no esté relacionada con el tamaño, no hay relación entre el beta y el retorno promedio.*

- *Los roles opuestos del leverage de mercado (activos a patrimonio bursátil) y el leverage contable (activos a patrimonio contable) respecto a los retornos promedios son capturados bien por la razón libro a bolsa, cuando se ha controlado por efecto tamaño.*

- *La relación entre la razón utilidad a precio y el retorno promedio parece ser absorbida por la combinación de tamaño y valor libro a bolsa (book to market).*

Finalmente, Fama y French (1992) postulan que, si los activos son racionalmente evaluados, el riesgo de las acciones es multidimensional, pudiendo ser algunas de las dimensiones del riesgo la relación libro a bolsa y el patrimonio bursátil.

Un año después Fama y French (1993), utilizando una metodología distinta a la de FM, basada en series de tiempo tal como lo plantea Black et al(1972), encuentran tres factores relevantes para el retorno de acciones: el mercado (al igual que CAPM), efecto tamaño y relación book to market.

Posteriormente a los estudios de Fama y French de 1992y 1993, Jagannathan y Wang (1996) se basados en sus resultados analizan si el beta débil que encuentran

FyF se debe a las restricciones del modelo, como por ejemplo el hecho de que los parámetros del CAPM se asumen constantes en el tiempo. La propuesta de Jagannathan y Wang (1996) supone que tanto la prima de riesgo como el coeficiente beta del modelo varían en el tiempo y su propuesta se conoce como CAPM Condicional. Utilizando la metodología de FM observan que con la versión condicional el efecto tamaño se debilita sustantivamente. Incluso, los autores encuentran que cuando la cartera de mercado considera el capital humano, el efecto tamaño desaparece. Lo que estos investigadores en definitiva plantean es que habría una covarianza positiva entre el premio por riesgo del mercado y el riesgo sistemático. En otras palabras, plantean que los betas de los activos no son estáticos y que estos varían con los ciclos de la economía.

Siguiendo las investigaciones de Jegadeesh y Titman (1993), que plantean un factor de Momentum, y de Fama y French (1993), Carhart (1997) plantea un modelo de 4 factores utilizando la metodología de FM. El cuarto factor de Momentum lo calcula restando el promedio ponderado de las empresas con el rendimiento más bajo del promedio ponderado de las empresas con el rendimiento más alto, rezagado un mes.

El año 2014 Fama y French, plantean un modelo de 5-Factores y siempre utilizando la metodología de FM, sugieren como variables de riesgo sistemático al mercado (PRM), tamaño (SMB), book-to-market(HML), rentabilidad (RMW) e inversión (CMA).

Un aspecto muy estudiado es la posibilidad que características individuales puedan explicar retornos en exceso. Harvey et al el 2015 revisan en la literatura los factores de riesgo y las características testeadas en diversas publicaciones, constatando que se han planteado 113 factores comunes y 202 características idiosincráticas. Muestran que 124 del total de factores y características son testeadas con la metodología de FM y concluyen que los test aplicados serían muy poco rigurosos y que por lo tanto en la literatura habría falsos factores y/o características aprobados estadísticamente. Sugieren que dado la disponibilidad de datos los test t en la metodología de FM debieran ser superiores a 3 para aceptar que algún factor o característica explican en alguna medida los retornos de corte transversal de las acciones.

Luego el 2016 Fama y French, testean varias anomalías considerando el modelo de cinco factores propuesto por ellos el 2014 y siempre utilizando la metodología de FM encuentran que con el modelo de 5 factores, muchas de las anomalías planteadas en la literatura no son significativas estadísticamente dado los dos nuevos factores propuestos de inversión y rentabilidad.

Green, Hand y Zhang (2017) utilizando datos entre 1980 y 2014 prueban 94 características de empresas estimado regresiones del tipo FM y encuentran que de 8 a 12 características entregan información independiente significativa sobre los retornos mensuales promedio de los EEUU.

1.7 Comparando métodos de Fama y Macbeth y Datos de Panel con

Efecto Fijo Temporal

Tal como lo muestran Pastor et al (2017) señalamos que al estimar por FM y EFT se logran estimadores equivalentes. Si suponemos estacionariedad en la variable X , podemos demostrar ésto de la siguiente manera:

1.7.1 DP con EFT

$$\begin{aligned} Y_{it} &= \alpha + \lambda_t + X_{it}\beta + \varepsilon_{it} \\ \Rightarrow Y_{it} &= \alpha + X_{it}\beta + (\lambda_t + \varepsilon_{it}) \\ \Rightarrow Y_{it} &= \alpha + X_{it}\beta + \mu_{it} \\ \Rightarrow \bar{Y}_t &= \alpha + \lambda_t + \bar{X}_t\beta + \bar{\varepsilon}_{it} \\ \Rightarrow (Y_{it} - \bar{Y}_t) &= (X_{it} - \bar{X}_t)\beta + (\varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_{it}) \end{aligned}$$

Donde

$$\bar{Y}_t = \sum_i Y_{it}/N$$

Luego,

$$\begin{aligned} \hat{\beta}_w &= \frac{\sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^N (X_{it} - \bar{X}_t)(Y_{it} - \bar{Y}_t)}{\sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^N (X_{it} - \bar{X}_t)^2} = \frac{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \widehat{COV}_t(x, y)}{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \widehat{V}_t(x)} \\ &\approx \frac{E(\widehat{COV}_t(x, y))}{E(\widehat{V}_t(x))} = \frac{COV(x, y)}{V(x)} = \beta \end{aligned}$$

1.7.2 Fama y Macbeth

$$\begin{aligned}
 Y_{it} &= \alpha + X_{it}\beta + \mu_{it} \\
 \widehat{\beta}_{FM} &= \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \widehat{\beta}_t \\
 \Rightarrow \widehat{\beta}_{FM} &= \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left(\frac{\sum_{i=1}^N (X_{it} - \bar{X}_t)(Y_{it} - \bar{Y}_t)}{\sum_{i=1}^N (X_{it} - \bar{X}_t)^2} \right) \\
 &\Rightarrow \widehat{\beta}_{FM} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left(\frac{\widehat{COV}_t(x,y)}{\widehat{V}_t(x)} \right) \\
 &\approx E \left(\frac{\widehat{COV}_t(x,y)}{\widehat{V}_t(x)} \right) = E(\widehat{\beta}_t) = \beta
 \end{aligned}$$

Tal como señala Pastore et al.(2017), el estimador de las pendientes en FM y en DP con EFT corresponden a un promedio ponderado de los coeficientes estimados en cada regresión de corte transversal. La ponderación en FM es igual para todos los coeficientes, mientras en DP depende del número de observaciones de corte transversal que hay en cada período. Si el panel es balanceado², entonces en cada período se tiene el mismo número de observaciones de corte transversal por lo que todos los coeficientes reciben la misma ponderación, tal como es en FM. Además, estos autores en su demostración suponen que la varianza (entre individuos) de las variables X sea invariante en el tiempo, lo que es equivalente al supuesto de estacionariedad que hacemos en la demostración. Todo lo anterior se cumple bajo el supuesto de homogeneidad entre los individuos. Sin embargo, si asumimos heterogeneidad en las empresas la metodología de FM no ajusta correctamente los errores estándar

²Un panel balanceado es aquel que tiene la misma cantidad de datos para cada variable. En nuestro caso sería la misma cantidad de datos para cada empresa incluida en las estimaciones.

para la correlación simultánea entre empresas y tiempo (Thomson 2011). Si hubiese heterogeneidad individual, ambos estimadores serían sesgados e inconsistentes, como mostraremos en el siguiente experimento de Montecarlo, basado en Petersen (2009).

1.8 Simulaciones de Montecarlo

El análisis anterior, permite corroborar que los estimadores de FM y EFT son equivalentes. Sin embargo, de acuerdo a lo señalado anteriormente, estas estimaciones arrojarían estimadores inconsistentes ya que no se estaría considerando la heterogeneidad individual en los datos de panel.

Para chequear las propiedades estadísticas de los estimadores de FM y EFT, comparados con el estimador de EFTI a la vez, hacemos un experimento de Montecarlo basado en Petersen (2009).

El modelo poblacional (sin constante) es el siguiente:

$$Y_{it} = \lambda_t + X_{it}\beta + \varepsilon_{it}$$

$$\varepsilon_{it} = \gamma_i + \delta_t + \eta_{it}$$

$$X_{it} = \mu_{i+\lambda_i} + \lambda_i + v_{it}$$

Donde γ_i y μ_i representan los efectos fijos individuales así como δ_t y λ_t representan los efectos fijos de tiempo. Además η_{it} y v_{it} corresponden a los errores que varían entre individuos y a través del tiempo.

Tanto los efectos fijos individuales y temporales como los errores, se generan utilizando una distribución normal con medias cero y las siguientes varianzas:

$$Var(\gamma) = Var(\delta) = Var(\eta) \quad y \quad Var(\mu) = Var(\lambda) = Var(v).$$

La varianza de ε_{it} es 4 veces la varianza de X_{it} (lo que es aproximado al valor utilizado por Petersen, 2009).

El estimador de EFTI corresponde al estimados de OLS de la siguiente ecuación:

$$(y_{it} - \bar{y}_i - \bar{y}_{..}) = (x_{it} - \bar{x}_i - \bar{x}_{.t} + \bar{x}_{..})\beta + (v_{it} - \bar{v}_i - \bar{v}_{.t} + \bar{v}_{..})$$

Donde,

$$\bar{y}_{..} = \sum_i \sum_t Y_{it} / TN$$

El tamaño de muestra utilizado para N y T es de (20, 100, 500, 1000) con objeto de analizar la convergencia de los estimadores de acuerdo a el número de individuos y las observaciones temporales respectivamente.

Para todos los tamaños de muestra, las simulaciones se hacen con 10.000 iteraciones.

El cuadro N°1, muestra los resultados de simular el sesgo para las tres metodologías contrastadas: FM, EFT y EFTI. En términos de sesgo, los estimadores de FM y EFT presentan magnitudes uniformemente superiores a las del estimador EFTI. Por otra parte, se verifica la equivalencia de estos dos estimadores a partir de N=20 y T=1.000.-

Cuadro N°1

N	T	FM	Time_FE	Individual+Time_FE
20	20	0.0013	0.0011	0.0004
20	100	0.0057	0.0055	0.0009
20	500	0.0030	0.0029	0.0003
20	1000	0.0007	0.0007	0.0001
100	20	0.0000	0.0000	0.0004
100	100	0.0017	0.0017	0.0000
100	500	0.0002	0.0002	0.0001
100	1000	0.0010	0.0010	0.0001
500	20	0.0001	0.0001	0.0001
500	100	0.0004	0.0004	0.0000
500	500	0.0000	0.0000	0.0001
500	1000	0.0000	0.0000	0.0000
1000	20	0.0006	0.0006	0.0002
1000	100	0.0001	0.0001	0.0000
1000	500	0.0002	0.0002	0.0001
1000	1000	0.0000	0.0000	0.0000

El cuadro N°2 muestra la varianza para los tres métodos alternativos. Se puede observar que la varianza de FM y EFT nunca converge a cero a diferencia del estimador

EFTI el cual con $N=100$ y $T=1000$ ya converge a cero.

Cuadro N°2

N	T	FM	Time_FE	Individual+Time_FE
20	20	0.0631	0.0593	0.0113
20	100	0.0557	0.0528	0.0022
20	500	0.0554	0.0526	0.0004
20	1000	0.0528	0.0502	0.0002
100	20	0.0119	0.0118	0.0021
100	100	0.0103	0.0102	0.0004
100	500	0.0103	0.0101	0.0001
100	1000	0.0102	0.0101	0.0000
500	20	0.0023	0.0023	0.0004
500	100	0.0021	0.0021	0.0001
500	500	0.0020	0.0020	0.0000
500	1000	0.0020	0.0020	0.0000
1000	20	0.0011	0.0011	0.0002
1000	100	0.0010	0.0010	0.0000
1000	500	0.0010	0.0010	0.0000
1000	1000	0.0010	0.0010	0.0000

Finalmente, el cuadro N° 3 muestra el error cuadrático medio (ECM). Con esto

podemos analizar la consistencia de los estimadores. Se sabe que un estimador consistente debiera presentar un ECM que tiende a cero. Se puede apreciar que para el caso de FM y EFT éste nunca converge a cero, lo que podría ser evidencia de la inconsistencia de estos estimadores ante la presencia de efectos fijos individuales.

Cuadro N°3

N	T	FM	Time_FE	Individual+Time_FE
20	20	0.0631	0.0594	0.0113
20	100	0.0557	0.0528	0.0022
20	500	0.0554	0.0526	0.0004
20	1000	0.0528	0.0502	0.0002
100	20	0.0119	0.0118	0.0021
100	100	0.0103	0.0102	0.0004
100	500	0.0103	0.0101	0.0001
100	1000	0.0102	0.0101	0.0000
500	20	0.0023	0.0023	0.0004
500	100	0.0021	0.0021	0.0001
500	500	0.0020	0.0020	0.0000
500	1000	0.0020	0.0020	0.0000
1000	20	0.0011	0.0011	0.0002
1000	100	0.0010	0.0010	0.0000
1000	500	0.0010	0.0010	0.0000
1000	1000	0.0010	0.0010	0.0000

El experimento de Montecarlo que realizamos confirma que la metodología que estamos proponiendo permite estimar parámetros consistentes. Hablamos de un

parámetro consistente cuando el ECM converge a cero.

En otro documento de trabajo aplicamos la metodología propuesta y evaluamos el modelo CAPM y el modelo de tres factores de Fama y French (1992), para el mercado norteamericano así como también analizaremos las diferentes características denominadas también como anomalías.

1.9 Conclusiones

La metodología de FM es sin duda, la más utilizada para testear modelos predictores de retornos con estimaciones de corte transversal. Mostramos analíticamente que la metodología de FM y la basada en DP con EFT arrojan estimadores similares, y cuando se utiliza un panel balanceado estos estimadores son iguales, sin embargo mostramos a través de un experimento de Montecarlo, basado en Petersen (2009) que cuando existe heterogeneidad ambos estimadores serían sesgados e inconsistentes. Esta inconsistencia radica en que al realizar regresiones de corte transversal solo se hace cargo de la heterogeneidad temporal y no de la individual. Al contrario, al realizar estimaciones con DP con EFTI, el experimento nos muestra que los estimadores sí serían consistentes.

Estos resultados, en nuestra opinión, sugieren la necesidad de realizar estimaciones de corte transversal con DP con EFTI para testear modelos predictores de retornos dado que con esta metodología estaríamos siempre realizando estimaciones en un

contexto de consistencia, luego los resultados obtenidos sería interesante compararlos con los que eventualmente se conseguirían con la estimación de FM y/o DP con EFT.

1.10 Bibliografía

Bai, J., & Zhou, G. (2015). Fama–MacBeth two-pass regressions: Improving risk premia estimates. *Finance Research Letters*, 15, 31-40.

Baltagi, B. (2008). *Econometric analysis of panel data*. John Wiley & Sons.

Banz, R.W. (1981): “The relationship between return and market value of common stocks”, *Journal of Financial Economics*, vol, 9, págs. 3-18.

Baños-Caballero, S., García-Teruel, P. J., & Martínez-Solano, P. (2019). Net operating working capital and firm value: A cross-country analysis. *BRQ Business Research Quarterly*.

Bhandari, L. C. (1988). Debt/equity ratio and expected common stock returns: Empirical evidence. *The journal of finance*, 43(2), 507-528.

Black, F. (1972). Capital market equilibrium with restricted borrowing. *The Journal of business*, 45(3), 444-455.

Blume, M. E., & Friend, I. (1973). A new look at the capital asset pricing model. *The journal of finance*, 28(1), 19-33.

Campello, M., Galvao, A. F., & Juhl, T. (2013). Policy heterogeneity in empirical corporate finance. Available at SSRN 2250772.

Carhart, M. M. (1997). On persistence in mutual fund performance. *The Journal of finance*, 52(1), 57-82.

Chi, J. D., & Lee, D. S. (2010). The conditional nature of the value of corporate governance. *Journal of Banking & Finance*, 34(2), 350-361.

Cochrane, J. H. (2009). *Asset pricing: Revised edition*. Princeton university press.

Fama, E. F., & French, K. R. (1992). The cross-section of expected stock returns. *the Journal of Finance*, 47(2), 427-465.

Fama, E. F., & French, K. R. (1998). Taxes, financing decisions, and firm value. *The journal of Finance*, 53(3), 819-843.

Fama, E. F., & MacBeth, J. D. (1973). Risk, return, and equilibrium: Empirical tests. *Journal of political economy*, 81(3), 607-636.

Fama, E. F., French, K. R., Booth, D. G., & Siquefield, R. (1993). Differences in the risks and returns of NYSE and NASD stocks. *Financial Analysts Journal*, 49(1), 37-41.

Feng, G., Giglio, S., & Xiu, D. (2020). Taming the factor zoo: A test of new factors. *The Journal of Finance*, 75(3), 1327-1370.

Goyal, A. (2012). Empirical cross-sectional asset pricing: a survey. *Financial Markets and Portfolio Management*, 26(1), 3-38.

Green, J., Hand, J. R., & Zhang, X. F. (2017). The characteristics that provide

independent information about average US monthly stock returns. *The Review of Financial Studies*, 30(12), 4389-4436.

Harvey, C. R., Liu, Y., & Zhu, H. (2016). ... And the cross-section of expected returns. *Review of Financial Studies*, 29 (1), 5-68.

Jegadeesh, N. y Titman, S. (1993). Rendimientos de compradores ganadores y vendedores de perdedores: implicaciones para la eficiencia del mercado de valores. *The Journal of Finance* , 48 (1), 65-91.

Jegadeesh, N., Noh, J., Pukthuanthong, K., Roll, R., & Wang, J. (2019). Empirical tests of asset pricing models with individual assets: Resolving the errors-in-variables bias in risk premium estimation. *Journal of Financial Economics*, 133(2), 273-298.

Juhani T Linnainmaa, Michael R Roberts, The History of the Cross-Section of Stock Returns, *The Review of Financial Studies* , volumen 31, número 7, julio de 2018, páginas 2606–2649.

Markowitz, H. (1952). Portfolio selection. *Journal of Finance*, 7(1), 77–91.

Merton, R. C. (1973). An intertemporal capital asset pricing model. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 867-887.

Myers, S. C., 1984, "The Capital Structure Puzzle," *Journal of Finance*, 39, 575-592.

Myers, S. C., and N. S. Majluf, 1984, "Corporate Financing and Investment Deci-

sions When Finns Have Information the Investors Do Not Have," *Journal of Financial Economics*, 13, 187-221.

Pasquariello, P. (1999). The fama-macbeth approach revisited. New York University–Stern School of Business Working Paper.

Reinganum, M. R. (1981). Misspecification of capital asset pricing: Empirical anomalies based on earnings' yields and market values. *Journal of financial Economics*, 9(1), 19-46.

Roll, R. (1977) „A critique of the asset pricing theorys tests Part I: On past and potential testability of the theory, *Journal of Financial Economics*, 4(2), pp. 129-176.

Rosenberg, B., Reid, K., & Lanstein, R. (1985). Persuasive evidence of market inefficiency. *The Journal of Portfolio Management*, 11(3), 9-16.

Rossi, M. (2016). El modelo de fijación de precios de los activos de capital: una revisión crítica de la literatura. *Revista de Economía y Negocios Globales* , 18 (5), 604-617.

Shanken, J. (1992). On the estimation of beta-pricing models. *The review of financial studies*, 5(1), 1-33.

Stambaugh, R. F. (1982). On the exclusion of assets from tests of the two-parameter model: A sensitivity analysis. *Journal of financial economics*, 10(3), 237-268.

Stattman, Dennis. "Book values and stock returns." *The Chicago MBA: A journal*

of selected papers 4.1 (1980): 25-45.

Thompson, S. B. (2011). Simple formulas for standard errors that cluster by both firm and time. *Journal of financial Economics*, 99(1), 1-10.

Welch, I. (2008). The consensus estimate for the equity premium by academic financial economists in December 2007. Available at SSRN 1084918.

2 Capítulo 2 (Paper 2): Estimación de corte transversal de retornos esperados con características: Una aplicación al mercado norteamericano

2.1 Introducción

La mayoría de los modelos de valoración se basan en que los retornos que se esperan recibir de un activo riesgoso están explicados por la tasa libre de riesgo más una compensación por riesgo. Precisamente, la manera de estimar dicho riesgo es en lo que se diferencian los distintos modelos de valoración. El CAPM propone que un solo factor sistemático explica los retornos de un activo riesgoso, sin embargo otros modelos, basado en el Modelo de Precios de Arbitraje (Ross 1976) plantean que los retornos de un activo se explican por varios factores sistemáticos como el tamaño y la relación libro a mercado (Fama y French 1993). Los mismos autores el año 2015 agregan dos factores adicionales de riesgo sistemático: la rentabilidad y el nivel de inversiones.

El modelo CAPM que a su vez se basa en la teoría de portafolio media-varianza desarrollada por Markowitz (1952,1959), plantea que el riesgo que representa un activo se puede clasificar en riesgo propio (o idiosincrático) y en un riesgo que depende del comportamiento del mercado en su conjunto y que por ello, el activo enfrentará a todo evento. A este último riesgo se le denomina riesgo sistemático. Respecto al

riesgo idiosincrático o propio de cada activo, el modelo de mercado supone que un inversionista lo puede minimizar e incluso eliminar al incorporar el activo a una cartera de inversiones. Por tanto, el modelo plantea que solo el riesgo sistemático es aquel que el inversionista debería enfrentar al invertir en un activo determinado. Cuando la evidencia empírica muestra que características individuales de las firmas resultan significativas estadísticamente, los investigadores señalan que estamos frente a anomalías al modelo de mercado. Fama y French el año 2008 muestran que las anomalías asociadas a las emisiones netas de capital, los devengos (Accruals) y Momentum son significativos al momento de explicar retornos de activos.

El modelo CAPM establece que el retorno exigido de un activo riesgoso es equivalente a la tasa libre de riesgo R_f más un premio por riesgo que a su vez corresponde al premio por riesgo de mercado $[E(R_m) - R_f]$ multiplicado por el riesgo sistemático del activo riesgoso (β_i) es decir:

$$E(R_i) = R_f + (E(R_m) - R_f) \beta_i \quad (1)$$

$$\beta_i = \frac{Cov(R_i, R_m)}{\sigma_{R_m}^2} \quad (2)$$

La estimación del riesgo sistemático regularmente se realiza estimando el modelo de mercado en excesos de retorno:

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_i (R_{mt} - R_{ft}) + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Sin embargo, la evidencia empírica muestra que el CAPM, con su única fuente de riesgo (beta de mercado), no es capaz de explicar los retornos en exceso de cualquier activo. Desde que los autores presentaron el modelo ha habido cientos de estudios que han intentado probar la significancia de sus parámetros (Harvey et al 2016).

La mayoría de los estudios han encontrado una relación plana entre los retornos de un activo y el retorno de un factor de mercado e incluso también han mostrado que la constante en las regresiones de sección cruzada es significativamente distinta de cero, lo que lleva a pensar que al aplicar el modelo de mercado (CAPM) existirían variables omitidas (Fama y French, 1992).

Precisamente uno de los desafíos que se han propuesto diferentes autores es intentar buscar aquellas “eventuales” variables omitidas. Para esto, al menos existirían tres enfoques (Goyal 2012) . Un primer enfoque busca encontrar factores utilizando la teoría y la intuición económica. En este enfoque aparece el modelo de mercado (CAPM) como el modelo base, sin embargo también se han testeado modelos como el de Merton (1973) que plantea una relación de más de un período, denominado ICAPM. Un segundo enfoque para testear factores que expliquen retornos se basan en el modelo de precios de arbitraje, APT, de Stephen Ross (1976) el cual se basa en relaciones estadísticas entre los retornos de un activo y los eventuales factores. Por último, Goyal (2012), plantea que existe un enfoque que busca en las características de cada empresa una explicación de de los retornos en exceso que tendría un activo.

A estas características, se les han denominado “anomalías” al modelo de mercado. Y sobre estas anomalías se han escrito muchos artículos tales como el de Banz (1981) que encuentra explicación de los retornos que obtiene un activo, asociados al tamaño de la empresa. En esta línea algunos modelos multifactoriales han sido propuestos para intentar capturar parte del riesgo que el factor de mercado no logra explicar. Un ejemplo de estos modelos es el que proponen Fama y French (1993), que además de la variable sistémica de mercado agregan un factor de tamaño, SMB y otro de valor, HML. Los mismos autores proponen el año 2015 un modelo de cinco factores, donde a los factores sistemáticos SMB y HML, agregan un factor de rentabilidad, RMW y otro de Inversión, CMA. En un estudio publicado por Harvey et al (2016), los autores plantean que al menos se han testeado 202 características idiosincráticas en diferentes investigaciones, así como 113 factores comunes o sistemáticos.

Los primeros estudios sobre la significancia de los modelos predictores de retornos se basaron en regresiones de series de tiempo, donde se testeaban coeficientes promedios de pendiente y constante. Luego se comenzaron a utilizar regresiones de corte transversal, es decir se regresionan los retornos de varios activos (acciones) en un mismo momento del tiempo con los retornos de un período delante de cada activo. Sin embargo, la literatura también muestra que se pueden usar ambos métodos (Goyal, 2012; Fama y French, 2004).

En un importante estudio Fama y Macbeth (1973) , FM en adelante, proponen

una metodología para probar empíricamente el modelo de mercado, la cual se basa en dos etapas. En un primer paso se estiman los betas para diversos activos en series temporales y luego estos coeficientes se utilizan para estimar a través de regresiones de sección cruzada, los retornos esperados para estos activos. Desde entonces, este procedimiento se ha venido aplicando sistemáticamente por los investigadores que buscan validar distintos modelos predictores de retornos. FM al realizar una primera etapa con series de tiempo y luego una segunda de corte transversal, se hacen cargo de la heterogeneidad temporal de las variables en estudio, sin embargo, no se hacen cargo de las eventuales características individuales de cada una de las variables de estudio (heterogeneidad individual) (Petersen 2009; Thomson 2011). Este último hecho significaría que los estimadores obtenidos por FM serían inconsistentes (Campello et al, 2013).

Por otro lado, la metodología de DP, combina estimaciones de series temporales con aquellas de sección cruzada y permite realizar estimaciones tanto con efectos fijos temporales, (EFT), que se hace cargo de la heterogeneidad temporal, como también con Efectos Fijos Temporales e Individuales (EFTI), que se hacen cargo de la heterogeneidad individual. Esta última se hace cargo de las características propias no obserbables de cada variable en estudio que se correlacionan con los retornos de los activos. Al aplicar DP solo con EFT se logran estimaciones equivalentes a las de FM (Petersen 2009, pag 451, Pastor, Stambaugh y Taylor, 2017) . Al tener un panel

balanceado, es decir mismo número de empresas al número de datos en tiempo, las estimaciones por ambos métodos son iguales, sin embargo en ambos casos no se consideran las características individuales de las empresas que componen la muestra.

En la siguiente sección mostramos ambas metodologías, FM y DP, además de presentar teóricamente algunas de las principales características o anomalías testeadas en la literatura. Luego, en la siguiente sección realizamos estimaciones de los modelos CAPM y FyF, tanto con la metodología de FM como con la basada en DP. Utilizamos una serie de compañías del mercado norteamericanos entre los años 1963 y 2015. Finalmente entregamos resultados y concluimos.

2.2 Metodología de Fama y Macbeth

Como señalamos anteriormente, un primer argumento de nuestro estudio es que las estimaciones por FM se realizarían bajo un escenario de inconsistencia, debido a que esta metodología se hace cargo de las características temporales sin embargo no de las características individuales. Esta metodología que es propuesta por sus autores el año 1973, es una de las más utilizada por la comunidad académica para testear empíricamente tanto el modelo de mercado como las posibles anomalías existentes en los mercados financieros.

En una primera etapa, FM, proponen estimar a través de OLS los coeficientes betas de cada activo mediante el modelo de mercado de la siguiente manera:

$$R_{jt} = r_t + (Rm_t - r_t)\beta_{jm} + \varepsilon_{jt} \quad (4)$$

Donde R_{jt} es la rentabilidad del activo j en el momento t , r_t es la tasa libre de riesgo, Rm_t es la rentabilidad del mercado en el momento t , β_{jm} es el riesgo sistemático del activo j y ε_{jt} es el error poblacional.

En una segunda etapa proponen realizar regresiones de sección cruzada y en cada mes de la muestra, de los rendimientos futuros de cada activo contra el coeficiente beta previamente estimado. Dado este segundo paso, ya no se tiene una sola regresión como en el primero, sino que T regresiones con N observaciones cada una. En otras palabras se realiza una regresión de sección cruzada para cada mes $t=1, \dots, T$. Así,

$$R_{jt+1} = \delta_{0t+1} + \delta_{1t+1}\widehat{\beta}_{jt} + \mu_{jt+1} \quad (5)$$

Donde R_{jt+1} es el rendimiento de cada activo j en el período $t+1$, $\widehat{\beta}_{jt}$ es el beta del activo j estimado mediante el modelo de mercado durante los 60 meses anteriores al mes t y μ_{jt+1} es la perturbación del modelo.

FM asumen que los rendimientos de los activos se suponen normales, independientes e idénticamente distribuidos, y por tanto los estimadores de δ_{0t} y δ_{1t} también asumen que lo son (iid). Por tanto, dada la serie temporal de δ_{0t} y δ_{1t} , proponen contrastar las dos implicaciones del modelo usando un estadístico t habitual, tal como se presenta a continuación:

$$t(\delta) = \frac{\widehat{\delta}}{\widehat{\sigma}_{\delta t}} ; i = 1, 2 \quad (6)$$

Donde

$$\widehat{\delta}_t = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T \widehat{\delta}_{it} \quad (7)$$

y

$$\widehat{\sigma}_{\delta_i}^2 = \frac{1}{T(T-1)} \sum_{t=1}^T \left(\widehat{\delta}_{it} - \widehat{\delta}_i \right)^2 \quad (8)$$

La distribución del estadístico $t(\widehat{\delta}_i)$ es una t de Student con $(T-1)$ grados de libertad y, asintóticamente, se distribuye como una distribución normal estándar con media 0 y varianza 1.

Tal como se menciona anteriormente, un inconveniente de esta metodología es que no se hace cargo de la eventual heterogeneidad que debiera existir entre las diferentes acciones que conforman el mercado (Petersen 2009; Thomson 2011). Por lo tanto FM al realizar regresiones de sección cruzada en el tiempo, solo se hace cargo de la eventual heterogeneidad temporal.

A continuación presentamos una metodología basada en DP que se hace cargo de la heterogeneidad individual de las compañías que integran la muestra de datos.

2.3 Datos de Panel

Proponemos utilizar una metodología basada en DP con EFTI que permite incorporar no solo la dimensión temporal de los datos a través de los EFT, sino que también la heterogeneidad individual de los datos en cada momento del tiempo, al controlar por

temporalidad y características individuales no observables realizando estimaciones con EFTI. La aplicación de esta metodología permite analizar dos aspectos de suma importancia cuando se trabaja con este tipo de información y que forman parte de la heterogeneidad no observable: los efectos fijos individuales (EFI) y los efectos fijos temporales (EFT).

En lo que se refiere a los EFI, se dice que estos son aquellos que afectan de manera desigual a cada uno de los agentes de estudio contenidos en la muestra pero que no varían en el tiempo.

Los efectos temporales son aquellos que afectan por igual a todas las unidades individuales del estudio. Este tipo de efectos pueden asociarse, por ejemplo, a los choques macroeconómicos que pueden afectar por igual a todas las acciones del mercado.

Una regresión de DP se diferencia de una regresión de serie temporal o de sección transversal como lo plantea FM, en que tiene un subíndice doble en sus variables, es decir,

la especificación general del modelo es la siguiente (Baltagi):

$$Y_{it} = \alpha_{it} + X_{it}\beta + \mu_{it} \quad \text{con } i = 1, \dots, N, ; t = 1, \dots, T \quad (10)$$

Donde i se refiere al individuo o unidad de estudio, t se refiere a la dimensión en el tiempo, α_{it} contiene tanto los efectos fijos individuales y temporales, β es un vector de K parámetros y X_{it} es la i -ésima observación al momento t para las K variables

explicativas. En este caso, la muestra total de las observaciones en el modelo vendría dado por NxT .

La mayoría de las aplicaciones de DP utilizan un modelo de componente de error unidireccional para las perturbaciones, como se presenta en la ecuación (11):

$$\mu_{it} = \mu_i + v_{it} \quad (11)$$

donde μ_i denota el efecto específico del individuo no observable y v_{it} denota el resto de la perturbación.

Algunos autores plantea el modelo de la ecuación (11) con perturbaciones de componentes de error en dos dimensiones, tal como se presenta en la siguiente expresión (Baltagi, B. 2008):

$$\mu_{it} = \mu_i + \lambda_t + \nu_{it} \text{ con } i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T \quad (12)$$

donde μ_i denota el efecto individual no observable, λ_t denota el efecto de tiempo no observable y ν_{it} es el término de perturbación estocástica restante. Tenga en cuenta que λ_t es invariante individualmente y tiene en cuenta cualquier efecto específico del tiempo que no esté incluido en la regresión.

Esta metodología basada en DP tendría una ventaja debido a que no solo se hace cargo de la temporalidad de los datos sino que también se hace cargo de las características individuales fijas que cada empresa tiene en pruebas de corte transversal

para testear modelos predictores de retornos. Por esta última razón, las estimaciones con DP se realizan bajo un contexto de consistencia, tal como quedara demostrado en el documento anterior de esta tesis (paper 1).

2.4 Características idiosincráticas

La mayoría de los estudios que analizan posibles anomalías, lo hacen en el contexto de FM. Por ejemplo, dos estudios muy citados de los autores Fama y French (2008 – 2015), lo que hacen es ir analizando las anomalías una a una. Esto, dado lo expuesto anteriormente, se haría siempre en un contexto de inconsistencia, por lo tanto evaluar la significancia de las variables individuales no tendría sentido ya que se estaría obteniendo un estimador inconsistente.

Nuestra propuesta es junto con utilizar la metodología de FM, utilizar la metodología basada en DP que considere los Efectos Fijos de Tiempo e Individuales a la vez (EFTI). De tal manera de aseguramos de estar analizando las diferentes características (anomalías) en un contexto de consistencia bajo el supuesto de que los EFI son relativamente invariantes en el tiempo.

El principal objetivo de aplicar esta metodología de panel, es lograr comparar sus resultados con los que arrojan la metodología de FM, para así al menos sugerir que los resultados que muestra la literatura basados en la metodología de FM podrían no ser consistentes. A continuación analizamos la significancia estadística de los

principales parámetros del modelo de mercado (CAPM) y del moldeo de Tres Factores de Fama y French (1992) además de analizar las características que eventualmente podrían explicar parte de los retornos de un activo. Lo anterior, a diferencia del método de FM, se realizaría en un contexto de estimadores consistentes debido a que, como señalamos anteriormente, la metodología con DP, permite capturar no solo la heterogeneidad temporal sino también la individual.

A través de DP con EFTI podemos ir incorporando a ambos modelos las características individuales una a una, sabiendo que siempre nos encontraremos en un contexto de estimadores consistentes dado que las potenciales características omitidas estarían capturadas por los efectos fijos individuales (EFI).

Harvey et al (2016), señalan que en los últimos 50 años se han analizado alrededor de 200 características que explicarían retornos futuros. De las anteriores características las más utilizadas en los estudios empíricos son las siguientes: (Bali et al, 2016, Fama&French 2008):

BTM: Fama y French (1992,1993) muestran que el valor de la compañía es una variable que explica retornos en exceso. Según este fenómeno, la rentabilidad media de los títulos cuya relación valor de mercado valor en libros es elevada, resulta ser significativamente mayor a la rentabilidad media de los títulos cuya relación es más reducida.

El cálculo de esta variable se presenta a continuación:

$$BE = \text{Patrimonio contable}$$

$$ME = Pi * n^{\circ} \text{ de acciones}$$

$$BTM = \frac{BE}{ME}$$

SIZE: Existen varios estudios que muestran que empresas de menor tamaño debieran rentar más que las de mayor capitalización bursátil. Fama y French (1992-1993) es uno de los estudios más citados, sin embargo el fenómeno fue documentado por Banz (1981) y luego también por Lakonishok y Shapiro (1986). Recientemente Fama y French (2012) encuentran evidencia sobre el efecto tamaño en los mercados internacionales de acciones.

Esta variable, ME, determinada como se señala en el punto anterior, se calcula con el patrimonio contable al cierre del año fiscal, manteniéndose constante por todo el período.

MOMENTUM: Momentum es una estrategia de inversión que consiste en tomar posiciones largas en aquellas acciones que han tenido el mejor desempeño en el último tiempo (ganadoras o winners) y posiciones cortas en aquellos activos con el peor desempeño pasado (perdedoras o losers). La evidencia empírica sugiere que seguir esta estrategia conlleva rentabilidades anormales en el corto-mediano plazo. Jegadeesh y Titman (1993) observan que el patrón en sección cruzada seguido por ganadores y perdedores para horizontes temporales intermedios de tres a doce meses es justo el opuesto al detectado en horizontes a corto y a largo plazo, de manera que la estrategia

de inversión consistente en comprar los títulos ganadores y vender los perdedores, conocida como estrategia de momentum, proporciona beneficios significativos en los siguientes tres a doce meses para una muestra de acciones del NYSE y AMEX.

La medida que utilizamos para Momentum de una acción i medido al final del mes t , que denotamos $Momentum_{i,t}$ se toma como el rendimiento de la acción durante el período de 11 meses que abarca los meses $t - 11$ a $t - 1$. Específicamente,

$$Momentum_{i,t} = 100 \left[\prod_{m \in [t-11:t-1]} (R_{i,m} + 1) - 1 \right]$$

donde $R_{i,m}$ representa el rendimiento de la acción i en el mes m , en forma decimal (0,01 es un rendimiento del 1%). Multiplicamos por 100 para que Momentum se represente como un porcentaje.

VOLATILIDAD IDIOSINCRÁTICA (VOL): Tradicionalmente la relación entre rentabilidad y riesgo se ha considerado positiva si hablamos de riesgo sistemático o de mercado, y nula con el riesgo específico. Por tanto, carteras con una mayor beta (o riesgo de mercado) ofrecen una mayor rentabilidad esperada, mientras que carteras con una mayor riesgo idiosincrático (o específico) no ofrecerían mayor rentabilidad. Esta falta de relación entre el riesgo específico y la rentabilidad tiene su origen en el supuesto de que todos los inversores mantienen carteras perfectamente diversificadas. Merton (1987) señala que si esto no ocurriese así, es decir, algunos inversores no poseen carteras diversificadas, la relación entre rentabilidad y riesgo específico sería positiva en lugar de nula. Bali et al (2016) proponen la siguiente manera de calcular la volatilidad implícita:

$$IdioVol = 100 * RSE_i * \sqrt{m}$$

Donde,

$$RSE = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n e_{i,j}^2}{n-k}}$$

m : es el numero de períodos de retornos en un año.

e : son los errores de estimación del modelo de mercado.

SKEWNESS(SKEW): La idea de que la asimetría de los retornos, es una consideración importante de los inversionistas cuando determinan inversiones óptimas es introducida por Arditti (1967,1971), quién muestra teórica y empíricamente que los

inversionistas demandan altas (bajas) tasas de retornos en inversiones cuya distribución de retornos poseen un sesgo negativo (positivas).³ En este trabajo tomamos a la asimetría idiosincrática como una posible característica que explique retornos futuros. Para medirla tomamos la siguiente propuesta de Bali et al (2016):

$$IdioSkew_i = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n e_{i,t}^3}{\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n e_{itj}^2\right)^{\frac{3}{2}}}$$

Donde,

$e_{i,t}$ son residuos de la regresión del modelo de mercado.

LIQUIDEZ (LIQ): Existe toda una línea de investigación que estudia la liquidez de los activos en relación a su valoración. Si bien, los resultados no son lo suficientemente favorables para que, hoy en día, exista un modelo que incorpore (de algún modo) la liquidez. Las primeras aproximaciones a la valoración de activos con liquidez abarcan las dos dimensiones del problema: serie temporal y sección cruzada. Desde la perspectiva de la sección cruzada, los primeros trabajos consistieron en demostrar empíricamente que los activos menos líquidos ofrecen rendimientos en promedio mayores. Para hacerlo, partían del CAPM clásico al que se añadía una variable adicional relacionada con la liquidez del activo, como el spread de precios bid-ask (Amihud y Mendelson, 1986). En este trabajo se utilizó la siguiente medida alternativa para medir la liquidez de una acción determinada, propuesta por Amihud (2002):

$$ILLIQ_{it} = \frac{1}{Dias_{it}} \sum_{d=1}^{Dias_{it}} \frac{|R_{itd}|}{V_{itd}}$$

Donde,

R_{itd} es el retorno del activo i en el día d del mes t .

V_{itd} es el volumen transado del activo i en el día d del mes t .

$Dias_{it}$ es el número de días que el activo i se transó en el mes t .

ACRUALS: Sloan (1996) documenta que existiría una relación inversa entre acumulaciones contables (Accruals) y retornos de activos. Esta denominada anomalía se basa en la importancia de medir si las ganancias de la empresa se basan en el flujo de efectivo real o más bien en prácticas contables. Según la investigación, las empresas con bajos niveles de acumulación están conectadas con ganancias reales y, por otro lado, las empresas con un alto nivel de acumulación podrían ser el resultado de alguna práctica contable. En este trabajo determinamos la característica denominada Accruals como el componente no efectivo de las ganancias dividido en el total de activos promedios.

$$Accruals_{i,t} = (\Delta act_{i,t} - \Delta che_{i,t} - \Delta lct_{i,t} - \Delta dle_{i,t} - \Delta txp_{i,t} - dp_{i,t}) / (at_{i,t-1} + at_{i,t})$$

donde Δ =representa el cambio entre el año fiscal t-1 y t.

GROSS PROFITABILITY: Esta variable la construimos como resultado la división entre el margen de explotación (Ingresos menos el costo de venta) y el total

de activos. Novy-Marx (2013) encuentra evidencia de que los rendimientos esperados de las acciones están positivamente relacionados con la relación de ganancias a activos totales. El cálculo se obtiene de la siguiente manera:

$$Grossprofitability = (rev_t - cogs_t)/at_t$$

Donde,

rev_t : son los ingresos operacionales en el momento t

$cogs_t$: son los costos de ventas en el momento t

at_t : Es el activo total en el momento t

ASSET GROWTH: Diversos estudios han demostrado que el crecimiento de los activos de la empresa predice rendimientos transversales de acciones. Las empresas que reducen sus activos obtienen rendimientos superiores, mientras que las empresas que expanden sustancialmente sus activos obtienen malos rendimientos en los años siguientes. Cooper, Gulen y Schill (2008) presentan un efecto significativo del crecimiento de los activos en la rentabilidad de las acciones estadounidenses. El cálculo que hacemos para determinar esta variable (anomalía) es el siguiente:

$$Assetgrowth = at_t/at_{t-1} - 1$$

Si bien es cierto, la literatura muestra muchas otras características (Harvey et al, 2016), para este estudio se han incluido solo las anteriores ya que son las más analizadas de acuerdo a lo encontrado en la literatura.

2.5 Evidencia Empírica de la Metodología Propuesta: Aplicación al mercado norteamericano

Este trabajo consiste en aplicar la metodología propuesta para en primer lugar testear dos modelos predictores de retornos como son el modelo CAPM y el modelo de tres factores de Fama y French. Luego, en segundo lugar, se analizarán las características (anomalías) para cada uno de los modelos. Para ambos casos hemos decidido trabajar con una base de datos de acciones individuales debido a que reciente literatura muestra que el trabajar con acciones individuales termina siendo más eficiente que hacerlo con carteras de acciones (A Ang, J Liu, K Schwarz, 2020). A continuación se presentan los argumentos de esto último. Luego se describe la bases de datos utilizada y finalmente se muestra los resultados.

Realizamos estimaciones utilizando acciones individuales en vez de carteras. La mayoría de las estimaciones que se han realizado para testear modelos predictores de retornos se han realizado formando carteras de inversión ordenadas por algún criterio definido. La principal motivación de la literatura para agrupar acciones en portafolios es que “las estimaciones de las betas de mercado son más precisas para

los portafolios” (Fama y French, 1993,). Ya desde el paper de Fama y Macbeth (1973) se plantea la necesidad de formar carteras con el fin de minimizar lo que se denomina “problema de errores en variables” (EV), reportado por Jay Shanken en 1992. Este último autor plantea que la metodología propuesta por FM a pesar de ser muy utilizado en las pruebas de modelos factoriales predictores de retornos, “no se sabe mucho sobre sus propiedades estadísticas”. Esto debido a que la variable independiente en las regresiones de sección cruzada se estima con error.

Una manera de solucionar el EV es formando carteras de inversión de tal manera de disminuir el riesgo idiosincrónico. (Blume (1970, p156). Este último autor sostiene que, dado que los betas estimados en series de tiempo se colocan en el lado derecho en regresiones transversales, las estimaciones más precisas de estos betas para las carteras permiten que las primas de riesgo de factores también se estimen con mayor precisión.

Sin embargo también existe un enfoque alternativo para estimar las primas de riesgo transversales utilizando acciones individuales (A Ang, J Liu, K Schwarz, 2020) . Estos autores si bien es cierto afirman que la formación de carteras reduce drásticamente los errores estándar de los betas utilizados como factores explicativos (debido a la disminución del riesgo idiosincrónico), lo que permitirá lograr estimaciones de corte transversal menos sesgadas, *ceteris paribus*, también existe un inconveniente. Muestran que las estimaciones más precisas de los betas en series temporales no conducen

a estimaciones más eficientes de las primas de riesgo de los factores. Esto debido a que si bien es cierto el error en variables disminuye con la formación de carteras, existe un segundo efecto debido a que la variación de la sección transversal de las betas de la cartera, varianza de los β , cambia en comparación con la variación de la sección transversal de las acciones de las betas individuales, varianza de los β . Esto último significa que la formación de carteras destruye parte de la información en la dispersión transversal de la versión beta, lo que hace que utilizar carteras sean menos eficientes que usar acciones individuales.

2.6 Base de Datos

Se utilizará la base de datos americana CRSP fusionada con Compustat. Esta base de datos provee datos desde 1927, que incluyen precios de acciones diarios (CRSP) y datos fundamentales de cada empresa (COMPUSTAT). Los datos de CRSP contienen información histórica descriptiva a nivel de acciones y datos de mercado de más de 32,000 compañías de las bolsas de tres mercados: New York Stock Exchange (NYSE), the American Stock Exchange (AMEX) y the National Association of Securities Dealers Automated Quotations (NASDAQ). Los datos de Compustat contienen miles de elementos de datos anuales y trimestrales y datos descriptivos de empresas activas e inactivas.

Para este trabajo se utilizará una sub-muestra que comprende datos mensuales

desde junio de 1963 hasta diciembre de 2015 de empresas no financieras. Siguiendo a la mayoría de los estudios empíricos, dejamos a las empresas del sector financiero fuera de la muestra (Código SIC 6000-6799), debido a que en su mayoría presentan niveles de leverage muy altos, lo que influye en los retornos de sus acciones. Además, en la mayoría de las compañías no financieras un alto leverage significa stress financiero lo que para empresas financieras no necesariamente tiene el mismo significado. (Fama y French 1992).³

Las industrias que integran la base de datos se codifican de la siguiente manera:

³Las empresas financieras mantienen altos niveles de leverage dado la naturaleza de su negocio. Sin embargo, por este solo hecho también existe una regulación del estado muy rigurosa que permite que operen con estos niveles altos de leverage sin tener una probabilidad alta de caer en default o quiebra técnica.

Industrias presentes en la muestra de empresas utilizadas

SIC Codes	Industries
1-999	Agricultura, silvoagricultura y pesca
1000-1499	Minería
1500-1799	Construcción
2000-3999	Manufactura
4000-4999	Transporte, comunicaciones, electricas, gas y otros servicios sanitarios
5000-5199	Comercio mayorista
5200-5999	Retail
6000-6799	Sector financiero
7000-8999	Servicios
9000-9999	Administración pública

Debido a que en un primer paso se deben calcular betas mediante OLS con ventanas de 48 meses, un primer filtro a la base original fue dejar solo a las compañías que al menos tengan transacciones de 48 meses. Esto significó dejar una base que en cada año presenta un número distinto de compañías, logrando trabajar con un panel desbalanceado. La muestra final de empresas en el período 1963 - 2015, excluidas las del sector financiero, es la siguiente:

Nº de Firmas por cada año de la muestra

Año	Número de Firmas por año						
1963	1036	1977	3644	1991	4683	2005	4391
1964	1145	1978	3611	1992	4846	2006	4303
1965	1290	1979	3658	1993	5225	2007	4164
1966	1536	1980	3710	1994	5501	2008	3966
1967	1621	1981	3908	1995	5681	2009	3796
1968	1765	1982	3958	1996	6032	2010	3722
1969	1916	1983	4275	1997	6088	2011	3644
1970	1984	1984	4380	1998	5844	2012	3469
1971	2082	1985	4422	1999	5603	2013	3286
1972	2832	1986	4580	2000	5452	2014	3126
1973	3384	1987	4744	2001	5098	2015	2592
1974	3696	1988	4667	2002	4817		
1975	3726	1989	4590	2003	4565		
1976	3712	1990	4582	2004	4505		

Respecto a las características que probamos con la metodología propuesta, éstas presentan las siguientes estadísticas⁴:

Estadística descriptiva de Características

Market Cap												
Variable	Promedio	SD	Skewness	Kurtosis	Minimo	5	25	50	75	95	Máximo	Número
Market Cap	1,332.79	4,447.14	6.70	55.60	1.97	7.35	42.05	168.91	711.99	5,802.63	43,155.00	3,733.38
Log (Market Cap)	4.62	1.94	0.30	2.70	0.38	1.64	3.21	4.49	5.92	8.03	10.01	3,733.38
Book to Market												
Variable	Promedio	SD	Skewness	Kurtosis	Minimo	5	25	50	75	95	Máximo	Número
Book to Market	1.89	8.41	7.79	78.82	0.04	0.16	0.42	0.71	1.13	3.36	95.80	3,577.59
Log (Book to Market)	-0.40	0.97	0.52	7.02	-3.40	-1.91	-0.92	-0.39	0.08	1.09	3.78	3,577.59
Accrual												
Variable	Promedio	SD	Skewness	Kurtosis	Minimo	5	25	50	75	95	Máximo	Número
Accrual	1,332.79	4,447.14	6.70	55.60	1.97	7.35	42.05	168.91	711.99	5,802.63	43,155.00	3,733.38
Volatilidad												
Variable	Promedio	SD	Skewness	Kurtosis	Minimo	5	25	50	75	95	Máximo	Número
retx	49.70	33.38	1.86	8.38	2.79	13.18	27.71	41.69	62.28	112.90	218.70	3,788.87
Gross Profitability												
Variable	Promedio	SD	Skewness	Kurtosis	Minimo	5	25	50	75	95	Máximo	Número
Accrual	0.36	0.28	0.48	5.63	-0.58	0.01	0.18	0.32	0.50	0.87	1.43	3,774.07
Skewness												
Variable	Promedio	SD	Skewness	Kurtosis	Minimo	5	25	50	75	95	Máximo	Número
retx	0.17	1.17	-0.11	3.84	-3.51	-1.76	-0.52	0.18	0.89	2.07	3.61	3,705.41
Momentum												
Variable	Promedio	SD	Skewness	Kurtosis	Minimo	5	25	50	75	95	Máximo	Número
retx	0.12	0.51	1.83	9.40	-0.72	-0.48	-0.18	0.03	0.30	1.03	2.94	3,773.29
Assett growth												
Variable	Promedio	SD	Skewness	Kurtosis	Minimo	5	25	50	75	95	Máximo	Número
Assett growth	0.15	0.42	3.63	24.06	-0.56	-0.23	-0.02	0.07	0.19	0.76	3.25	3,627.19
Liquidez												
Variable	Promedio	SD	Skewness	Kurtosis	Minimo	5	25	50	75	95	Máximo	Número
iliquidez 1 mes	4.77	17.64	6.49	52.41	0.00	0.01	0.05	0.29	1.84	21.65	168.28	3,244.62
ln (iliquidez 1 mes)	0.62	0.90	2.34	9.34	0.00	0.01	0.05	0.22	0.83	2.63	4.52	3,244.62

⁴Todas las series fueron "winsorized" al 0.5% para hacernos cargos de eventuales outlier que pudieran influir en los resultados.

A continuación se presentan las correlaciones obtenidas para cada una de las anomalías o características que analizaremos tanto con el modelo CAPM como el de tres factores de Fama y French.

Correlaciones entre Características

	ACCRUAL	ASSET_GROWTH	BOOK2MARKET_2	GROSS_PROFIT	HML_1	ILLIQ1	LN_MKTCAP	MOM_RET	PERMNO	SKEW12_RET	VOL12M_RET
ACCRUAL	1.000000	-0.071256	-0.000906	0.078106	-0.002589	-0.010291	0.004021	0.045208	-0.017426	0.013467	-0.020820
ASSET_GROWTH	-0.071256	1.000000	-0.025848	-0.036371	-0.061265	-0.055013	0.088407	0.241900	0.026197	0.073336	-0.016338
BOOK2MARKET_2	-0.000906	-0.025848	1.000000	-0.043317	0.016523	0.012479	-0.103189	0.002660	0.036194	-0.002813	-0.015590
GROSS_PROFITABILITY	0.078106	-0.036371	-0.043317	1.000000	-0.013525	0.010993	-0.063165	0.067462	-0.052785	0.005537	-0.036907
HML_1	-0.002589	-0.061265	0.016523	-0.013525	1.000000	0.048868	-0.064048	-0.025405	-0.105223	-0.008516	-0.066920
ILLIQ1	-0.010291	-0.055013	0.012479	0.010993	0.048868	1.000000	-0.261512	-0.080485	-0.015252	0.014087	0.351854
LN_MKTCAP	0.004021	0.088407	-0.103189	-0.063165	-0.064048	-0.261512	1.000000	0.113861	0.002007	-0.141153	-0.498228
MOM_RET	0.045208	0.241900	0.002660	0.067462	-0.025405	-0.080485	0.113861	1.000000	0.015886	0.320876	0.012564
PERMNO	-0.017426	0.026197	0.036194	-0.052785	-0.105223	-0.015252	0.002007	0.015886	1.000000	0.010378	0.177152
SKEW12_RET	0.013467	0.073336	-0.002813	0.005537	-0.008516	0.014087	-0.141153	0.320876	0.010378	1.000000	0.177335
VOL12M_RET	-0.020820	-0.016338	-0.015590	-0.036907	-0.066920	0.351854	-0.498228	0.012564	0.177152	0.177335	1.000000

Las correlaciones entre las características individuales de cada empresa confirman algunos resultados de otros estudios. La correlación negativa entre tamaño (BOOK2MARKET_2) y relación valor libro a valor de mercado (LN_MKTCAP), es consistente con lo que podemos ver en la literatura.

Finalmente cabe mencionar que los datos financieros están normalmente sujetos a valores atípicos que se traducen en datos extremos (outliers). En muchos análisis estadísticos, estos puntos de datos pueden ejercer una influencia indebida en los resultados, lo que hace que los resultados no sean confiables. Para esto, tal como lo hacen la mayoría de los autores de investigaciones empíricas, procedemos a "winsorizar"⁵ las series de datos. Esto significa establecer los valores de una variable dada que están

⁵Ocupamos el término "winzorizar" para indicar que aplicamos la técnica Winsorization.

por encima o por debajo de un cierto límite. En este caso aplicamos el límite a los percentiles 0.5 y 99.5.

2.7 Testeando el CAPM y Modelo de 3 Factores con Datos de Panel

Nuestra propuesta es testear modelos predictores de retornos utilizando una metodología basada en DP que considere los EFTI. Con esto nos aseguramos de estar en un contexto de consistencia bajo el supuesto de que los EFI son relativamente invariantes en el tiempo. Como señalamos anteriormente, la metodología con DP, permite capturar no solo la heterogeneidad temporal sino también la individual. Sin embargo será interesante aplicar también la metodología de FM para analizar si ambas metodologías arrojan resultados significativamente diferentes ya que si así ocurriera, al menos habría que revisar los resultados más importante que existe en la literatura, replicando las estimaciones con la misma data.

Usaremos los retornos mensuales de empresas no financieras regresionados contra un índice de mercado y contra los factores de riesgo sistemático de Fama y French (1993)⁶. Usaremos para estimar los parámetros, regresiones de series de tiempo, tal como la primera etapa de la metodología de FM y luego aplicaremos Datos de Panel con EFT y luego con EFTI.

⁶La serie de datos que representan los riesgos sistemáticos adicionales al de mercado, propuestos por Fama y French los obtuvimos de la página web de Kenneth French (<https://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/>)

En primer lugar seguimos la metodología de FM para los cual estimamos los betas de cada acción con períodos de 48 meses regresionando los retornos de cada una con los retornos de mercado en exceso.

Una vez obtenidos los coeficientes betas de cada acción, procedemos a realizar regresiones de corte transversal tanto para CAPM como para el modelo de tres factores de Fama y French utilizando la ecuación (5). Finalmente analizamos la significancia estadística de los parametros estimados.

2.8 Resultados

Los resultados obtenidos los presentamos en forma separada. En primer lugar presentamos los coeficientes estimados para el modelo de mercado (CAPM), luego mostramos los resultados para el modelo de tres factores de Fama y French y finalmente mostramos los resultados de aplicar la metodología para analizar características (anomalías) enfatizando las diferencias en los resultados al utilizar FM, EFT y EFTI.⁷

2.8.1 Resultados obtenidos para CAPM

Hacemos en primer lugar estimaciones de FM y DP con EFT para el modelo de mercado (CAPM) y los resultados son los siguientes:

⁷Tal como se demostró anteriormente, realizar estimaciones con EFT se obtienen resultados similares a FM.

Estimación Fama y Macbeth			
Coeff	SD	T-Test	P Value
0.48	0.15	3.25	0.0000
0.09	0.12	0.72	0.47
Estimación DP con EFT			
Coeff	SD	T-Test	P Value
0.55	0.02	28.38	0.0000
0.05	0.01	3.41	0.0006

Los resultados son consistentes con lo planteado anteriormente. Ambas metodologías (FM y DP) entregan coeficientes de constante y pendiente muy similares⁸, sin embargo en el caso de FM la pendiente no resulta significativa estadísticamente. Un coeficiente de 0.05 no es esperable para el CAPM dado que también es importante comprender la magnitud económica de la relación. Coincidentemente, esta pendiente obtenida bajo la metodología de FM es muy similar al 0.15 obtenida por Fama y French para el período 1963-1990 (Fama y French 1992). Cabe recordar que el modelo CAPM plantea que la pendiente de la línea del mercado de valores (SLM) debiera ser similar al promedio del retorno del portafolio de mercado (Fama y French 2004). Esto último tiene que ver con la intuición económica del modelo. En los casos

⁸En este caso, como el panel de datos no es balanceado, los coeficientes no son exactamente iguales, sin embargo se puede apreciar que son muy similares en magnitud aún cuando con FM la pendiente no es estadísticamente significativa.

en que la importancia económica de un cambio de una unidad en X se comprende fácilmente, la magnitud promedio del coeficiente en sí es informativa. (Bali, Engle y Murray, 2016). Sin embargo, en este caso el coeficiente de 0.05 obtenido dista mucho del promedio de retorno del mercado en la muestra utilizada, el cual es de 0.5.-

Luego aplicamos Datos de Panel con EFTI y los resultados son los siguientes:

Estimación DP con EFTI			
Coeff	SD	T-Test	P Value
0.91	0.03	35.22	0.0000
-0.26	0.02	-12.41	0.0000

Si bien es cierto, los resultados obtenidos no confirman lo planteado por CAPM para el mercado Norte Americano, la pendiente -0.258 es estadísticamente significativa lo que muestra que existe una relación lineal entre los retornos del mercado y los de un activo riesgoso, que es lo que plantea el modelo CAPM . Este coeficiente en ningún caso es consistente con el modelo CAPM toda vez que es contra intuitivo, la rentabilidad de un activo riesgoso no podría ser menor que la de un activo libre de riesgo. Este resultado si es consistente con estudios anteriores que mostraban una relación plana entre los retornos de un activo riesgoso y los retornos del mercado (Fama y French 2004).

Otro aspecto a destacar es que al estimar con DP con EFTI, podemos aplicar el test de efectos fijos redundantes, que señala la necesidad o no de aplicar EFI, corroborando

que si es necesario controlar por las características idiosincráticas no obserbables de los activos utilizados en la muestra. Esto entonces nos da pie para intentar encontrar aquellas variables idiosincráticas que si son obserbables y que eventualmente explican retornos (variables omitidas en el modelo CAPM).

Test de Efectos Fijos Redundantes

Test	Estadístico	d.f	Prob
Cross-section F	1.297	(11098,1407953)	0.0000
Cross-section Chi-square	14437.98	11098	0.0000

Tal como se aprecia en el cuadro anterior, se rechaza la hipótesis y por lo tanto es necesario seguir usando EFI, lo que hace suponer que aparte de la variable de mercado, habrían otras características que podrían explicar los retornos de un activo riesgoso.

Durante el período muestral el promedio del Premio por Riesgo de Mercado es de 0.50 lo que no es consistente con el coeficiente que obtenemos para el BETA(-1) en el modelo con EFTI (-0.26). Los estimadores de FM y EFT dan un coeficiente de 0.09 no significativo y de 0.05 significativo respectivamente. Ambos también resultan inconsistentes comparados con el Premio de Mercado promedio. Esta es una de las razones por las que se suele rechazar el CAPM, ya que con un coeficiente tan bajo como el obtenido con FM o DP EFT, la Securities Market Line (SML) “empírica” no es consistente con la teoría, ya que la SML empírica debiera tener como pendiente el promedio del Premio de Mercado. Por otro lado, en los tres casos (FM, EFT y

EFTI) la constantes obtenidas son significativamente distintas de cero. sin embargo al comparar los resultados, la magnitud de la constante con EFTI es claramente superior.

2.8.2 Características con CAPM

A continuación tal como señalamos, se procedió a incorporar las características idiosincráticas presentadas anteriormente y realizar estimaciones con DP tanto con EFT como con EFTI. Se puede apreciar al estimar con EFT que todos los coeficientes asociados a las características resultan significativos estadísticamente, salvo Momentum, el cual es levemente poco significativo al 10%. En anexos se presentan las estimaciones con características individuales tanto para EFT como para EFTI.

Estimación DP con EFT con betas de CAPM

Variable	Coefficiente	DS	Test t	PV
C	-0.075411	0.054744	-1.377529	0.1683
BETA_1	0.034372	0.016689	2.059544	0.0394
LN_MKTCAP(-1)	-0.038381	0.007041	-5.450699	0.0000
LOG(BOOK2MARKET_2(-1))	0.358114	0.012642	28.32814	0.0000
MOM_RETX(-1)	-0.031629	0.021303	-1.484682	0.1376
ILLIQ1(-1)	0.003124	0.000412	7.580314	0.0000
SKEW1_RETX(-1)	0.083685	0.014158	5.910640	0.0000
VOL1M_RETX(-1)	0.005216	0.000404	12.90537	0.0000
GROSS_PROFITABILITY(-1)	1.499635	0.042219	35.52078	0.0000
100*ASSET_GROWTH(-1)	0.020382	0.000300	67.94870	0.0000
ACCRUAL(-1)	0.861631	0.024241	35.54450	0.0000
100*ACM_RETX(-1)	-0.057348	0.001075	-53.35457	0.0000

Características DP con EFTI con betas de CAPM

Variable	Coefficiente	DS	Test t	PV
C	8.002753	0.120881	66.20337	0.0000
BETA_1	-0.086074	0.023102	-3.725767	0.0002
LN_MKTCAP(-1)	-1.768492	0.020781	-85.09943	0.0000
LOG(BOOK2MARKET_2(-1))	0.536652	0.024191	22.18430	0.0000
MOM_RETX(-1)	-0.085022	0.023126	-3.676553	0.0002
ILLIQ1(-1)	0.002425	0.000478	5.070904	0.0000
SKEW1_RETX(-1)	0.088959	0.014167	6.279440	0.0000
VOL1M_RETX(-1)	0.008001	0.000470	17.03362	0.0000
GROSS_PROFITABILITY(-1)	4.066186	0.091988	44.20364	0.0000
100*ASSET_GROWTH(-1)	0.024637	0.000325	75.85377	0.0000
ACCRUAL(-1)	0.782698	0.025755	30.39017	0.0000
100*ACM_RETX(-1)	-0.061289	0.001087	-56.39579	0.0000

De los resultados anteriores, podemos destacar que existe una relación casi directa entre los betas rezagados y los retornos de las acciones. Respecto a la relación Book to Market en logaritmo natural, el coeficiente de 2.77 significativo estadísticamente, es consistente con la intuición económica que Bali et al (2016) plantean para esta característica. Además, también es consistente con el signo del coeficiente que Fama y French estiman con el factor sistemático HML. Si multiplicamos el coeficiente por

su Desviación estándar (DP en el cuadro) 2.77×0.0088086 podemos indicar que una diferencia de una desviación estándar en BM se asocia con una diferencia del 0.24% (2.77×0.0088086) en el rendimiento mensual esperado.

Del resto de los resultados obtenidos, podemos destacar las relaciones inversas entre retornos de acciones con el tamaño de la compañía, momentum (aunque levemente poco significativa), y skewness.

A continuación se presenta el test de efectos fijos redundantes al utilizar todas las características mencionadas en forma simultánea. Lamentablemente, no dejamos de rechazar la hipótesis nula de que los efectos fijos individuales serían prescindibles dado la incorporación de las características idiosincráticas seleccionadas.

Test de Efectos Fijos Redundantes

Test	Estadístico	d.f	Prob
Cross-section F	2.306321	(9715,1181847)	0.0000
Cross-section Chi-square	22390.496264	9715	0.0000

2.8.3 Resultados obtenidos para Modelo de Tres Factores

Hacemos a continuación estimaciones de DP con EFT y EFTI para el modelo de tres factores de Fama y French (1992) y los resultados son los siguientes:

Estimación DP con EFT

Variable	Coeff	SD	T-Test	P Value
C	0.501927	0.020630	24.32964	0.0000
BETA_1	0.030277	0.015402	1.965803	0.0493
SMB_1	0.093158	0.009928	9.383263	0.0000
HML_1	0.055959	0.009730	5.751266	0.0000

En este caso, al solo hacernos cargo de la temporalidad y no de las características individuales, se aprecia un beta de mercado significativo al 5%, y coeficientes para el efecto tamaño (SMB_1) y book to market (HML_1) significativos al 1%. Sin embargo el coeficiente positivo de SMB_1 es contra intuitivo y no consistente con la literatura. Se ha demostrado en la literatura que la relación es inversa entre tamaño y retorno esperado.

Estimación DP con EFTI

Variable	Coeff	SD	T-Test	P Value
C	0.823245	0.027138	30.33589	0.0000
BETA_1	-0.220358	0.020685	-10.65324	0.0000
SMB_1	-0.005357	0.013509	-0.396540	0.6917
HML_1	0.230835	0.012570	18.36325	0.0000

En este caso, al trabajar en un contexto de consistencia, el beta de mercado es significativo y parecido en magnitud al obtenido por CAPM. El efecto tamaño si

resulta intuitivo sin embargo no significativo, lo que pondría en duda los resultados empíricos bajo la metodología de Fama y Macbeth. LA relación book to market en este caso resulta significativa y consistente con los estudios empíricos, es decir con una relación directa a los restornos esperados.

2.8.4 Características con Modelo de Tres Factores

A continuación, al igual que con el modelo CAPM, se procedió a incorporar las características idiosincráticas presentadas anteriormente y realizar estimaciones con DP tanto con EFT como con EFTI. Se puede apreciar al estimar con EFT que todos los coeficientes asociados a las características resultan significativos estadísticamente, salvo tamaño (SMB) y Momentum. En anexos se presentan las estimaciones con características individuales tanto para EFT como para EFTI.

Estimación DP con EFT con betas del Modelo de Tres Factores

Variable	Coefficiente	DS	Test t	PV
C	-0.111611	0.056899	-1.961562	0.0498
BETA_1	0.062293	0.017350	3.590362	0.0003
SMB_1	0.003825	0.011913	0.321026	0.7482
HML_1	0.062259	0.010991	5.664574	0.0000
LN_MKTCAP(-1)	-0.039702	0.007352	-5.400249	0.0000
LOG(BOOK2MARKET_2(-1)	0.346679	0.012839	27.00101	0.0000
MOM_RETX(-1)	-0.030010	0.021361	-1.404893	0.1601
ILLIQ1(-1)	0.003039	0.000412	7.369756	0.0000
SKEW1_RETX(-1)	0.083848	0.014158	5.922268	0.0000
VOL1M_RETX(-1)	0.005304	0.000404	13.11328	0.0000
GROSS_PROFITABILITY(-1)	1.504990	0.042231	35.63750	0.0000
100*ASSET_GROWTH(-1)	0.020449	0.000300	68.13545	0.0000
ACCRUAL(-1)	0.862084	0.024242	35.56167	0.0000
100*ACM_RETX(-1)	-0.057351	0.001075	-53.35168	0.0000

Al realizar las estimaciones con DP y EFTI los resultados cambian significativamente. Momentum ahora si es significativo estadísticamente y el efecto tamaño, SMB_1, ahora también es significativo y además el signo del coeficiente es consistente con otros estudios. Es decir a mayor tamaño de una empresa, menores son los

retornos esperados. La mayoría de los coeficientes muestran magnitudes diferentes a los calculados con EFT solamente.

Estimación DP con EFTI con betas del Modelo de Tres Factores

Variable	Coefficiente	DS	Test t	PV
C	7.979756	0.122171	65.31639	0.0000
BETA_1	-0.041412	0.022996	-1.800823	0.0717
SMB_1	-0.041108	0.015260	-2.693770	0.0071
HML_1	0.038844	0.014118	2.751404	0.0059
LN_MKTCAP(-1)	-1.768918	0.020864	-84.78328	0.0000
LOG(BOOK2MARKET_2(-1))	0.535059	0.024217	22.09411	0.0000
MOM_RETX(-1)	-0.083582	0.023153	-3.609983	0.0003
ILLIQ1(-1)	0.002438	0.000478	5.098152	0.0000
SKEW1_RETX(-1)	0.088738	0.014167	6.263670	0.0000
VOL1M_RETX(-1)	0.007971	0.000470	16.97659	0.0000
GROSS_PROFITABILITY(-1)	4.069182	0.091975	44.24235	0.0000
100*ASSET_GROWTH(-1)	0.024657	0.000325	75.91507	0.0000
ACCRUAL(-1)	0.782713	0.025755	30.39046	0.0000
100*ACM_RETX(-1)	-0.061241	0.001087	-56.34331	0.0000

2.9 Conclusiones

Utilizando una muestra de empresas del mercado Norte Americano entre los años 1963 y 2015, testeamos el modelo de mercado, CAPM, y el modelo de tres factores de Fama y French (1992), con la metodoología de FM y con una alternativa basada en DP con EFTI. Mostramos que los resultados obtenidos con ambas metodologías, son diferentes, en algunos casos incluso obtenemos diferencias de signo y en la mayoría de magnitud. Al incorporar algunas de las características más estudiadas empíricamente, en cada uno de los modelos, también obtenemos diferencias significativas al utilizar FM y DP con EFTI. Creemos que dado que bajo la metodología de DP con EFTI estamos en un contexto de consistencia al estimar los coeficientes de cada modelo, cuestión que no se logra bajo la metodología de FM, sus resultados sugieren seguir indagando en las bondades de esta metodología.

Dado que en esta oportunidad optamos por utilizar empresas individuales en vez de crear carteras ordenadas por algún criterio, proponemos replicar algunos de los estudios más citados donde se trabaja con carteras para comprobar si es que los resultados cambian y por tanto las conclusiones.

2.10 References

Amihud, Y. 2002. Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects. *Journal of Financial Markets*, 5(1), 31–56.

Amihud, Y. and Mendelson, H. 1986. Asset pricing and the bid-ask spread. *Journal of Financial Economics*, 17(2), 223–249.

Ang, A., Liu, J., & Schwarz, K. (2020). Using stocks or portfolios in tests of factor models. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 55(3), 709-750.

Arditti, F. D. 1967. Risk and the required return on equity. *Journal of Finance*, 22(1), 19–36.

Arditti, F. D. 1971. Another look at mutual fund performance. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 6(3), 909–912.

Bali, T. G., Engle, R. F., & Murray, S. (2016). *Empirical Asset Pricing: The Cross Section of Stock Returns*. John Wiley & Sons.

Baltagi, B. (2008). *Econometric analysis of panel data*. John Wiley & Sons.

Banz, R. W. (1981). The relationship between return and market value of common stocks. *Journal of financial economics*, 9(1), 3-18.

Campello, M., Galvao, A., & Juhl, T. (2013). Policy heterogeneity in empirical corporate finance.

Cooper, M. J., Gulen, H., & Schill, M. J. (2008). Asset growth and the cross-section of stock returns. *the Journal of Finance*, 63(4), 1609-1651.

Fama, E. F., & French, K. R. (1992). The cross-section of expected stock returns. *the Journal of Finance*, 47(2), 427-465.

Fama, E. F., & French, K. R. (2008). Dissecting anomalies. *The Journal of Finance*, 63(4), 1653-1678.

Fama, E. F., & French, K. R. (2012). Size, value, and momentum in international stock returns. *Journal of financial economics*, 105(3), 457-472.

Fama, E. F., & MacBeth, J. D. (1973). Risk, return, and equilibrium: Empirical tests. *The journal of political economy*, 607-636.

Cooper, M. J., Gulen, H., & Schill, M. J. (2008). Asset growth and the cross-section of stock returns. *the Journal of Finance*, 63(4), 1609-1651.

Harvey, C. R., Liu, Y., & Zhu, H. (2016). ... And the cross-section of expected returns. *Review of Financial Studies*, 29 (1), 5-68.

Shanken, J. (1992). On the estimation of beta-pricing models. *The review of financial studies*, 5(1), 1-33.

Jegadeesh, N., & Titman, S. (1993). Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency. *The Journal of finance*, 48(1), 65-91.

Lakonishok, J., & Shapiro, A. C. (1986). Systematic risk, total risk and size as determinants of stock market returns. *Journal of Banking & Finance*, 10(1), 115-132.

Lintner, J. (1965). The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. *The review of economics and statistics*,

13-37.

Marín, J. M., & Rubio, G. (2001). *Economía financiera*. Antoni Bosch editor.

Merton, R. C. (1987). A simple model of capital market equilibrium with incomplete information. *The journal of finance*, 42(3), 483-510.

Novy-Marx, R. 2013. The other side of value: the gross profitability premium. *Journal of Financial Economics*, 108(1), 1–28.

Petersen, M. A. (2009). Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing approaches. *Review of financial studies*, 22(1), 435-480.

Sharpe, W. F. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *The journal of finance*, 19(3), 425-442.

Weston, C. T. E., Thomas, J. F. C., & Weston, J. F. (1988). *Financial theory and corporate policy* (No. 658.15/C78f/3a. ed.).

Pástor, L., Stambaugh, R. F., & Taylor, L. A. (2017). Do funds make more when they trade more?. *The Journal of Finance*, 72(4), 1483-1528.

Ang, A., Liu, J., & Schwarz, K. (2018). Using stocks or portfolios in tests of factor models. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1-74.

Fama, E. F., & French, K. R. (2004). The capital asset pricing model: Theory and evidence. *Journal of economic perspectives*, 18(3), 25-46.

Ang, A., Liu, J., & Schwarz, K. (2010). Using stocks or portfolios in tests of factor models. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1-74.

Linnainmaa, J. T., & Roberts, M. R. (2018). The history of the cross-section of stock returns. *The Review of Financial Studies*, 31(7), 2606-2649.

Goyal, A. (2012). Empirical cross-sectional asset pricing: a survey. *Financial Markets and Portfolio Management*, 26(1), 3-38.

Sloan, R. G. (1996). Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future earnings?. *Accounting review*, 289-315.

Thompson, S. B. (2011). Simple formulas for standard errors that cluster by both firm and time. *Journal of financial Economics*, 99(1), 1-10.

3 Capítulo 3 (Paper 3): Estimación de corte transversal de retornos esperados con características: Una aplicación al mercado chileno

La metodología propuesta por Fama y Macbeth (1973), FM en adelante, ha sido aplicada en la mayoría de las investigaciones que buscan testear modelos predictores de retornos. Especialmente se ha investigado por muchos años el Modelo de Fijación de Precios de Activos de Capital, CAPM y modelos de factores basados en el Modelo de Precios de Arbitraje de S. Ross (1977), como el de Fama y French (1992).

Mostramos que la metodología propuesta por Fama y Macbeth adolece de inconsistencia en sus estimadores dado que, si bien es cierto, se hace cargo de la heterogeneidad temporal de los retornos, no hace lo mismo con la heterogeneidad individual de cada una de las empresas que participan en el mercado de capitales.

Proponemos una metodología de Datos de Panel con efectos fijos temporales e individuales, que además de hacerse cargo de la heterogeneidad temporal a través de efectos fijos de tiempo, como lo hace FM, también se hace cargo de las características individuales de las diferentes compañías que transan sus acciones en un mercado de valores, realizando estimaciones con efectos fijos individuales. Aplicamos esta metodología a 50 acciones del mercado chileno y testeamos el modelo CAPM y analizamos las anomalías más estudiadas de acuerdo a la literatural, primero con FM

y luego con DP con efectos fijos temporales e individuales (EFTI). Los resultados en su mayoría difieren, en algunos casos los factores de riesgo son diferentes en magnitud y en otros en su signo y la significancia estadística. Proponemos a futuro, revisar las investigaciones sobre CAPM y el modelo de Fama y French realizadas con FM, aplicando la metodología acá propuesta.

En el anexo de este paper mostramos la aplicación de la metodología a carteras de acciones, siguiendo la metodología de Fama y French (1993). En ese trabajo intentamos buscar un modelo óptimo aplicando un test de efectos fijos redundantes, sin embargo los resultados no fueron los esperados.

3.1 Introducción

Desde que Sharpe (1964), Lintner (1965a) y Mossin (1966), propusieran el modelo de valoración de precios de activos de capital, CAPM, los investigadores han dedicado décadas a intentar, por un lado, legitimar dicho modelo y por otro, intentar buscar modelos que mejor estimen los retornos de un activo financiero. La mayoría de los modelos de valoración se basan en que los retornos que se esperan recibir de un activo riesgoso están explicados por la tasa libre de riesgo más una compensación por riesgo. Precisamente, la manera de estimar dicho riesgo es en lo que se diferencian los distintos modelos de valoración. El CAPM propone que un solo factor sistemático explica los retornos de un activo riesgoso, sin embargo otros modelos, basado en el Modelo de

Precios de Arbitraje (Ross 1976) plantean que los retornos de un activo se explican por varios factores sistemáticos como el tamaño y la relación libro a mercado (Fama y French 1993). Los mismos autores el año 2015 agregan dos factores adicionales de riesgo sistemático: la rentabilidad y el nivel de inversiones.

El modelo CAPM que a su vez se basa en la teoría de portafolio media-varianza desarrollada por Markowitz (1952,1959), plantea que el riesgo que representa un activo se puede clasificar en riesgo propio (o idiosincrático) y en un riesgo que depende del comportamiento del mercado en su conjunto y que por ello, el activo enfrentará a todo evento. A este último riesgo se le denomina riesgo sistemático. Respecto al riesgo idiosincrático o propio de cada activo, el modelo de mercado supone que un inversionista lo puede minimizar e incluso eliminar al incorporar el activo a una cartera de inversiones. Por tanto, el modelo plantea que solo el riesgo sistemático es aquel que el inversionista debería enfrentar al invertir en un activo determinado. Cuando la evidencia empírica muestra que características individuales de las firmas resultan significativas estadísticamente, los investigadores señalan que estamos frente a anomalías al modelo de mercado. Fama y French el año 2008 muestran que las anomalías asociadas a las emisiones netas de capital, los devengos (Accruals) y Momentum son significativos al momento de explicar retornos de activos.

El modelo CAPM establece que el retorno exigido de un activo riesgoso es equivalente a la tasa libre de riesgo R_f más un premio por riesgo que a su vez corresponde

al premio por riesgo de mercado $[E(R_m) - R_f]$ multiplicado por el riesgo sistemático del activo riesgoso (β_i) es decir:

$$E(R_i) = R_f + (E(R_m) - R_f) \beta_i$$

$$\beta_i = \frac{Cov(R_i, R_m)}{\sigma_{R_m}^2}$$

La estimación del riesgo sistemático regularmente se realiza estimando el modelo de mercado en excesos de retorno:

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_i (R_{mt} - R_{ft}) + \varepsilon_{it}$$

Sin embargo, la evidencia empírica muestra que el CAPM, con su única fuente de riesgo (beta de mercado), no es capaz de explicar los retornos en exceso de cualquier activo. Desde que los autores presentaron el modelo ha habido cientos de estudios que han intentado probar la significancia de sus parámetros (Harveyetal 2016).

La mayoría de los estudios han encontrado una relación plana entre los retornos de un activo y el retorno de un factor de mercado e incluso también han mostrado que la constante en las regresiones de sección cruzada es significativamente distinta de cero, lo que lleva a pensar que al aplicar el modelo de mercado (CAPM) existirían variables omitidas (Fama y French, 1992).

Precisamente uno de los desafíos que se han propuesto diferentes autores es intentar buscar aquellas “eventuales” variables omitidas. Para esto, al menos existirían

tres enfoques (Goyal 2012) . Un primer enfoque busca encontrar factores utilizando la teoría y la intuición económica. En este enfoque aparece el modelo de mercado (CAPM) como el modelo base, sin embargo también se han testeado modelos como el de Merton (1973) que plantea una relación de más de un período, denominado ICAPM. Un segundo enfoque para testear factores que expliquen retornos se basan en el modelo de precios de arbitraje, APT, de Stephen Ross (1976) el cual se basa en relaciones estadísticas entre los retornos de un activo y los eventuales factores. Por último, Goyal (2012), plantea que existe un enfoque que busca en las características de cada empresa una explicación de de los retornos en exceso que tendría un activo. A estas características, se les han denominado “anomalías” al modelo de mercado. Y sobre estas anomalías se han escrito muchos artículos tales como el de Banz (1981) que encuentra explicación de los retornos que obtiene un activo, asociados al tamaño de la empresa. En esta línea algunos modelos multifactoriales han sido propuestos para intentar capturar parte del riesgo que el factor de mercado no logra explicar. Un ejemplo de estos modelos es el que proponen Fama y French (1993), que además de la variable sistémica de mercado agregan un factor de tamaño, SMB y otro de valor, HML. Los mismos autores proponen el año 2015 un modelo de cinco factores, donde a los factores sistemáticos SML y HML, agregan un factor de rentabilidad, RMW y otro de Inversión, CMA. En un estudio publicado en Review of Financial Studies, Harvey et al (2016), plantean que al menos se han testeado 202 características idiosincráticas

en diferentes investigaciones, así como 113 factores comunes o sistemáticos.

Los primeros estudios sobre la significancia de los modelos predictores de retornos se basaron en regresiones de series de tiempo, donde se testeaban coeficientes promedios de pendiente y constante. Luego se comenzaron a utilizar regresiones de corte transversal, es decir se regresionan los retornos de varios activos (acciones) en un mismo momento del tiempo con los retornos de un período delante de cada activo. Sin embargo, la literatura también muestra que se pueden usar ambos métodos (Goyal, 2012; Fama y French, 2004).

En un importante estudio Fama y Macbeth (1973) , FM en adelante, proponen una metodología para probar empíricamente el modelo de mercado, la cual se basa en dos etapas. En un primer paso se estiman los betas para diversos activos en series temporales y luego estos coeficientes se utilizan para estimar a través de regresiones de sección cruzada, los retornos esperados para estos activos. Desde entonces, este procedimiento se ha venido aplicando sistemáticamente por los investigadores que buscan validar distintos modelos predictores de retornos. FM al realizar una primera etapa con series de tiempo y luego una segunda de corte transversal, se hacen cargo de la heterogeneidad temporal de las variables en estudio, sin embargo, no se hacen cargo de las eventuales características individuales de cada una de las variables de estudio (heterogeneidad individual) (Thomson 2011). Este último hecho significaría que los estimadores obtenidos por FM serían inconsistentes (Campello et al, 2013).

Por otro lado, la metodología de DP, combina estimaciones de series temporales con aquellas de sección cruzada y permite realizar estimaciones tanto con efectos fijos temporales, (EFT, que se hace cargo de la heterogeneidad temporal) como también con Efectos Fijos Temporales e Individuales (EFTI), que se hacen cargo de la heterogeneidad individual. Esta última se hace cargo de las características propias de cada variable en estudio que se correlacionan con los retornos de los activos. Al aplicar DP solo con EFT se logran estimaciones equivalentes a las de FM (Petersen 2009, pag 451, Pastor, Stambaugh y Taylor, 2017) . Al tener un panel balanceado, es decir mismo número de empresas al número de datos en tiempo, las estimaciones por ambos métodos son iguales , sin embargos en ambos casos no se consideran las características individuales de las empresas que componen la muestra.

3.2 Metodología

Como señalamos anteriormente, un primer argumento de nuestro estudio es que las estimaciones por FM se realizarían bajo un escenario de inconsistencia, debido a que esta metodología se hace cargo de las características temporales sin embargo no de las características individuales. Esta metodología que es propuesta por sus autores el año 1973, es una de las más utilizada por la comunidad académica para testear empíricamente tanto el modelo de mercado como las posibles anomalías existentes en los mercados financieros.

En una primera etapa, FM, proponen estimar a través de OLS los coeficientes betas de cada activo mediante el modelo de mercado de la siguiente manera:

$$R_{jt} = r_t + (Rm_t - r_t)\beta_{jm} + \varepsilon_{jt}$$

Donde R_{jt} es la rentabilidad del activo j en el momento t , r_t es la tasa libre de riesgo, Rm_t es la rentabilidad del mercado en el momento t , β_{jm} es el riesgo sistemático del activo j y ε_{jt} es el error poblacional.

En una segunda etapa proponen realizar regresiones de sección cruzada y en cada mes de la muestra, de los rendimientos futuros de cada activo contra el coeficiente beta previamente estimado. Dado este segundo paso, ya no se tiene una sola regresión como en el primero, sino que T regresiones con N observaciones cada una. En otras palabras se realiza una regresión de sección cruzada para cada mes $t=1, \dots, T$. Así,

$$R_{jt+1} = \delta_{0t+1} + \delta_{1t+1}\widehat{\beta}_{jt} + \mu_{jt+1}$$

Donde R_{jt+1} es el rendimiento de cada activo j en el período $t+1$, $\widehat{\beta}_{jt}$ es el beta del activo j estimado mediante el modelo de mercado durante los 60 meses anteriores al mes t y μ_{jt+1} es la perturbación del modelo.

FM asumen que los rendimientos de los activos se suponen normales, independientes e idénticamente distribuidos, y por tanto los estimadores de δ_{0t} y δ_{1t} también asumen que lo son (iid). Por tanto, dada la serie temporal de δ_{0t} y δ_{1t} , proponen con-

trastar las dos implicaciones del modelo usando un estadístico t habitual, tal como se presenta a continuación:

$$t(\delta) = \frac{\widehat{\delta}}{\widehat{\sigma}_{\delta t}} ; i = 1, 2$$

Donde

$$\widehat{\delta}_t = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T \widehat{\delta}_{it}$$

y

$$\widehat{\sigma}_{\delta i}^2 = \frac{1}{T(T-1)} \sum_{t=1}^T \left(\widehat{\delta}_{it} - \widehat{\delta}_i \right)^2$$

La distribución del estadístico $t(\widehat{\delta}_i)$ es una t de Student con (T-1) grados de libertad y, asintóticamente, se distribuye como una distribución normal estándar con media 0 y varianza 1.

Tal como se menciona anteriormente, un inconveniente de esta metodología es que no se hace cargo de la eventual heterogeneidad que debiera existir entre las diferentes acciones que conforman el mercado. FM al realizar regresiones de sección cruzada en el tiempo, solo se hace cargo de la eventual heterogeneidad temporal.

3.3 Datos de Panel

Proponemos utilizar una metodología basada en DP con EFTI que permite incorporar no solo la dimensión temporal de los datos a través de los EFT, sino que también

la heterogeneidad individual de los datos en cada momento del tiempo, al controlar por temporalidad y características individuales realizando estimaciones con EFTI. La aplicación de esta metodología permite analizar dos aspectos de suma importancia cuando se trabaja con este tipo de información y que forman parte de la heterogeneidad no observable: los efectos fijos individuales (EFI) y los efectos fijos temporales (EFT).

En lo que se refiere a los EFI, se dice que estos son aquellos que afectan de manera desigual a cada uno de los agentes de estudio contenidos en la muestra pero que no varían en el tiempo.

Los efectos temporales son aquellos que afectan por igual a todas las unidades individuales del estudio. Este tipo de efectos pueden asociarse, por ejemplo, a los choques macroeconómicos que pueden afectar por igual a todas las acciones del mercado.

Una regresión de DP se diferencia de una regresión de serie temporal o de sección transversal como lo plantea FM, en que tiene un subíndice doble en sus variables, es decir,

la especificación general del modelo es la siguiente (Baltagi):

$$Y_{it} = \alpha_{it} + X_{it}\beta + \mu_{it} \quad \text{con } i = 1, \dots, N, ; t = 1, \dots, T \quad (10)$$

Donde i se refiere al individuo o unidad de estudio, t se refiere a la dimensión en el tiempo, α_{it} contiene tanto los efectos fijos individuales y temporales, β es un vector de K parámetros y X_{it} es la i -ésima observación al momento t para las K variables

explicativas. En este caso, la muestra total de las observaciones en el modelo vendría dado por NxT .

La mayoría de las aplicaciones de DP utilizan un modelo de componente de error unidireccional para las perturbaciones, como se presenta en la ecuación (11):

$$\mu_{it} = \mu_i + v_{it} \quad (11)$$

donde μ_i denota el efecto específico del individuo no observable y v_{it} denota el resto de la perturbación.

Algunos autores plantea el modelo de la ecuación (11) con perturbaciones de componentes de error en dos dimensiones, tal como se presenta en la siguiente expresión (Baltagi, B. 2008):

$$\mu_{it} = \mu_i + \lambda_t + \nu_{it} \text{ con } i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T \quad (12)$$

donde μ_i denota el efecto individual no observable, λ_t denota el efecto de tiempo no observable y ν_{it} es el término de perturbación estocástica restante. Tenga en cuenta que λ_t es invariante individualmente y tiene en cuenta cualquier efecto específico del tiempo que no esté incluido en la regresión.

Esta metodología basada en DP tendría una ventaja debido a que no solo se hace cargo de la temporalidad de los datos sino que también se hace cargo de las características individuales fijas que cada empresa tiene en pruebas de corte transversal

para testear modelos predictores de retornos. Por esta última razón, las estimaciones con DP se realizan bajo un contexto de consistencia, tal como quedara demostrado en el documento anterior de esta tesis (paper 1).

3.4 Base de Datos

Se utilizaron los retornos de 50 acciones no financieras del mercado chileno para el período comprendido entre 1995 y 2019, las que fueron escogidas principalmente por su mayor presencia bursátil dentro del total de acciones que se transan en el mercado. Siguiendo a la mayoría de los estudios empíricos, dejamos a las empresas del sector financiero fuera de la muestra, debido a que en su mayoría presentan niveles de leverage muy altos, lo que influye en los retornos de sus acciones. Además, en la mayoría de las compañías no financieras un alto leverage significa stress financiero lo que para empresas financieras no necesariamente tiene el mismo significado. (Fama y French 1992).⁹

⁹Las empresas financieras mantienen altos niveles de leverage dado la naturaleza de su negocio. Sin embargo, por este solo hecho también existe una regulación del estado muy rigurosa que permite que operen con estos niveles altos de leverage sin tener una probabilidad alta de caer en default o quiebra técnica.

Las empresas seleccionadas son las siguientes:

Compañías Chilenas que transan en la Bolsa de Comercio de Sabtiago

AESGENER	CAMPOS	ECL	FORUS	INVERCAP	NUEVAPOLAR	SECURITY
AGUAS-A	CAP	ELECMETAL	GASCO	LAS CONDES	ORO BLANCO	SMU
ALMENDRAL	CCU	EMBONOR-B	HABITAT	LIPIGAS	OXIQUIM	SOCOVESA
ANDINA-B	CENCOSUD	ENAEX	HF	LTM	PARAUCO	SONDA
ANTARCHILE	CMPC	ENELAM	HITES	MALLPLAZA	PAZ	SOQUICOM
BESALCO	COLBUN	ENELCHILE	IAM	MASISA	QUINENCO	SQM-B
BLUMAR	CONCHATOR	ENTEL	ILC	MULTIFOOD	RIPLEY	VAPORES
CAMANCHACA	COPEC	FALABELLA	INGEVEC	NORTEGRAN	SALFACORP	ZOFRI

3.5 Resultados

Las estimaciones realizadas confirman los resultados de un estudio recientemente realizado por el autor en relación a que ambas metodologías, FM y DP, entregan estimadores diferentes tanto en signo como magnitud. En los siguientes dos cuadros se presentan los resultados de FM y DP con efectos fijos solo de tiempo (EFT).

Fama-MacBeth Estimation			
Coeff	SD	T-Test	P-Value
0.67	0.30	0.21	0.03
0.20	0.25	0.81	0.42

Panel Fixed Time Effects Estimation

Coeff	SD	T-Test	P-Value
0.78	0.13	6.11	0.00
0.07	0.15	0.46	0.64

De los cuadros anteriores se confirma que estimar por FM o por DP con EFT se consiguen estimaciones muy parecidas, la diferencia solo se debe a que se trata de un panel no balanceado. En ambas estimaciones los coeficientes de pendiente no son significativos estadísticamente. Y en ambos aparece la constante distinta de cero y significativa estadísticamente.

A continuación mostramos los resultados de las estimaciones con DP y EFTI, los cuales tal como se ha señalado anteriormente, garantizan coeficientes consistentes. Las estimaciones no validan el modelo CAPM para el mercado chileno, sin embargo llama la atención las diferencias en constante y pendiente con respecto a las estimaciones de FM o DP con EFT solamente.

Panel Fixed Individual and Time Effects			
Coeff	SD	T-Test	P-Value
0.84	0.13	6.62	0.00
0.01	0.20	0.07	0.95

Finalmente aplicamos el test de efectos redundantes el cual arroja que no se puede rechazar la hipótesis nula de que los efectos individuales serían redundantes. Esto

significaría que existen características individuales que podrían explicar parte de los retornos, características que en la literatura se denominan "anomalías".

F-statistic for Individual Redundant Effects:

F-Test	P-Value
0.86	0.71

3.6 Conclusiones

Desde el trabajo seminal de Fama y Macbeth (1973) la mayoría de los trabajos tendientes a testear modelos predictores de retornos, han seguido su metodología, sin embargo los estimadores calculados bajo esta metodología son inconsistentes tal como lo plantea Campello et al. (2013). Esta inconsistencia radica en que al realizar regresiones de corte transversal solo se hace cargo de la heterogeneidad temporal y no de la individual. Proponemos realizar las estimaciones con Datos de Panel (DP) con efectos fijos temporales e individuales (EFTI), lo que nos asegura estimaciones insesgadas y consistentes al hacernos cargo de la heterogeneidad que existe entre las diferentes empresas que transan sus acciones en el mercado.

Utilizando una muestra de empresas del mercado chileno entre los años 1995 y 2019, testeamos el modelo de mercado, CAPM y mostramos que los resultados obtenidos tanto con la metodología de FM como la de DP con EFTI, son diferentes, en algunos casos incluso obtenemos diferencias de signo y en la mayoría de magnitud.

Dado que en esta oportunidad optamos por utilizar empresas individuales en vez de crear carteras ordenadas por algún criterio, proponemos replicar algunos de los estudios más citados donde se trabaja con carteras para comprobar si es que los resultados cambian y por tanto las conclusiones.

En el anexo de este documento mostramos los resultados para carteras de acciones del mercado chileno incorporando además las diferentes anomalías que más se han estudiando en la literatura.

3.7 Bibliografía

Bali, T. G., Engle, R. F., & Murray, S. (2016). *Empirical Asset Pricing: The Cross Section of Stock Returns*. John Wiley & Sons.

Baltagi, B. (2008). *Econometric analysis of panel data*. John Wiley & Sons.

Banz, R. W. (1981). The relationship between return and market value of common stocks. *Journal of financial economics*, 9(1), 3-18.

Campello, M., Galvao, A., & Juhl, T. (2013). Policy heterogeneity in empirical corporate finance.

Cooper, M. J., Gulen, H., & Schill, M. J. (2008). Asset growth and the cross-section of stock returns. *the Journal of Finance*, 63(4), 1609-1651.

Díaz Contreras, C. A., & Higuera Cartes, F. H. (2012). Contraste empírico del CAPM en el mercado accionario chileno. *Ingeniare. Revista chilena de ingeniería*,

20(2), 255-266.

Fama, E. F., & French, K. R. (1992). The cross-section of expected stock returns. *the Journal of Finance*, 47(2), 427-465.

Fama, E. F., & French, K. R. (2008). Dissecting anomalies. *The Journal of Finance*, 63(4), 1653-1678.

Fama, E. F., & French, K. R. (2012). Size, value, and momentum in international stock returns. *Journal of financial economics*, 105(3), 457-472.

Fama, E. F., & MacBeth, J. D. (1973). Risk, return, and equilibrium: Empirical tests. *The journal of political economy*, 607-636.

Harvey, C. R., Liu, Y., & Zhu, H. (2015). ... And the cross-section of expected returns. *Review of Financial Studies*, 29 (1), 5-68.

Shanken, J. (1992). On the estimation of beta-pricing models. *The review of financial studies*, 5(1), 1-33.

Jegadeesh, N., & Titman, S. (1993). Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency. *The Journal of finance*, 48(1), 65-91.

Lakonishok, J., & Shapiro, A. C. (1986). Systematic risk, total risk and size as determinants of stock market returns. *Journal of Banking & Finance*, 10(1), 115-132.

Lintner, J. (1965). The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. *The review of economics and statistics*, 13-37.

- Marín, J. M., & Rubio, G. (2001). *Economía financiera*. Antoni Bosch editor.
- Merton, R. C. (1987). A simple model of capital market equilibrium with incomplete information. *The journal of finance*, 42(3), 483-510.
- Petersen, M. A. (2009). Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing approaches. *Review of financial studies*, 22(1), 435-480.
- Rubio Fernandez, F. (2004). *Corte transversal de los retornos esperados en el mercado accionario chileno*. University Library of Munich, Germany.
- Sharpe, W. F. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *The journal of finance*, 19(3), 425-442.
- Weston, C. T. E., Thomas, J. F. C., & Weston, J. F. (1988). *Financial theory and corporate policy* (No. 658.15/C78f/3a. ed.).
- Pástor, L., Stambaugh, R. F., & Taylor, L. A. (2017). Do funds make more when they trade more?. *The Journal of Finance*, 72(4), 1483-1528.
- Ang, A., Liu, J., & Schwarz, K. (2018). Using stocks or portfolios in tests of factor models. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1-74.
- Fama, E. F., & French, K. R. (2004). The capital asset pricing model: Theory and evidence. *Journal of economic perspectives*, 18(3), 25-46.
- Ang, A., Liu, J., & Schwarz, K. (2010). Using stocks or portfolios in tests of factor models. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1-74.
- Linnainmaa, J. T., & Roberts, M. R. (2018). The history of the cross-section of

stock returns. *The Review of Financial Studies*, 31(7), 2606-2649.

Goyal, A. (2012). Empirical cross-sectional asset pricing: a survey. *Financial Markets and Portfolio Management*, 26(1), 3-38.

Sloan, R. G. (1996). Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future earnings?. *Accounting review*, 289-315.

Thompson, S. B. (2011). Simple formulas for standard errors that cluster by both firm and time. *Journal of financial Economics*, 99(1), 1-10.

4 Anexo 1: Metodología aplicada a carteras de acciones del mercado chileno

En el presente anexo se presenta la metodología propuesta con datos de panel para una muestra del mercado chileno distinta, que abarca los años 2006-2015. Además en esta oportunidad, seguimos la metodología de Fama y French 1993 para formar carteras de acciones ordenadas por tamaño y luego por betas. Una vez formadas las carteras, realizamos estimaciones con las dos metodologías aplicadas en esta tesis, FM y DP con EFTI.

En esta oportunidad aplicamos la metodología de DP no solo para validar tanto el modelo CAPM como el de Fama y French sino que también para intentar encontrar las características relevantes que explicarían retornos futuros de un activo. Lo anterior, a diferencia del método de FM, en un contexto de estimadores consistentes debido a que la metodología captura no solo la heterogeneidad temporal sino también la individual. DP al incluir los efectos fijos individuales, que se asumen correlacionados con las anomalías (características idiosincráticas), implica que al ir incorporando estas características una a una, siempre nos encontraremos en un contexto de estimadores consistentes dado que las potenciales características omitidas estarían capturadas por los efectos fijos individuales (EFI). La idea es encontrar el conjunto de las principales características (anomalías) que finalmente hagan innecesario incluir los EFI. Esto se logra una vez que los test de Efectos Fijos Individuales Redundantes (EFIR) indiquen

que ya no es necesario incluir la heterogeneidad individual a través de los EFI y por tanto el conjunto de características idiosincráticas incluidas en la regresión corresponderían a las anomalías relevantes que explican parte de los retornos esperados de un activo determinado.

A continuación mostramos nuevamente el marco teórico de ambas metodologías y las características que utilizamos en las estimaciones, luego presentamos la base de datos y las carteras formadas. Posteriormente realizamos las estimaciones y aplicamos el test de EFIR. Finalmente concluimos.

4.1 Metodología de Fama y Macbeth

Tal como se mencionó en la introducción, esta metodología que es propuesta por sus autores el año 1973, ha sido tremendamente útil y popular (Marín y Rubio 2001 [419]) y es una de las metodologías más utilizadas por la comunidad académica para testear empíricamente tanto el modelo de mercado como las posibles anomalías existentes en los mercados financieros. Se trata de un contraste en dos etapas.

En una primera etapa, FM, proponen estimar a través de OLS los coeficientes betas de cada activo mediante el modelo de mercado de la siguiente manera:

$$R_{jt} = r_t + (Rm_t - r_t)\beta_{jm} + \varepsilon_{jt} \quad (1)$$

Donde R_{jt} es la rentabilidad del activo j en el momento t , r_t es la tasa libre de

riesgo, R_{mt} es la rentabilidad del mercado en el momento t , β_{jm} es el riesgo sistemático del activo j y ε_{jt} es el error poblacional.

En una segunda etapa proponen realizar regresiones de sección cruzada y en cada mes de la muestra, de los rendimientos futuros de cada activo contra el coeficiente beta previamente estimado. Dado este segundo paso, ya no se tiene una sola regresión como en el primero, sino que T regresiones con N observaciones cada una. En otras palabras se realiza una regresión de sección cruzada para cada mes $t=1, \dots, T$. Así,

$$R_{jt+1} = \delta_{0t+1} + \delta_{1t+1} \widehat{\beta}_{jt} + \mu_{jt+1}$$

Donde R_{jt+1} es el rendimiento de cada activo j en el período $t + 1$, β_{jt} es el beta del activo j estimado mediante el modelo de mercado durante los 60 meses anteriores al mes t y $\mu_{(jt+1)}$ es la perturbación del modelo.

FM asumen que los rendimientos de los activos se suponen normales, independientes e idénticamente distribuidos, y por tanto los estimadores de δ_{0t} y δ_{1t} también asumen que lo son (iid). Por tanto, dada la serie temporal de δ_{0t} y δ_{1t} , proponen contrastar las dos implicaciones del modelo usando un estadístico t habitual, tal como se presenta a continuación:

$$t(\delta) = \frac{\widehat{\delta}}{\widehat{\sigma}_{\delta i}} ; i = 1, 2$$

Donde

$$\widehat{\delta}_i = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T \widehat{\delta}_{it}$$

y

$$\widehat{\sigma}_{\delta_i}^2 = \frac{1}{T(T-1)} \sum_{t=1}^T \left(\widehat{\delta}_{it} - \widehat{\delta}_i \right)^2$$

La distribución del estadístico $t(\widehat{\delta}_i)$ es una t de Student con $(T - 1)$ grados de libertad y, asintóticamente, se distribuye como una distribución normal estándar con media 0 y varianza 1.

Tal como se menciona anteriormente, un inconveniente de esta metodología es que no se hace cargo de la eventual heterogeneidad que debiera existir entre las diferentes acciones que conforman el mercado. FM al realizar regresiones de sección cruzada en el tiempo, solo se hace cargo de la eventual heterogeneidad temporal.

4.2 Metodología de Datos de Panel

Esta técnica permite incorporar no solo la dimensión temporal de los datos, sino que también la heterogeneidad individual de los datos en cada momento del tiempo. La aplicación de esta metodología permite analizar dos aspectos de suma importancia cuando se trabaja con este tipo de información y que forman parte de la heterogeneidad no observable: los efectos individuales específicos y los efectos temporales.

En lo que se refiere a los efectos individuales específicos, se dice que estos son aquellos que afectan de manera desigual a cada uno de los agentes de estudio contenidos en la muestra pero que no varían en el tiempo.

Los efectos temporales son aquellos que afectan por igual a todas las unidades individuales del estudio. Este tipo de efectos pueden asociarse, por ejemplo, a los choques macroeconómicos que pueden afectar por igual a todas las acciones del mercado.

Especificación general del modelo:

$$Y_{it} = \alpha_{it} + X_{it}\beta + \mu_{it} \quad \text{con } i = 1, \dots, N, ; t = 1, \dots, T$$

Donde i se refiere al individuo o unidad de estudio, t se refiere a la dimensión en el tiempo, α_{it} contiene tanto los efectos fijos individuales y temporales, β es un vector de K parámetros y X_{it} es la i -ésima observación al momento t para las K variables explicativas. En este caso, la muestra total de las observaciones en el modelo vendría dado por $N \times T$.

Finalmente, a cada estimación de efectos fijos temporales e individuales se le realizará el siguiente test de Efectos Fijos Individuales Redundantes (EFIR):

$$H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_n - 1$$

$$H_1 : \alpha_1 \neq \alpha_2 \neq \dots \neq \alpha_n - 1$$

Donde el estadístico de prueba es:

$$F = ((SSR - SRS) / (n-1)) / (SRS / (n^*t - n - k + 1)) \approx F_{(0,95, n-1, n^*t-k+1)}$$

Se rechaza la hipótesis nula si el valor de F supera al valor crítico de la tabla, al menos con 95% de confianza.

4.3 Características idiosincráticas

Harvey et al (2016), señalan que en los últimos 50 años se han analizado alrededor de 200 características que explicarían retornos futuros. De las anteriores características las más utilizadas en los estudios empíricos son las siguientes: (Bali et al, 2016, Fama&French 2008):

BTM: Fama y French (1992,1993) muestran que el valor de la compañía es una variable que explica retornos en exceso. Según este fenómeno, la rentabilidad media de los títulos cuya relación valor de mercado valor en libros es elevada, resulta ser significativamente mayor a la rentabilidad media de los títulos cuya relación es más reducida.

El cálculo de esta variable se presenta a continuación:

$$BE = \textit{Patrimonio contable}$$

$$ME = Pi * n^{\circ} \textit{de acciones}$$

$$BTM = \frac{BE}{ME}$$

SIZE: Existen varios estudios que muestran que empresas de menor tamaño debieran rentar más que las de mayor capitalización bursátil. Fama y French (1992-1993) es uno de los estudios más citados, sin embargo el fenómeno fue documentado por Banz (1981) y luego también por Lakonishok y Shapiro (1986). Recientemente

Fama y French (2012) encuentran evidencia sobre el efecto tamaño en los mercados internacionales de acciones.

Esta variable, ME, determinada como se señala en el punto anterior, se calcula con el patrimonio contable al cierre del año fiscal, manteniéndose constante por todo el período.

MOMENTUM: Momentum es una estrategia de inversión que consiste en tomar posiciones largas en aquellas acciones que han tenido el mejor desempeño en el último tiempo (ganadoras o winners) y posiciones cortas en aquellos activos con el peor desempeño pasado (perdedoras o losers). La evidencia empírica sugiere que seguir esta estrategia conlleva rentabilidades anormales en el corto-mediano plazo. Jegadeesh y Titman (1993) observan que el patrón en sección cruzada seguido por ganadores y perdedores para horizontes temporales intermedios de tres a doce meses es justo el opuesto al detectado en horizontes a corto y a largo plazo, de manera que la estrategia de inversión consistente en comprar los títulos ganadores y vender los perdedores, conocida como estrategia de momentum, proporciona beneficios significativos en los siguientes tres a doce meses para una muestra de acciones del NYSE y AMEX.

La medida que utilizamos para Momentum de una acción i medido al final del mes t , que denotamos $Momentum_{i,t}$ se toma como el rendimiento de la acción durante el período de 11 meses que abarca los meses $t - 11$ a $t - 1$. Específicamente,

$$Momentum_{i,t} = 100 \left[\prod_{m \in [t-11:t-1]} (R_{i,m} + 1) - 1 \right]$$

donde $R_{i,m}$ representa el rendimiento de la acción i en el mes m , en forma decimal (0,01 es un rendimiento del 1%). Multiplicamos por 100 para que Momentum se represente como un porcentaje.

VOLATILIDAD IDIOSINCRÁTICA (VOL): Tradicionalmente la relación entre rentabilidad y riesgo se ha considerado positiva si hablamos de riesgo sistemático o de mercado, y nula con el riesgo específico. Por tanto, carteras con una mayor beta (o riesgo de mercado) ofrecen una mayor rentabilidad esperada, mientras que carteras con una mayor riesgo idiosincrático (o específico) no ofrecerían mayor rentabilidad. Esta falta de relación entre el riesgo específico y la rentabilidad tiene su origen en el supuesto de que todos los inversores mantienen carteras perfectamente diversificadas. Merton (1987) señala que si esto no ocurriese así, es decir, algunos inversores no poseen carteras diversificadas, la relación entre rentabilidad y riesgo específico sería positiva en lugar de nula. Bali et al (2016) proponen la siguiente manera de calcular la volatilidad implícita:

$$IdioVol = 100 * RSE_i * \sqrt{m}$$

Donde,

$$RSE = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n e_{i,j}^2}{n-k}}$$

m: es el numero de períodos de retornos en un año

e: son los errores de estimación del modelo de mercado

SKEWNESS(SKEW): La idea de que la asimetría de los retornos, es una consideración importante de los inversionistas cuando determinan inversiones óptimas es introducida por Arditti (1967,1971), quién muestra teórica y empíricamente que los inversionistas demandan altas (bajas) tasas de retornos en inversiones cuya distribución de retornos poseen un sesgo negativo (positivas).³ En este trabajo tomamos a la asimetría idiosincrática como una posible característica que explique retornos futuros. Para medirla tomamos la siguiente propuesta de Bali et al (2016):

$$IdioSkew_i = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n e_{i,t}^3}{\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n e_{i,t}^2\right)^{\frac{3}{2}}}$$

Donde,

$e_{i,t}$ son residuos de la regresion del modelo de mercado

LIQUIDEZ (LIQ): Existe toda una línea de investigación que estudia la liquidez de los activos en relación a su valoración. Si bien, los resultados no son lo suficientemente favorables para que, hoy en día, exista un modelo que incorpore (de algún modo) la liquidez. Las primeras aproximaciones a la valoración de activos con liquidez

abarcan las dos dimensiones del problema: serie temporal y sección cruzada. Desde la perspectiva de la sección cruzada, los primeros trabajos consistieron en demostrar empíricamente que los activos menos líquidos ofrecen rendimientos en promedio mayores. Para hacerlo, partían del CAPM clásico al que se añadía una variable adicional relacionada con la liquidez del activo, como el spread de precios bid-ask (Amihud y Mendelson, 1986). En este trabajo se utilizó la siguiente medida alternativa para medir la liquidez de una acción determinada, propuesta por Amihud (2002):

$$ILLIQ_{it} = \frac{1}{Dias_{it}} \sum_{d=1}^{Dias_{it}} \frac{|R_{itd}|}{V_{itd}}$$

Donde,

R_{itd} es el retorno del activo i en el día d del mes t

V_{itd} es el volumen transado del activo i en el día d del mes t .

$Dias_{it}$ es el número de días que el activo i se transó en el mes t .

ACRUALS: Sloan (1996) documenta que existiría una relación inversa entre acumulaciones contables (Accruals) y retornos de activos. Esta denominada anomalía se basa en la importancia de medir si las ganancias de la empresa se basan en el flujo de efectivo real o más bien en prácticas contables. Según la investigación, las empresas con bajos niveles de acumulación están conectadas con ganancias reales y, por otro lado, las empresas con un alto nivel de acumulación podrían ser el resultado de

alguna práctica contable. En este trabajo determinamos la característica denominada Accruals como el componente no efectivo de las ganancias dividido en el total de activos promedios.

$$Accruals_{i,t} = (\Delta act_{i,t} - \Delta che_{i,t} - \Delta lct_{i,t} - \Delta dle_{i,t} - \Delta txp_{i,t} - dp_{i,t}) / (at_{i,t-1} + at_{i,t})$$

donde Δ =representa el cambio entre el año fiscal t-1 y t.

GROSS PROFITABILITY: Esta variable la construimos como resultado la división entre el margen de explotación (Ingresos menos el costo de venta) y el total de activos. Novy-Marx (2013) encuentra evidencia de que los rendimientos esperados de las acciones están positivamente relacionados con la relación de ganancias a activos totales. El cálculo se obtiene de la siguiente manera:

$$Grossprofitability = (rev_t - cogs_t) / at_t$$

Donde,

rev_t : son los ingresos operacionales en el momento t

$cogs_t$: son los costos de ventas en el momento t

at_t : Es el activo total en el momento t

ASSET GROWTH: Diversos estudios han demostrado que el crecimiento de los activos de la empresa predice rendimientos transversales de acciones. Las empresas que reducen sus activos obtienen rendimientos superiores, mientras que las empresas

que expanden sustancialmente sus activos obtienen malos rendimientos en los años siguientes. Cooper, Gulen y Schill (2008) presentan un efecto significativo del crecimiento de los activos en la rentabilidad de las acciones estadounidenses. El cálculo que hacemos para determinar esta variable (anomalía) es el siguiente:

$$Assetgrowth = at_t/at_{t-1} - 1$$

4.4 Base de datos

Se utilizaron 50 acciones no financieras del mercado chileno, las que fueron escogidas principalmente por su mayor presencia bursátil dentro del total de acciones que se transan en el mercado. El índice de mercado utilizado como variable explicativa fue el IGPA, índice general de precios de acciones en Chile.

Siguiendo la tendencia de los análisis empíricos se formaron carteras de acciones primero ordenadas por tamaño (capitalización bursátil) y luego por los betas individuales calculados por el modelo de mercado. A estos betas se le denominan coeficientes pre-ranking. Con todo, se lograron formar 10 carteras de cinco acciones cada una. La muestra consideró datos desde enero del 2006 hasta diciembre del 2015, lo que se traduce en 6.000 observaciones. La tabla 1, muestra los retornos promedios anuales y de todo el período muestral de las diez carteras y del índice de mercado.

TABLA 1: Retornos promedios anuales

Retornos de carteras formadas por tamaño y betas pre-ranking											
Años	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	IGPA
2005	-0.38	12.95%	-5.81%	0.37%	-20.15	-1.87%	8.81%	-7.78%	10.97%	10.18%	2.68%
2006	22.17%	15.71%	19.60%	25.81%	5.49%	18.80%	36.38%	28.57%	26.69%	32.91%	29.57%
2007	5.25%	-15.35%	27.86%	24.25%	13.53%	24.73%	9.25%	14.38%	18.35%	29.33%	12.89%
2008	-6.68%	-52.99%	-60.62%	-27.24%	-51.94%	-33.10%	-25.84%	-13.62%	-11.08%	-46.24%	-21.76%
2009	11.72%	51.81%	21.22%	19.83%	31.03%	56.96%	23.28%	18.94%	35.35%	43.77%	38.43%
2010	49.59%	42.92%	38.49%	17.96%	38.99%	31.59%	26.80%	15.21%	33.10%	40.54%	32.33%
2011	-28.66%	-19.32%	-28.55%	-20.85%	-47.9%	-21.21%	-20.29%	-9.04%	-9.22%	-16.09%	-13.24%
2012	-18.3%	-3.32%	-18.04%	-9.34%	-2.71%	11.45%	1.74%	1.76%	9.17%	-7.62%	4.57%
2013	-33.83%	-40.46%	-14.32%	-16.98%	-27.76%	-8.82%	-12.78%	-8.72%	-11.93%	-22.78%	-14.50%
2014	6.91%	11.61%	18.99%	-28.15%	-11.69%	4.20%	5.40%	-12.72%	-1.83%	-12.02%	3.47%
2015	3.23%	29.12%	-11.09%	-29.33%	-21.33%	1.51%	-24.07%	-5.38%	-6.87%	-9.14%	-3.88%
Promedio	1.00%	2.97%	-1.11%	-3.97%	-8.58%	7.66%	2.61%	1.96%	8.43%	3.90%	6.42%

Una vez formadas las carteras, se procedió a aplicar primero la metodología de FM, realizando regresiones de mínimos cuadrados ordinarios entre los retornos de cada cartera y el índice de mercado (primera etapa). Con esto se estimaron los denominados betas post-ranking. Son precisamente estos betas post-ranking, que luego de ser asignados a cada una de las acciones en cada período, se regresionan en

corte transversal con los retornos históricos del año siguiente de cada acción. Es decir, en esta segunda etapa son los betas post-ranking con un rezago los que explicarían los retornos de cada acción. Posteriormente se aplicó el test estadístico descrito en el marco teórico de este trabajo.

Dado que FM es equivalente a estimar mediante DP con efectos fijos temporales, (Petersen 2009, pag 451)¹⁰. En un primer caso utilizamos esta metodología para analizar las potenciales características que explican los retornos futuros.

En una segunda etapa y respondiendo al interés principal de este trabajo se utilizó DP para intentar encontrar anomalías al modelo de mercado, asociadas a riesgo idiosincrático. Se realizaron estimaciones de DP con efectos fijos temporales e individuales agregando posibles características idiosincráticas una a una. Luego en cada ejercicio se fue realizando el test de Efectos Fijos Redundantes (EFIR en adelante) para lograr encontrar las características idiosincráticas relevantes que explicarían los retornos futuros de un activo determinado.

4.5 Resultados obtenidos

A continuación, en la tabla 2 se presentan los resultados bajo la metodología de FM y DP con EFT:

¹⁰En el capítulo 1 de esta tesis se demuestra algebraicamente la igualdad de utilizar FM y DP con EFT.

TABLA 2
Fama y Macbeth

Coef Delta	SD	f-test	p-value
2.5337	1.5232	1.6634	0.0962
R2	0.0489		

Datos de Panel con EFT

Coef Delta	SD	f-test	p-value
2.1123	1.0000	2.1123	0.0347
R2	0.299245		

Regresiones DP con EFTI

Coef Delta	SD	f-test	p-value
0.0595	0.0142	4.19	0.0000
R2	0.3153		

Si bien es cierto, en el caso de FM el coeficiente Delta es significativo al 10% (p-value de 0,0962), esta metodología no considera la eventual heterogeneidad individual en los datos (en este caso acciones). Este detalle es fundamental para mostrar que los estimadores de FM son inconsistentes (Campello et al 2013). Por otro lado en la misma tabla 2 se presentan los principales resultados de la estimación con DP asumiendo solo heterogeneidad temporal. El coeficiente δ_1 (2,1123) en este caso es significativo al 5%. Luego si comparamos los resultados de las tablas 2 , podemos

mostrar que efectivamente los resultados de FM y DP con solo efectos fijos temporales son muy similares. La pendiente que acompaña al beta post-ranking en FM es de 2,5 mientras que con DP es 2,11. La misma tabla, en su tercer recuadro muestra los resultados de estimaciones de DP con EFTI. Se puede apreciar que la pendiente estimada es muy diferente a las estimaciones de FM y DP con EFT.

Posteriormente, incorporamos las características presentadas en la sección anterior realizando estimaciones de DP tanto con EFT como EFTI. La tabla 3 muestra las estadísticas descriptivas de las características utilizadas en el modelo y la tabla 4 presenta las correlaciones entre las características idiosincráticas.

TABLA 3: Estadísticas descriptivas

	RET	BETA	BTM	SIZE	MOM	VOL	SKEW	LIQ
Mean	7.375734	0.952481	-0.337673	20.18358	2.225042	88.37108	0.311813	1.739377
Median	1.590000	0.902500	-0.3089	20.24995	0.000000	73.83470	0.279650	0.037700
Maximum	435.1100	2.350700	4.387900	25.19870	306.0000	545.2037	6.855200	712.0620
Minimum	-91.6	0.083500	-5.0791	15.04020	-434	14.98120	-5.4807	0.000000
Std. Dev.	39.02737	0.442338	0.874855	1.511180	35.53936	58.57743	0.978503	12.77321
Skewness	2.537549	0.350047	0.120531	-0.14458	-0.582665	4.673823	0.757736	38.61257
Kurtosis	19.48469	2.428955	7.907136	2.853596	22.57519	32.18830	12.07655	1901.666
Sum	43885.62	5667.260	-2009.153	120092.3	13239.00	525807.9	1855.284	10349.29
Sum Sq. Dev.	9061133.	1164.000	4553.199	13585.52	7513860.	20412892	5695.981	970608.9
Observations	5950	5950	5950	5950	5950	5950	5950	5950

TABLA 4: Matriz de correlaciones

	BTM	SIZE	MOM	VOL	SKEW	LIQ
BTM	1.000000	-0.55391	-0.276422	0.130827	-0.072881	0.011533
SIZE	-0.55391	1.000000	0.158379	-0.219117	-0.108491	-0.036769
MOM	-0.276422	0.158379	1.000000	-0.176103	0.083275	0.006097
VOL	0.130827	-0.219117	-0.176103	1.000000	0.189025	-0.026412
SKEW	-0.072881	-0.108491	0.083275	0.189025	1.000000	0.042937
LIQ	0.011533	-0.036769	0.006097	-0.026412	0.042937	1.000000

Con el objetivo de analizar las eventuales anomalías, se estima un modelo de DP con efectos fijos de tiempo e individuales además de cada una de las posibles características idiosincráticas. Las que se incluirán hasta lograr eliminar la relevancia de los EFI a través del test EFIR.

Las tablas 5 y 6 muestran los resultados de las estimaciones con efectos fijos temporales y con efectos fijos temporales e individuales respectivamente. Se aprecia que en el segundo caso los parámetros estimados en general son más estables. Esto debiera ser evidencia de que el uso de EFI permite obtener estimaciones consistentes de los coeficientes de las características incluidas en cada regresión, a pesar de la eventual omisión de variables relevantes.

TABLA 5: Estimaciones con efectos fijos temporales

	1	2	3	4	5	6
BTM	-8.840225***	-8.839277***	-3.481531***	-3.186269***	-2.903072***	-2.899696***
SIZE		0.000946	-0.753403***	0.067807	0.253682	0.247254
MDM			0.691508***	0.723152***	0.717078***	0.716852***
VOL				0.085808***	0.078688***	0.078437***
SKEW					1.961835***	1.976299***
LIQ						-0.02727
R2	0.336222	0.336222	0.595562	0.609208	0.611376	0.611453
N*T	5950	5950	5950	5950	5950	5950
N	50	50	50	50	50	50

TABLA 6: Estimaciones con efectos fijos temporales e individuales

	1	2	3	4	5	6
BTM	-15.90211***	-15.07915***	-10.52266***	-9.275998***	-8.994036***	-8.970956***
SIZE		0.922172	-2.543942**	-2.839121**	-2.88541**	-2.855494**
MOM			0.673497***	0.688707***	0.68771***	0.687613***
VOL				0.082568***	0.077405***	0.077335***
SKEW					1.228399***	1.242486**
LIQ						-0.01654
R2	0.391243	0.391277	0.614948	0.620104	0.620622	0.620649
N*T	5950	5950	5950	5950	5950	5950
N	50	50	50	50	50	50

La siguiente tabla 7 permite ver que al ir agregando características individuales (idiosincráticas) el test de EFR va disminuyendo, llegando a 2,86 cuando se incorporaron las seis características utilizadas en el trabajo. A pesar de que con las características introducidas no fue posible dejar de rechazar la hipótesis nula (para lo cual el test debiera ser menor que 1,36), se ve que la relevancia de los EFI disminuye en la medida que se van incluyendo más características idiosincráticas, sin embargo no logramos rechazar la hipótesis nula para prescindir de los EFTI.

TABLA 7: Test de efectos fijos individuales redundantes (EFIR)

Test de efectos fijos redundantes		
Ecuación: FT_FE		
Test de efectos		
Cross-section F	Statistic	Prob.
DELTA-BTM	10.661351	0.00000
DELTA-BTM-SIZE	10.66674	0.00000
DELTA-BTM-SIZE-MOM	5.936898	0.00000
DELTA-BTM-SIZE-MOM-VOL	3.381483	0.00000
DELTA-BTM-SIZE-MOM-VOL-SKEW	2.872724	0.00000
DELTA-BTM-SIZE-MOM-VOL-SKEW-LIQ	2.856839	0.00000

4.6 Conclusiones

La evidencia empírica presentada en este trabajo apoya el uso de DP con EFTI para el análisis de las potenciales anomalías que afectan al modelo de mercado, ya que al incluir los efectos fijos individuales las potenciales características omitidas estarían capturadas por dichos efectos, lo que asegura la consistencia de los parámetros estimados del modelo.

Al analizar los resultados, vemos que los resultados entre ambas metodologías difieren significativamente, en algunos casos difieren en el signo del coeficiente y en la mayoría en su magnitud. Al testear el modelo CAPM con DP y EFTI la pendiente resulta significativa y acorde a lo que la teoría sugiere. A diferencia de los resultados de FM y DP con EFT, donde, si bien es cierto, los coeficientes son significativos estadísticamente, sus magnitudes no son consistentes con el modelo CAPM.

Por otro lado, al aplicar el test de EFIR, con las características introducidas se aprecia que la relevancia de los EFI disminuye en la medida que se van incluyendo más características idiosincráticas, sin embargo no logramos rechazar la hipótesis nula para prescindir de los EFTI.

Los resultados de este estudio debieran ser validados con datos internacionales ya que la poca profundidad y eventual falta de eficiencia del mercado accionario chileno, impiden la extrapolación directa de los resultados obtenidos. De esta forma se hace necesario replicar este estudio con datos de mercados desarrollados.

4.7 Bibliografía

Bali, T. G., Engle, R. F., & Murray, S. (2016). *Empirical Asset Pricing: The Cross Section of Stock Returns*. John Wiley & Sons.

Baltagi, B. (2008). *Econometric analysis of panel data*. John Wiley & Sons.

Banz, R. W. (1981). The relationship between return and market value of common stocks. *Journal of financial economics*, 9(1), 3-18.

Campello, M., Galvao, A., & Juhl, T. (2013). Policy heterogeneity in empirical corporate finance.

Cooper, M. J., Gulen, H., & Schill, M. J. (2008). Asset growth and the cross-section of stock returns. *the Journal of Finance*, 63(4), 1609-1651.

Díaz Contreras, C. A., & Higuera Cartes, F. H. (2012). Contraste empírico del CAPM en el mercado accionario chileno. *Ingeniare. Revista chilena de ingeniería*, 20(2), 255-266.

Fama, E. F., & French, K. R. (1992). The cross-section of expected stock returns. *the Journal of Finance*, 47(2), 427-465.

Fama, E. F., & French, K. R. (2008). Dissecting anomalies. *The Journal of Finance*, 63(4), 1653-1678.

Fama, E. F., & French, K. R. (2012). Size, value, and momentum in international stock returns. *Journal of financial economics*, 105(3), 457-472.

Fama, E. F., & MacBeth, J. D. (1973). Risk, return, and equilibrium: Empirical tests. *The journal of political economy*, 607-636.

Harvey, C. R., Liu, Y., & Zhu, H. (2015). ... And the cross-section of expected returns. *Review of Financial Studies*, 29 (1), 5-68.

Shanken, J. (1992). On the estimation of beta-pricing models. *The review of financial studies*, 5(1), 1-33.

Jegadeesh, N., & Titman, S. (1993). Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency. *The Journal of finance*, 48(1), 65-91.

Lakonishok, J., & Shapiro, A. C. (1986). Systematic risk, total risk and size as determinants of stock market returns. *Journal of Banking & Finance*, 10(1), 115-132.

Lintner, J. (1965). The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. *The review of economics and statistics*, 13-37.

Marín, J. M., & Rubio, G. (2001). *Economía financiera*. Antoni Bosch editor.

Merton, R. C. (1987). A simple model of capital market equilibrium with incomplete information. *The journal of finance*, 42(3), 483-510.

Petersen, M. A. (2009). Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing approaches. *Review of financial studies*, 22(1), 435-480.

Rubio Fernandez, F. (2004). *Corte transversal de los retornos esperados en el mercado accionario chileno*. University Library of Munich, Germany.

Sharpe, W. F. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *The journal of finance*, 19(3), 425-442.

Weston, C. T. E., Thomas, J. F. C., & Weston, J. F. (1988). *Financial theory and corporate policy* (No. 658.15/C78f/3a. ed.).

Pástor, L., Stambaugh, R. F., & Taylor, L. A. (2017). Do funds make more when they trade more?. *The Journal of Finance*, 72(4), 1483-1528.

Ang, A., Liu, J., & Schwarz, K. (2018). Using stocks or portfolios in tests of factor models. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1-74.

Fama, E. F., & French, K. R. (2004). The capital asset pricing model: Theory and evidence. *Journal of economic perspectives*, 18(3), 25-46.

Ang, A., Liu, J., & Schwarz, K. (2010). Using stocks or portfolios in tests of factor models. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1-74.

Linnainmaa, J. T., & Roberts, M. R. (2018). The history of the cross-section of stock returns. *The Review of Financial Studies*, 31(7), 2606-2649.

Goyal, A. (2012). Empirical cross-sectional asset pricing: a survey. *Financial Markets and Portfolio Management*, 26(1), 3-38.

Sloan, R. G. (1996). Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future earnings?. *Accounting review*, 289-315.

5 Conclusión Final

Con toda seguridad la investigación académica seguirá evaluando la bondad de los modelos predictores de retornos y se seguirán buscando factores de riesgo que complementen al factor de mercado del modelo CAPM. También es muy probable que la metodología de FM se seguirá aplicando en estas futuras investigaciones, sin embargo en este trabajo mostramos que si bien es cierto se trata de una metodología que ofrece ventajas en su aplicación, también tiene algunas debilidades. Dentro de éstas debilidades, enfatizamos durante todo este trabajo, el hecho de que la metodología de FM no se hace cargo de las características individuales de las acciones que componen una muestra determinada.

El primer documento que presentamos en esta tesis busca mostrar precisamente que la metodología de FM realizaría estimaciones bajo un contexto de inconsistencia. Esto lo probamos a través de un experimento de Montecarlo, el cual también nos permite probar que un método alternativo basado en DP con EFTI si realizaría estimaciones en un contexto de consistencia.

Al aplicar ambas metodologías al mercado Norteamericano, para testear el modelo CAPM y el de Fama y French, en una muestra de acciones entre los años 1963 y 2015 presentamos resultados muy diferentes entre la metodología de FM y DP con EFTI, incluso en algunas características se consiguieron resultados contradictorios.

Luego al aplicar ambas metodologías al mercado chileno, volvemos a encontrar resultados diferentes para los coeficientes asociados a variables sistemáticas como también aquellos asociados a características individuales. En la mayoría de los casos vemos diferencias en magnitudes y en algunos también encontramos diferencias en el signo asociado al coeficiente.

Dado que en ambas estimaciones, tanto para el mercado norteamericano como el chileno, se utilizaron acciones individuales, para el caso chileno también se formaron carteras de acciones, siguiendo la metodología de Fama y French (1993). En este último caso, presentado en el anexo del capítulo 3, los resultados son similares, sin embargo en este último caso, también intentamos encontrar las características individuales que finalmente permitan definir un modelo, sin embargo los resultados no fueron los esperados.

Para futuras investigaciones, proponemos aplicar la metodología de DP con EFTI a mercados desarrollados utilizando carteras de acciones tal como lo proponen la mayoría de los trabajos en esta materia.

