



TESIS DOCTORAL

La dinámica del consumo, la ambigüedad y los rendimientos bursátiles: Análisis desde la óptica de la teoría financiera de valoración de activos.

Autor:

Rubén Lago Balsalobre

Directores:

Ana Belén Alonso Conde
Javier Rojo Suárez

Programa de Doctorado en Ciencias Sociales y Jurídicas

Escuela Internacional de Doctorado

2023

AGRADECIMIENTOS

Agradecimientos

Muchos son los meses que he dado vueltas a las líneas que estoy escribiendo en este momento, y aun así tengo la sensación de que escriba lo que escriba no va a ser suficiente. Tengo demasiadas personas a las que agradecer llegados a este punto.

Debería comenzar agradeciendo a mi familia, mis padres, mi hermana, mis tíos, mis abuelos y mis primos. Vosotros habéis estado conmigo desde el principio, sufriendo desde el colegio, y ayudándome a tomar decisiones que en su momento a mí se me antojaban imposibles. Hoy, llegados a este punto, vemos recompensados todos los esfuerzos que hemos realizado.

Por supuesto, debo mencionar en estas líneas de agradecimiento a mis amigos. Ellos han estado también día a día en este proceso de la Tesis Doctoral, quitándole importancia a aquellos momentos en los que parecían que las cosas se torcían, pero también celebrando cada pequeño avance que se iba consiguiendo. En el fondo, vosotros sabéis quiénes sois, Irene, Noemí, Lorena, Rodrigo, Patricia, Andréi, Belén, Alba, Marta, Sandra, las Andreas, Jhom, María, Cristian y Sofía. Muchas gracias por estar, por animar y por apoyar. Y por supuesto, gracias a Carlos por la paciencia y toda su ayuda.

Del lado de la propia Universidad, hayan llegado antes o después a mi vida, y a este proceso de la Tesis Doctoral, mis compañeros de fatigas Lucía, Laura, Marina y Alejandro, vosotros habéis sido un apoyo diario, y sois conscientes también de todo lo que ha supuesto el proceso. Gracias por querer estar conmigo, y siempre sumar.

Por último, pero no menos importante, quiero agradecer a mis directores de Tesis, Ana Belén Alonso Conde y Javier Rojo Suárez. Sin vosotros realmente nada de esto hubiera sido posible. Los dos, habéis cuidado de mí durante todo este tiempo, en todos los terrenos, profesional y personal. Y por ello, os estaré eternamente agradecido. Es gracias a vosotros que hoy esté escribiendo estas líneas. Parecen el cierre de un ciclo, pero soy consciente de que eso no es así. Es el inicio de algo más grande, y sé que nos encontraremos muchos obstáculos en el camino, pero también sé que estoy bien acompañado.

Quería además dejar unas líneas con las que todas las personas mencionadas en estos agradecimientos os podéis identificar. Quiero que sepáis, que, a vuestro modo, todos sois inspiración en algún ámbito de mi vida, sois unos auténticos guerreros. Hoy, a pesar de los pesares, y en contra de todo el mundo, apostasteis por un niño, y ahora el hombre que descubro cada día en el espejo, no sabe cómo deciros que mi corazón es vuestro, casi tanto como mío, porque sois el equipaje más fiel que he conocido, el único que me abriga cuando mi alma tiene frío (Melendi, Cenizas en la eternidad [5:02]).

ÍNDICE

Índice

Capítulo I. Introducción, objetivos y aportaciones de la investigación.....	1
Capítulo II. Base teórica de la evolución de los modelos de consumo	17
2.1. El factor de descuento estocástico	19
2.2. EL C-CAPM (Consumption Capital Asset Pricing Model).....	32
2.3. El puzle de la prima de riesgo y otros puzles relacionados con el modelo C-CAPM.....	37
2.3.1. El puzle de la prima de riesgo	37
2.3.2. El puzle del activo libre de riesgo	40
2.3.3. El puzle de la volatilidad de los activos bursátiles.....	42
2.4. Modificaciones en las funciones de utilidad.....	44
2.4.1. Función de utilidad de preferencias recursivas de Epstein y Zin (1989).	45
2.4.2. El modelo de hábitos de Campbell y Cochrane (1999).....	53
2.4.3. El <i>long-run risk model</i> de Bansal y Yaron (2004)	58
2.5. Otras investigaciones destinadas a mejorar los modelos de valoración de activos basados en el consumo.....	66
2.6. Aversión a la ambigüedad. Investigaciones previas.	77
Capítulo III. Metodología: El modelo DCAPM-SVA.....	83
3.1. Estimación a través de GMM	85
3.2. Metodología de corte transversal.....	95
3.3. El modelo de Volatilidad Macroeconómica de Bansal y Yaron (2012).	104
3.4. El C-CAPM modificado por ambigüedad de Borup y Schütte (2021).	112
3.5. El modelo DCAPM-SVA.	119
3.6. Configuración de la estimación de los modelos de valoración de activos por GMM.	122
Capítulo IV. Datos utilizados para la estimación de los modelos	125
4.1. Datos de mercado.....	127
4.2. Datos macroeconómicos.	134
4.3. Estadísticos de los datos.	136
Capítulo V. Resultado de las pruebas empíricas en EEUU.....	143
5.1. El modelo CAPM.....	145
5.2. El modelo de tres factores de Fama y French (1993).	149
5.3. El modelo de cinco factores de Fama y French (2015).	153
5.4. Resultados de la investigación.	158
Capítulo VI. El factor de ambigüedad en los mercados europeos.....	173
6.1. Datos utilizados en las pruebas empíricas.	177

6.2. Resultados de las pruebas empíricas para el mercado europeo.	183
Capítulo VII. Consumo privado final vs. consumo en bienes no duraderos para EEUU.	195
7.1. Datos utilizados.....	197
7.2. Análisis de resultados.	206
Capítulo VIII. Actualización de los resultados del modelo DCAPM-SVA en EEUU.	223
Capítulo IX. Conclusiones.....	245
Referencias bibliográficas.	263

ÍNDICE DE FIGURAS

Índice de figuras:

Ilustración I.1. Mapa de nódulos	7
Ilustración I.2. Mapa de nódulos (2).....	9
Ilustración I.3. Mapa de colaboraciones.....	10
Ilustración I.4. Mapa conceptual de la Tesis Doctoral	16
Ilustración V.1. Valores reales vs. valores estimados (modelos de consumo).....	169
Ilustración V.2. Valores reales vs. valores estimados (modelos de mercado).....	171
Ilustración VI.1. Valores reales vs. valores estimados en Europa.....	190
Ilustración VI.2. Valores reales vs. valores estimados en Europa (II)	191
Ilustración VI.3. Diferencias en las pruebas empíricas entre Europa y EEUU	193
Ilustración VII.1. Valores reales vs. valores estimados (consumo privado final).....	214
Ilustración VII.2. Valores reales vs. valores estimados (modelos de mercado).....	215
Ilustración VII.3. Valores reales vs. valores estimados (consumo bienes no duraderos)	220
Ilustración VII.4. Valores reales vs. valores estimados (modelos de mercado).....	221
Ilustración VIII.1. Diferencias en las pruebas empíricas (Capítulo V vs. Capítulo VII)	225
Ilustración VIII.2. Valores reales vs. valores estimados (modelos de consumo).....	232
Ilustración VIII.3. Valores reales vs. valores estimados (modelos de mercado).....	233
Ilustración VIII.4. Eventos macroeconómicos (1991-2022)	235
Ilustración VIII.5. Eventos macroeconómicos (1979-2022)	242
Ilustración IX.1. Líneas de investigación de evolución del C-CAPM	248
Ilustración IX.2. Resumen pruebas empíricas	256

ÍNDICE DE TABLAS

Índice de Tablas:

Tabla I.1. Objetivos y preguntas de investigación.....	13
Tabla II.1. Estadísticos de los mercados utilizados para la demostración del puzle de la prima de riesgo.	38
Tabla II.2. Puzle de la prima de riesgo	39
Tabla II.3. El puzle del activo libre de riesgo.....	41
Tabla IV.1. Media y desviación típica de los datos.....	138
Tabla IV.2. Correlación de los activos con los factores	140
Tabla V.1. Estimación del modelo VAR.....	160
Tabla V.2. Resultados de corte transversal.....	164
Tabla VI.1. Media y desviación típica de los datos en Europa	179
Tabla VI.2. Correlación de los activos con los factores en Europa.....	181
Tabla VI.3. Correlación de los activos con los factores en Europa (cont.)	182
Tabla VI.4. Estadísticos Modelo VAR (1) en Europa.....	184
Tabla VI.5. Resultados de corte transversal en Europa.....	185
Tabla VII.1. Estadísticos del consumo privado final.....	199
Tabla VII.2. Correlaciones utilizando el consumo privado final	200
Tabla VII.3. Estadísticos del consumo en bienes no duraderos	202
Tabla VII.4. Correlaciones utilizando el consumo en bienes no duraderos	204
Tabla VII.5. Modelo VAR. Estimaciones en base al consumo privado final.....	207
Tabla VII.6. Modelo VAR estimado en base al consumo en bienes no duraderos	208
Tabla VII.7. Resultados de corte transversal haciendo uso del consumo privado final	210
Tabla VII.8. Resultados de corte transversal haciendo uso del consumo en bienes no duraderos	217
Tabla VIII.1. Estimaciones del modelo VAR (1).....	227
Tabla VIII.2. Resultados de corte transversal.....	229

Capítulo I. Introducción, objetivos y aportaciones de la investigación.

El área de finanzas se caracteriza por la amplitud de la temática de sus estudios. Independientemente de la temática estudiada, hay un concepto que, de una manera u otra, es el punto de partida de las diferentes teorías financieras, y es el valor razonable. En el contexto de valoración de empresas, en la práctica se estima el valor razonable de la empresa objetivo mediante el uso del descuento de flujos de caja libre. Para llevar a cabo dicho estudio, se utiliza un conjunto de metodologías, comenzando con la estimación de los flujos de caja libre que un proyecto va a generar en el seno de la empresa en el futuro, continuando con la estimación del coste del capital que financia dicho proyecto, así como la actualización de los propios flujos de caja descontados al coste del capital, con el objetivo de determinar el valor de la empresa.

La metodología utilizada para la estimación de los flujos de caja es bien conocida en el área de finanzas y está muy extendida, siendo ésta, en conjunto con la metodología de valoración a través de múltiplos, la más intensivamente utilizada en la práctica para valorar empresas, proyectos de inversión reales o proyectos de grandes infraestructuras. No obstante, algunas partes de la metodología no son consistentes en su totalidad con la realidad, y llevan a posibles desconfianzas en su aplicación, debido a la necesidad de investigación y generación de conocimientos en ciertas áreas. En concreto, el punto débil de dichas estimaciones se relaciona con la estimación de la tasa de descuento a la que se actualizan los flujos de caja.

La tasa de descuento lleva implícito un matiz de coste de oportunidad, teniendo en cuenta que un inversor puede utilizar sus recursos para invertir en la empresa objetivo. En concreto, a la hora de realizar este tipo de estudios suponemos inversores racionales que intentan obtener la mayor rentabilidad soportando el menor riesgo posible. Por ese motivo, las inversiones reales y las inversiones financieras son competitivas, dado que el inversor puede decidir no invertir en la empresa objetivo e invertir en un activo financiero que tenga un riesgo similar a la inversión real. Por ese motivo, a la hora de realizar cualquier estudio trata de asegurar que el proyecto de inversión pueda remunerar a los accionistas con una rentabilidad como mínimo igual a una inversión financiera eficiente comparable.

Para realizar dichas estimaciones, habitualmente se utiliza en la práctica el modelo CAPM o "*Capital Asset Pricing Model*". Dicho modelo es conocido como un modelo de valoración absoluta, capaz de valorar inversiones eficientes y no eficientes por igual. No obstante, dicho modelo, tal y como se analizará más adelante en la presente Tesis

Doctoral, tiene aparejadas algunas restricciones que no se cumplen en la realidad. Además, se ha comprobado que, a pesar de que en un inicio el modelo CAPM era capaz de explicar un alto porcentaje de la variación de los precios de un mercado, con el paso de los años hemos visto cómo la capacidad explicativa del modelo ha disminuido considerablemente. La facilidad de cálculo del modelo CAPM es otra justificación para seguir actualmente utilizando en las estimaciones dicho modelo.

Como consecuencia de todo lo anterior, en el área de finanzas, las investigaciones se han centrado durante años en la búsqueda de modelos de valoración que permitan explicar la variación de los precios de los activos financieros. En concreto, en la presente Tesis Doctoral nos hemos enfocado en los modelos de valoración de activos basados en el consumo, los cuales serán desarrollados en detalle en los siguientes capítulos. En cualquier caso, los modelos de valoración de activos utilizan factores de exposición al riesgo para explicar las rentabilidades de los activos en base a las primas de riesgo. El área de valoración de activos tiene una visión macroeconómica de los efectos acaecidos en la determinación de precios de los activos, siendo el modelo C-CAPM “*Consumption Capital Asset Pricing Model*” el modelo clásico utilizado, relacionando el incremento del consumo con las rentabilidades bursátiles. El mayor problema al que se enfrenta este modelo es que, a pesar de contar con una teoría subyacente muy sólida, los resultados obtenidos por el mismo en las pruebas empíricas no coinciden con las expectativas inicialmente generadas. En otras palabras, el modelo C-CAPM no es capaz de explicar un alto porcentaje de la variación de los precios de la Bolsa (Cochrane, 2005; Hansen, 1982; Mehra y Prescott, 1985; Weil, 1989). Por ese motivo, dentro de la investigación relacionada con valoración de activos, muchos investigadores han puesto el foco en la investigación sobre los modelos basados en el consumo, intentando mejorar la aplicabilidad de dichos modelos mediante diferentes líneas de investigación.

Por un lado, se ha intentado mejorar la aplicabilidad de los modelos de consumo desde el punto de vista de las funciones de utilidad subyacentes en los modelos, dado que surge el problema de la selección de las funciones de utilidad de cara a las pruebas empíricas. Dentro del desarrollo de las nuevas funciones de utilidad podemos enumerar algunos ejemplos como la función de utilidad recursiva (Epstein y Zin, 1989; Restoy y Weil, 2011; Weil, 1989); la adición de hábitos de consumo a la función de utilidad clásica denominada *power utility function* (Abel, 1990; Campbell y Cochrane, 1999); el modelo de riesgo macroeconómico a largo plazo “*long-run risk*” (Bansal y Yaron, 2004; Eraker,

2021; Liu y Matthies, 2022; Pohl, Schmedders, y Wilms, 2021); la función de utilidad de riesgo idiosincrático (Constantinides y Duffie, 1996); o la función de utilidad de aversión al riesgo heterogéneas, o, dicho de otro modo, preferencias heterogéneas (Gârleanu y Panageas, 2015). No obstante, tal y como recoge Cochrane (2005), existen otros componentes que pueden afectar a la utilidad marginal, como puede ser que los activos de bienes duraderos tienen influencia sobre la utilidad marginal de los bienes que no son duraderos, o simplemente el hecho de que es necesario tener en cuenta, dentro de la función de utilidad, el tiempo libre u otras magnitudes.

Otros autores, en el contexto de los modelos de valoración de activos basados en el consumo, introducen nuevos factores de exposición al riesgo con el objetivo de explicar mejor el comportamiento de los inversores (Boguth y Kuehn, 2013; Yogo, 2006). Cochrane (2005) expone otras posibles soluciones/explicaciones a los pobres resultados obtenidos por el modelo de valoración de activos basado en el consumo. Principalmente explica que el problema de la aplicabilidad del modelo puede venir por los propios datos del consumo. Muchos modelos de equilibrio general definen las reglas de decisión de los inversores en un mercado en equilibrio relacionando el consumo con otras variables de forma que, simplemente modificando dichas reglas de decisión en los modelos de valoración, podemos relacionar los activos con otras variables macroeconómicas cuya medición sea de una mayor calidad que la del consumo. Desde este punto de vista, existen diferentes investigaciones en las que se modifican los datos macroeconómicos de consumo que se utilizan para las pruebas empíricas de los modelos (Jagannathan y Wang, 2007; Kroencke, 2017; Parker y Julliard, 2005; Savov, 2011).

Como respuesta a los resultados obtenidos por los modelos de consumo, también se han creado nuevos modelos de factores que tratan de modelizar las funciones de utilidad marginal, o bien con otras variables utilizadas como aproximaciones, o bien añadiendo nuevos factores de exposición al riesgo. Dado que los datos del consumo pueden contener deficiencias en su medición debido a que se obtienen como una estimación realizada por diferentes agencias estadísticas, una parte de la investigación en la valoración de activos trata de usar carteras y rendimientos bursátiles para realizar aproximaciones al consumo. De esta manera, el modelo CAPM (Sharpe, 1964) utiliza, para explicar el comportamiento de los inversores, el rendimiento de la cartera de riqueza, siendo común utilizar el índice bursátil del mercado analizado como aproximación para sus pruebas empíricas, denominando a estos datos rentabilidad de la cartera de mercado.

El modelo APT “*Arbitrage Pricing Theory*” (Roll y Ross, 1980), utiliza los rendimientos de diferentes carteras en sustitución del consumo. Otros autores añaden factores de exposición al riesgo al modelo clásico de valoración de activos basados en el consumo (Boguth y Kuehn, 2013; Da, 2009; Yogo, 2006).

Todas las modificaciones comentadas anteriormente, que se siguen basando en el consumo como factor explicativo de la variación de los rendimientos bursátiles, guardan cierto patrón común y es que, en los estudios, independientemente del tipo de consumo utilizado, siempre se trata de una versión revisada por las agencias estadísticas. De esta manera, los autores suponen la existencia de un inversor representativo que conoce el funcionamiento interno de los modelos que determinan los diferentes datos del consumo arrojados por la macroeconomía, a pesar de que dicho modelo subyacente no sea conocido por los investigadores, y muy posiblemente no lleguen a entenderlo (Lettau y Ludvigson, 2010). En esta Tesis Doctoral nos basamos en dos modelos que utilizan el consumo para proponer un nuevo modelo que permita explicar, en un alto porcentaje, la variación de los precios de los activos de un mercado. En primer lugar, utilizamos la base teórica de Campbell (2018) y Bansal, Kiku, Shaliastovich y Yaron (2014), quienes estudian las implicaciones de la volatilidad macroeconómica en modelos de valoración de activos. En segundo lugar, utilizamos el modelo de Borup y Schütte (2021), quienes consideran que un inversor representativo no tiene en cuenta el conocimiento sobre la distribución real de los *payoffs* (o valoración futura descontada) de las inversiones. Esto se conoce en la literatura de valoración de activos como *ambiguity*, o ambigüedad. De esta manera, proponemos un modelo de valoración de activos basado en datos de consumo con 4 factores, capaz de explicar, en un alto porcentaje, la variación de los precios de un mercado.

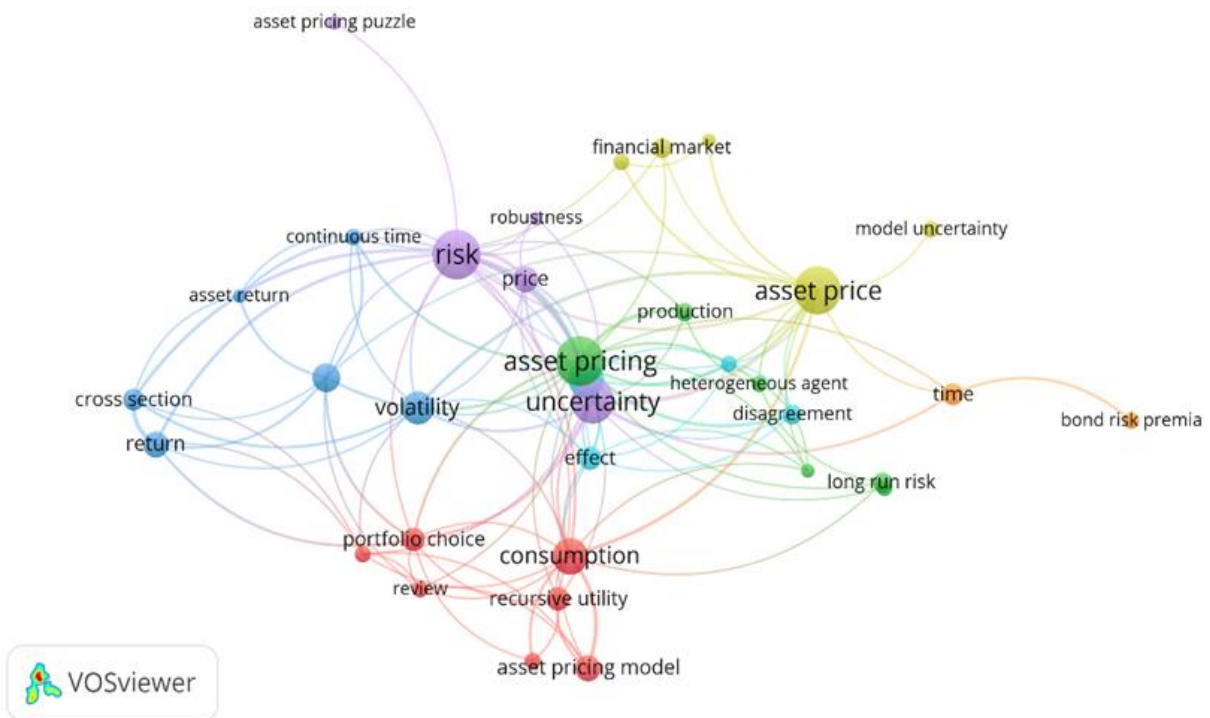
Con el objetivo de determinar la importancia de la investigación presentada, hemos realizado una consulta en la base de datos Web of Science (en adelante WOS), de tal forma que los dos conceptos básicos presentados anteriormente, ambigüedad y volatilidad, queden recogidos en sendas búsquedas. En concreto, la búsqueda realizada queda recogida conforme a la Ecuación (1.1).

$$TS = (“Consumption” AND (“Ambiguity” OR “Uncertainty”) AND (“Asset* Pric*”)) \quad (1.1)$$

Donde los asteriscos evidencian una posible diferenciación entre plural, singular y diferentes terminaciones de la palabra. De esta manera, la base de datos incluye coincidencias tanto en plural como en singular de las palabras expuestas. El nexos *AND* es el nexos más restrictivo, siendo equivalente al uso de “y”, mientras que el nexos *OR* (equivalente a un “o”) se ha utilizado con el objetivo de tener en cuenta que en la literatura podemos encontrar referencias a la misma temática con diferentes términos.

En base a la búsqueda realizada hemos tomado un total de 279 artículos para realizar un mapa de co-ocurrencia de las palabras clave de dichas investigaciones. Para realizar el gráfico hemos utilizado la herramienta de VOSviewer, utilizando una cantidad de co-ocurrencias mínima de 3. De esta manera, el programa desecha aquellas palabras clave que no cumplen con esta restricción. El gráfico obtenido se presenta en la Ilustración I.1.

Ilustración 0.1. Mapa de nodulos



Notas: A partir de la búsqueda de WOS hemos utilizado VOSviewer para realizar un mapa de nodulos. En él observamos las co-ocurrencias de las palabras clave de los autores, siendo cada nódulo una palabra clave con una presencia mayúscula en la búsqueda realizada, y las subsiguientes relaciones con otras palabras claves quedan representadas por las líneas que las unen.

En la Ilustración I.1 observamos los nódulos con las palabras clave más utilizadas en la investigación. Entre ellas encontramos palabras clave relacionadas de manera

clásica con la investigación de valoración de activos, como la palabra “precio”, “riesgo”, “rendimiento” o “selección de carteras”. Cabe mencionar que en muchas de las temáticas que aparecen dentro del mapa de nódulos de palabras clave, encontramos una gran cantidad de conceptos que van a ser desarrollados en la presente Tesis Doctoral. Así es el caso de la palabra clave “corte transversal”, concepto que desarrollaremos debido a que los modelos de valoración de activos hacen uso de dicha metodología. Otra palabra clave para el desarrollo de la Tesis Doctoral es “puzle”, ya que en el próximo capítulo, en el que se desarrolla la evolución de los modelos de valoración de activos basados en el consumo, expondremos los diferentes puzles que surgen en la literatura de valoración de activos cuando utilizamos modelos de consumo. Por otro lado, aparecen diferentes modelos que también serán desarrollados en el próximo capítulo, ya que suponen una evolución del modelo de consumo clásico, pero además son modelos en los que nos basamos para la construcción de nuestro propio modelo de valoración de activos denominado DCAPM-SVA.

Por encima de todo lo comentado anteriormente, debemos resaltar la aparición de dos palabras clave directamente relacionadas con nuestra investigación, la incertidumbre y la volatilidad. Estas magnitudes serán exposiciones al riesgo que introduciremos dentro del modelo propuesto de valoración de activos con el objetivo de explicar un alto porcentaje de la variación de los precios de los activos de un mercado.

De manera complementaria realizamos una consulta alternativa cambiando diferentes conceptos ya que, tal y como se ha expresado anteriormente, dos palabras claves relacionadas con nuestro modelo de valoración de activos son la ambigüedad y la volatilidad. Por ese motivo, la segunda búsqueda realizada en WOS se expresa conforme a la Ecuación (1.2).

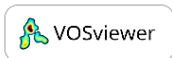
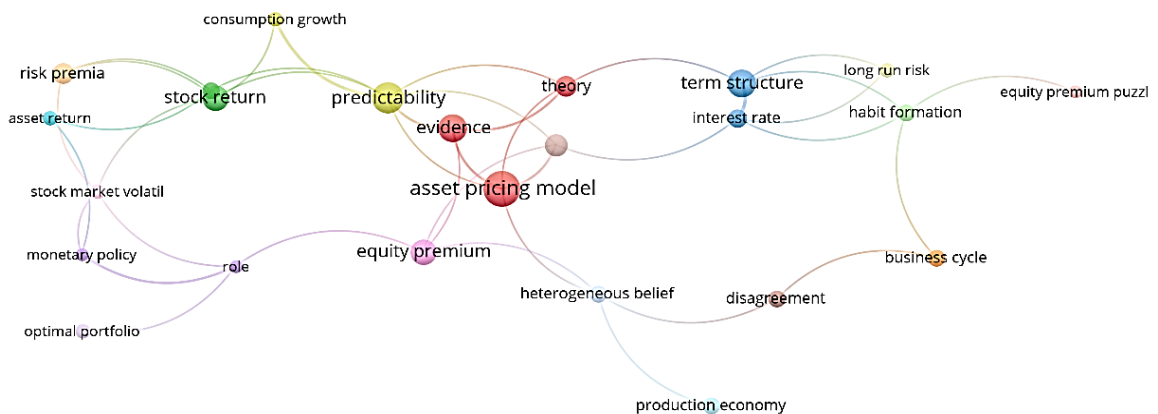
$$TS= (“Consumption” AND “Volatility” AND “Asset* Pric*”) \quad (1.2)$$

El resultado obtenido en WOS para la búsqueda expuesta arroja un total de 490 coincidencias. Utilizando la misma herramienta para obtener un mapa de nódulos de co-ocurrencia, los resultados quedan representados en la Ilustración I.2.

En dicha ilustración encontramos también diferentes conceptos relacionados con nuestra investigación. Encontramos el concepto clave de “puzle de la prima de riesgo”, tratándose de una particularización de los diferentes puzles que surgen en la investigación de valoración de activos, que además será expuesto en el próximo capítulo. Encontramos

también la investigación acerca de “hábitos”, modelo que también será expuesto en el próximo capítulo, ya que supone una evolución del modelo clásico de valoración de activos basado en el consumo. También podemos observar otros conceptos clave que guardan relación con la Ilustración I.1, como puede ser el “modelo de riesgo a largo plazo” o “incremento del consumo”.

Ilustración 0.2. Mapa de nodulos (2)

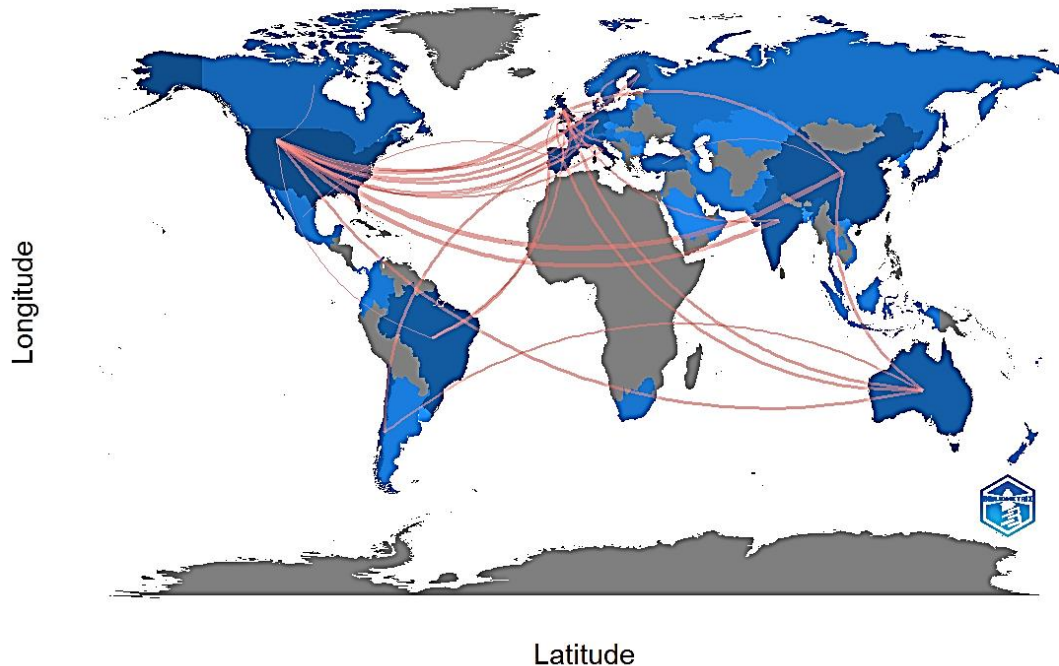


Notas: A partir de la búsqueda de WOS hemos utilizado VOSviewer para realizar un mapa de nodulos. En este caso, la búsqueda realizada incluye la palabra de volatilidad en sustitución de la ambigüedad. En ella observamos las co-ocurrencias de las palabras clave de los autores, siendo cada nódulo una palabra clave con una presencia mayúscula en la búsqueda realizada, y las subsiguientes relaciones con otras palabras claves quedan representadas por las líneas que las unen.

Con los resultados obtenidos de las búsquedas en WOS, utilizando una herramienta de análisis bibliométrico diferente, denominada Bibliometrix, obtenemos un mapa de colaboraciones de las investigaciones que se muestra en la Ilustración I.3.

En dicha ilustración observamos como las investigaciones realizadas en España encuentran relaciones en México o Italia, existiendo una alta colaboración de EE. UU. con diferentes países de diversos continentes, como puede ser Australia, Gran Bretaña o Alemania. Por otro lado, aunque encontramos relaciones menos marcadas que con EE. UU. o Canadá, que son los países que más colaboraciones tienen en investigaciones sobre la temática de valoración de activos, encontramos colaboraciones llamativas, como entre Australia y Chile, o Australia y Corea. Aunque no se aprecia en el gráfico, existen también colaboraciones entre países europeos, como entre Italia y España.

Ilustración 0.3. Mapa de colaboraciones



Notas: Utilizando los resultados obtenidos de la búsqueda de WOS hemos usado la librería de Bibliometrix para el lenguaje de programación R con el objetivo de crear un gráfico en el que se representan las colaboraciones en las investigaciones del área de valoración de activos.

Los resultados obtenidos en el análisis bibliométrico centran y corroboran la trascendencia de la investigación recogida en la presente Tesis Doctoral. De esta manera, las contribuciones de las pruebas empíricas realizadas pueden ser resumidos en tres categorías:

- En primer lugar, éste es de los primeros estudios que aúnan el modelo de riesgo a largo plazo propuesto por Bansal *et al.* (2014) y la revisión del C-CAPM realizada por Borup y Schütte (2021), dando lugar a un modelo multifactorial que permite tener en cuenta la naturaleza cambiante de la volatilidad del consumo asumiendo que los agentes no conocen el modelo implícito que determina lo acaecido en la economía, consiguiendo explicar una alta fracción de la variación de los precios del mercado analizado. Si bien es cierto que los resultados obtenidos en la presente investigación son buenos, y bastante prometedores, debemos ser realistas y cuidadosos a la hora de hablar de los mismos. De esta manera, tratar al modelo propuesto como un posible sustituto del modelo CAPM para la estimación del coste del capital no es una cuestión sencilla, debido a que la mecánica de cálculo

no es tan directa. No obstante, sí podemos asegurar que el modelo propuesto hace frente a los resultados obtenidos por otros modelos multifactoriales de la literatura de valoración de activos, considerados como referentes por su gran capacidad explicativa de los precios en corte transversal de un mercado, como son: el modelo de tres factores de Fama y French (1993); y el modelo de cinco factores de Fama y French (2015).

- En segundo lugar, la presente Tesis Doctoral expone los resultados para dos mercados diferentes, el mercado estadounidense y el mercado europeo, en los cuales existen grandes diferencias con respecto a las bases de datos macroeconómicas. Así, tal y como se desarrolla en el Capítulo 3 de la presente Tesis Doctoral, para la estimación de la ambigüedad es necesario utilizar la primera serie de datos publicada del consumo, así como las subsiguientes revisiones realizadas por las agencias estadísticas a dicha serie. De esta forma nos encontramos con que mientras para EE. UU., encontrar los denominados “*vintage data*” (datos que cuentan con registros de las diferentes versiones publicadas por una agencia estadística) es sencillo, encontrarlos en países europeos se convierte en una tarea ardua. En cualquier caso, para la estimación de los modelos de valoración de activos se utiliza la serie de consumo de bienes no duraderos. Esto es posible para EE. UU., mientras que en Europa únicamente se encuentran disponibles los datos de consumo final, enriqueciendo el estudio y pudiendo sacar conclusiones acerca de las necesidades que tenemos en países europeos, tanto de la mano de obtener estadísticas más completas sobre el consumo de diferentes tipos de bienes, como desde el punto de vista de la necesidad de mejorar los “*vintage data*”.
- Por último, hay que indicar que los datos que utilizamos para las pruebas empíricas de los modelos contienen datos actualizados, que incluyen períodos históricos importantes que han ocurrido recientemente en la sociedad. Por una parte, la serie de datos utilizada contiene los datos de la época de la pandemia mundial de la Covid-19, que se caracteriza por una fuerte caída en el consumo agregado, así como por un descenso de la volatilidad de los mercados bursátiles. Por otra parte, los datos utilizados introducen las primeras consecuencias de la invasión de Rusia a Ucrania, como es el período de crisis de la cadena de

suministros resultado de diferentes cuellos de botella acaecidos (Baldwin y Freeman, 2022; Pujawan y Bah, 2022). Los problemas con la cadena de suministros causaron situaciones anómalas en diferentes sectores, tales como la producción o los sectores energéticos (Alawi, Karim, Meero, Rabbani, y Naeem, 2022; Osička y Černoch, 2022), observando un aumento en el precio de los combustibles, tal y como señalan Bakhat, Rosselló y Sansó (2022) así como Soriano y Torró (2022). Todo ello tiene efectos sobre la ambigüedad dependiente de los estados de la naturaleza, tal y como se observa en las pruebas empíricas desarrolladas en la Tesis Doctoral.

Todo ello aporta valor tanto a la temática de valoración de activos como a las investigaciones previas de la volatilidad del consumo y de la ambigüedad. El hecho de utilizar diferentes versiones del consumo con el objetivo de estimar la ambigüedad se basa en las conclusiones obtenidas por Mankiw, Runkle y Shapiro (1984), así como por Mankiw y Shapiro (1986), los cuales indican que las correcciones que se realizan sobre el consumo deben interpretarse como la aparición de nueva información, causada por la incertidumbre macroeconómica que es aprendida por los inversores para ajustar sus expectativas. Ello es corroborado por Borup y Schütte (2021), quienes demuestran que la diferencia entre las previsiones del consumo y la revisión sobre el consumo son mayores en épocas de mayor incertidumbre macroeconómica, es decir, en momentos en los que la economía es más volátil.

Por último, es importante señalar que, con el objetivo de poder comparar la aplicabilidad de los diferentes modelos en los diferentes mercados sobre los que realizamos las pruebas empíricas, estimamos otros modelos conocidos en la literatura de valoración de activos. En concreto, expondremos los resultados del modelo de Bansal *et al.* (2014), los resultados obtenidos por el C-CAPM clásico, el CAPM, y los dos modelos multifactoriales de referencia mencionados anteriormente, el modelo de tres factores de Fama y French (1993), así como el modelo de cinco factores de Fama y French (2015). Tal y como se explicará más adelante, las pruebas empíricas se realizarán en varios sets de carteras creadas conforme a diferentes anomalías.

A modo de resumen, en la Tabla I.1 encontramos recogidos las diferentes preguntas de investigación, así como la metodología utilizada para dar respuesta a dichas preguntas.

Tabla I.1. Objetivos y preguntas de investigación

Objetivo Investigación	Pregunta Investigación	Metodología
Demostración de importancia del factor de ambigüedad como factor de exposición al riesgo	¿Tener en cuenta la aversión a la ambigüedad mejora la capacidad explicativa de los modelos de valoración de activos basados en el consumo?	Utilización del modelo DCAPM-SVA para observar el comportamiento del modelo en el mercado estadounidense
	¿El modelo propuesto explica la variación de los precios del mercado europeo utilizando las diferentes publicaciones del consumo disponibles?	Aplicación del modelo DCAPM-SVA en el mercado europeo utilizando como serie de datos el consumo final
	¿El uso de la serie de datos del consumo final para estimar la ambigüedad reporta los mismos resultados que la serie del consumo de bienes no duraderos en EEUU?	Aplicación del modelo DCAPM-SVA en EEUU con los datos de consumo final para comparar resultados con los obtenidos al usar el consumo de bienes no duraderos.
	¿Dotar de una mayor presencia a eventos económicos negativos tiene efectos sobre la capacidad explicativa del factor de ambigüedad?	Aplicación del modelo DCAPM-SVA en EE. UU. utilizando todos los puntos de datos disponibles para observar la diferencia de comportamiento del factor de ambigüedad.
Demostración de la importancia de las innovaciones sobre la volatilidad económica en la valoración de activos	¿Las innovaciones de la volatilidad macroeconómica permiten mejorar la aplicabilidad de los modelos de valoración de activos basados en el consumo?	Aplicación del modelo DCAPM-SVA para observar el comportamiento de dicho factor de exposición al riesgo en diferentes mercados y para diferentes horizontes temporales.

Notas: En la presente tabla se muestra un resumen de las preguntas de investigación propuestas en la presente Tesis Doctoral, así como la forma de afrontarlas.

En la Tabla I.1 diferenciamos dos objetivos de investigación, los cuales se centran en dos factores de exposición al riesgo, la ambigüedad y la volatilidad macroeconómica. Debido a que ambos factores son utilizados por el modelo DCAPM-SVA, se enfrentan a las mismas pruebas empíricas. En un primer lugar determinamos la importancia de ambos factores realizando las pruebas empíricas en EE. UU., debido a la cantidad de datos

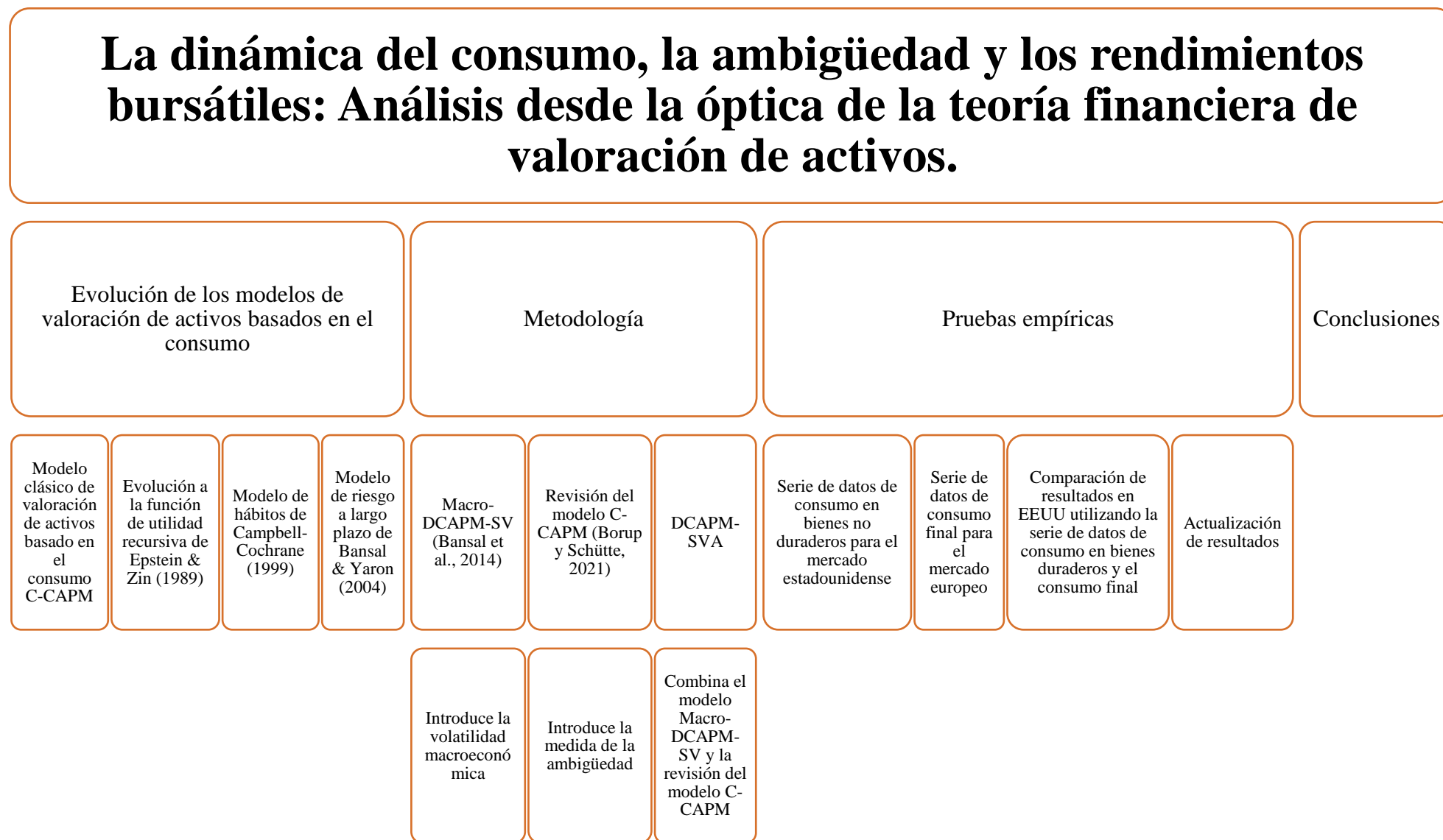
macroeconómicos disponibles. Posteriormente, realizaremos las mismas pruebas empíricas en el mercado europeo, para las cuales deberemos utilizar, en lugar del consumo en bienes no duraderos, el consumo privado final. En base a los resultados obtenidos, intentamos responder a la subsiguiente pregunta de investigación, y es conocer si existe una gran diferencia en la estimación de los factores al utilizar las diferentes tipologías de consumo para el mercado estadounidense, que es el mercado que cuenta con vintage data para ambas series de datos. Los resultados obtenidos señalan que el uso del consumo en bienes no duraderos reporta mejores estimaciones del factor de ambigüedad, dotando de una mayor capacidad explicativa al modelo DCAPM-SVA. No obstante, estos resultados difieren con los resultados obtenidos en la primera prueba empírica realizada en EE. UU. Para dar respuesta a la última pregunta de investigación, realizamos una última prueba empírica en la que corroboramos el buen funcionamiento del parámetro de ambigüedad dependiente de los estados de la naturaleza. De esta manera corroboramos que, en los momentos en los que existe una mayor volatilidad macroeconómica, la capacidad explicativa del factor de ambigüedad es menor, reportando menores primas de riesgo, debido a que los agentes no son aversos a la ambigüedad, mientras que en contextos macroeconómicos positivos el factor de ambigüedad toma capacidad explicativa y primas de riesgo positivos, indicando que los agentes en dichos contextos son aversos a la ambigüedad.

En lo referente a la organización de la Tesis Doctoral, hay que indicar que en el Capítulo 2 se expone la base teórica sobre la que se construyen los modelos de valoración de activos basados en el consumo, así como la evolución observada en la literatura, exponiendo los diferentes puzzles que surgen del modelo clásico. Por su parte, en el Capítulo 3 se presenta la metodología utilizada, tanto para la construcción del modelo como para la estimación de los parámetros. En el Capítulo 4 se presentan los datos utilizados para llevar a cabo las pruebas empíricas, mientras que los resultados obtenidos para los diferentes modelos de valoración de activos en el mercado estadounidense se muestran en el Capítulo 5. En el Capítulo 6 presentamos los resultados que obtienen los modelos en el mercado europeo, mostrando una comparación entre resultados para diferentes tipos de consumo en el Capítulo 7. El Capítulo 8 se basa en los resultados obtenidos en el Capítulo 7 para realizar una nueva prueba empírica en el mercado estadounidense, actualizando los datos de las estimaciones para poder sacar conclusiones referentes a la diferencia de los resultados observadas en las diferentes pruebas. El

Capítulo 8 cierra la presente Tesis Doctoral realizando una recapitulación y explicando las conclusiones obtenidas en base a los resultados presentados.

Con el objetivo de clarificar el desarrollo que vamos a seguir en relación con la temática de la presente Tesis Doctoral, hemos elaborado la Ilustración I.4. En ella, podemos ver de manera clara las relaciones entre los diferentes capítulos a desarrollar.

Ilustración 0.4. Mapa conceptual de la Tesis Doctoral



Capítulo II. Base teórica de la evolución de los modelos de consumo

En el presente capítulo se exponen los conceptos básicos de valoración de activos con objeto de facilitar la comprensión de la construcción de los modelos de valoración basados en el consumo. De esta manera, se explica el funcionamiento del factor de descuento estocástico para desarrollar el modelo clásico de valoración de activos basado en el consumo. En el capítulo anterior se ha adelantado la pobreza de los resultados obtenidos por el denominado C-CAPM. En este capítulo expondremos los datos de los artículos mencionados, así como los diferentes puzles que surgen de los resultados del modelo de consumo clásico. Entre los diferentes puzles, uno de los más estudiados en la literatura es el puzle de la prima de riesgo (Bansal y Coleman, 1996; Benartzi y Thaler, 1995; Campbell, 2018; Chapman, 1997, 1998; Cochrane, 2005; Constantinides, 1990; Epstein y Zin, 1990; Kocherlakota, 1996; Lettau, 2002; Lewis, 1995; Mehra, 2008; Mehra y Prescott, 1985, 1988; Melino y Yang, 2003; Rudebusch y Swanson, 2008; Telmer, 1993; Weil, 1989).

Posteriormente explicaremos en detalle algunas de las evoluciones que ha experimentado el modelo de valoración de activos basado en el consumo, que servirán de base para la construcción del modelo multifactorial propuesto en la presente Tesis Doctoral. Por último, expondremos de manera concreta la evolución de los modelos que introducen el uso de la incertidumbre/ambigüedad. De esta forma, quedan expuestos todos los modelos y teorías que han sido capitales para el desarrollo del modelo DCAPM-SVA.

2.1. El factor de descuento estocástico

Tradicionalmente, la literatura perteneciente al área de finanzas ha categorizado los activos de acuerdo con el par rentabilidad-riesgo, siendo el riesgo la volatilidad del activo analizado. En base a la relación rentabilidad y riesgo se construye el conocido modelo de Markowitz (1952), el cual llega a la conclusión de que cuanto mayor riesgo medido a través de su volatilidad tiene un activo, mayor rentabilidad debe proporcionar. Además, propone un problema de maximización para aportar conocimientos en la teoría de selección de carteras. De esta manera, teniendo en cuenta la dualidad rentabilidad-riesgo, podemos definir la esperanza de una cartera conforme a la rentabilidad esperada de cada uno de los activos individuales y del peso que dicho activo tiene en la cartera, tal y como se enseña en la Ecuación (2.1).

$$E(R_c) = \sum_{i=1}^n X_i * E(R_i) \quad (2.1)$$

donde $E(R_c)$ es la rentabilidad esperada de una cartera, X_i es el peso del activo i y $E(R_i)$ es la rentabilidad esperada del activo i . Igualmente, podemos determinar la volatilidad de una cartera de inversión de acuerdo con la Ecuación (2.2).

$$\sigma^2(R_c) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m x_i x_j \sigma(R_i; R_j) \quad (2.2)$$

Teniendo en cuenta ambas ecuaciones, Markowitz (1952) hace uso de las correlaciones existentes entre los activos individuales para proponer la siguiente optimización con el objetivo de formar carteras eficientes:

$$MAX E(R_c) = \sum_{i=1}^n X_i * E(R_i)$$

Sujeto a:

$$\sigma^2(R_c) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m x_i x_j \sigma(R_i; R_j) = V \quad (2.3)$$
$$\sum_{i=1}^n X_i = 1$$

Donde V es el nivel de riesgo en puntos de varianza deseado por el inversor. Al definir diferentes niveles de riesgo para construir diferentes carteras con respecto a la maximización propuesta, teniendo en cuenta la restricción de que la suma de los pesos de los activos debe igualar la unidad, se construye la denominada frontera eficiente. Se ha definido un activo eficiente como aquel activo con la mejor dupla riesgo rentabilidad. En otras palabras, no podemos encontrar en el mercado otro activo que otorgue más rentabilidad soportando el mismo riesgo o bien menos riesgo para un nivel determinado de rentabilidad.

Si bien es cierto que éste ha sido el punto de partida de los estudios tradicionales de finanzas, el área de valoración de activos completa la teoría de Markowitz indicando que la volatilidad de un activo no es lo único que un inversor tiene en cuenta a la hora de estimar el riesgo de un activo, y, por lo tanto, a la hora de tomar las decisiones de inversión. En concreto, el área de valoración de activos propone una fórmula de valoración universal sobre la que construir los diferentes modelos, que por otra parte es

en lo que nos basamos en la presente Tesis Doctoral para desarrollar el modelo multifactorial propuesto.

Los inversores, en el momento en el que toman una decisión de inversión, previamente han tenido que diferenciar la parte de su patrimonio destinada a consumo y la destinada a inversión. Desde este punto de vista, podemos entender una inversión como el sacrificio de consumo actual para poder conseguir una mayor cantidad de consumo en un futuro. La ecuación general de valoración de activos evoluciona de esta asunción, denominada la condición de primer orden del inversor. Dicho con otras palabras, la pérdida de utilidad marginal provocada por la disminución del consumo actual para poder invertir más en un activo debe compensar la ganancia de utilidad marginal al producirse un mayor nivel de consumo en el futuro (Cochrane, 2005). En base a esta teoría, podríamos adelantar, de manera general, que el precio de un activo debe corresponderse con el valor futuro del denominado *payoff* (*retorno*) descontado.

Los tipos de interés, en relación con lo anterior, deben estar relacionados con el crecimiento esperado de la utilidad marginal, teniendo en cuenta que en los momentos en los que hay un aumento en los intereses los inversores van a tender a ahorrar, mientras que en los momentos en los que los tipos de interés son bajos se va a incentivar el consumo. Por todo lo anterior, la corrección realizada por los inversores sobre los precios de los activos con respecto a su riesgo no debe depender únicamente de la volatilidad de los activos, sino que dependerá de la covarianza de los activos con la utilidad marginal (Cochrane, 2005). Antes de continuar con el desarrollo del modelo de valoración de activos, debemos dejar claro que la métrica fundamental para la valoración de activos no es el consumo, sino la utilidad marginal. Una gran parte del área de la valoración de activos se centra en la búsqueda de buenas aproximaciones de la utilidad marginal, si bien es cierto que el consumo es una de las aproximaciones con más éxito dentro de la valoración de activos debido a que cuando la utilidad marginal de un agente es máxima, su consumo disminuye y viceversa. También se corrobora en la realidad que, dada la correlación de los activos con los mercados financieros, cuando el consumo es bajo y la utilidad marginal se maximiza, la rentabilidad de la cartera de mercado suele ser baja, lo que hace que la rentabilidad de la cartera de mercado, o, mejor dicho, la rentabilidad de la cartera de riqueza, sea una buena medición de la utilidad marginal de un inversor (Cochrane, 2005).

Antes de presentar el modelo de valoración de activos general, debemos presentar los diferentes componentes del modelo. Cabe mencionar que el desarrollo y demostración de la fórmula general de valoración de activos financieros toma como referencia lo expuesto por Cochrane (2005). En primer lugar, resulta necesario enfatizar el concepto de *payoff*. Al contrario de lo que a priori puede parecer, dicho concepto se refiere a la valoración futura de un activo, y no al concepto general de rendimiento. De esta forma, el *payoff* futuro de un activo se puede definir como la adición del precio futuro del activo y el dividendo devengado del mismo. Teniendo en cuenta que los inversores no pueden conocer a ciencia cierta la valoración futura de un activo concreto, podemos categorizar el *payoff* como una variable aleatoria. Ello queda recogido en la Ecuación (2.4).

$$x_{t+1} = p_{t+1} + d_{t+1} \quad (2.4)$$

Donde p_{t+1} es el precio de un activo en el momento $t + 1$, d_{t+1} es el dividendo que paga el activo en el momento $t + 1$, y x_{t+1} es el denominado *payoff* de un activo en el momento $t + 1$.

Suponiendo un activo financiero, el objetivo de la fórmula de valoración es descontar el *payoff* que un activo genera en el momento $t + 1$, utilizando como factor de descuento las preferencias del inversor en cuestión. Para ello, se necesita una herramienta que permita transcribir en una fórmula matemática las preferencias de un inversor de manera general. Dicha transcripción matemática es un concepto macroeconómico dependiente de variables actuales y futuras en las que normalmente está involucrada la variable del consumo (Cochrane, 2005). Dicha formalización es conocida como función de utilidad y se puede definir formalmente tal y como se expone en la Ecuación (2.5).

$$U(c_t, c_{t+1}) = u(c_t) + \beta E_t[u(c_{t+1})] \quad (2.5)$$

Donde c_t es el consumo a tiempo t , c_{t+1} es el consumo en el momento $t + 1$. La β captura la impaciencia, es decir, evidencia el valor temporal del dinero, y es conocido como el factor de descuento subjetivo. En finanzas, normalmente se utiliza como base una función de utilidad conocida como *power utility function*, la cual tiene la forma funcional que se muestra en la Ecuación (2.6). El consumo se considera, además, una variable aleatoria, lo que nos permite que, cuando hablamos de la tasa de descuento que actualiza el *payoff* para determinar el precio de un activo, también nos podemos referir a ella con el término factor de descuento estocástico.

$$u(c_t) = \frac{1}{1-\gamma} c_t^{1-\gamma} \quad (2.6)$$

La función de utilidad marginal, según lo expuesto por Cochrane (2005), recoge el deseo de mejora de consumo de un inversor mediante una forma funcional creciente, mientras que refleja un valor marginal decreciente de cada nueva unidad de consumo realizado, mediante una forma cóncava. De esta forma, el modelo de valoración de activos supone un inversor que es impaciente por definición, así como averso al riesgo, lo que nos permite corregir los *payoffs* de los activos por el paso del tiempo y el riesgo.

Si suponemos que un inversor puede comprar y vender una cantidad determinada de un *payoff* x_{t+1} a un precio p_t y queremos determinar cuánto compra y vende de dicho activo de inversión, surge el problema de maximización que se muestra en la Ecuación (2.7).

$$\begin{aligned} & \max_{\vartheta} u(c_t) + E_t[\beta u(c_{t+1})] \\ \text{sujeto a:} & \\ & c_t = q_t - p_t \vartheta, \\ & c_{t+1} = q_{t+1} + x_{t+1} \vartheta, \end{aligned} \quad (2.7)$$

Donde ϑ expresa la cantidad de activo que el inversor quiere comprar, y q es la cantidad de consumo original previa a la compra de un activo para la inversión. Resolviendo el problema de maximización propuesto obtenemos la condición de primer orden:

$$p_t u'(c_t) = E_t[\beta u'(c_{t+1}) x_{t+1}] \quad (2.8)$$

Si despejamos la Ecuación (2.8) se obtiene la fórmula general de valoración de activos que queda expresada de acuerdo con la Ecuación (2.9). La parte izquierda de la Ecuación (2.8) representa la pérdida en la utilidad marginal cuando se produce la compra del activo que va a utilizar un inversor, mientras que la parte derecha de la ecuación representa el incremento de utilidad descontada que va a obtener de la mano del *payoff* del activo adquirido (Cochrane, 2005). En base a la Ecuación (2.9) suponemos que los inversores intentarán compensar los efectos de ganancia y pérdida de utilidad mediante las inversiones.

$$p_t = E_t \left[\beta \frac{u'(c_{t+1})}{u'(c_t)} x_{t+1} \right] \quad (2.9)$$

La Ecuación (2.9) indica el precio de mercado p_t que cabe esperar del activo dadas las elecciones de consumo c_t, c_{t+1} , teniendo en cuenta el *payoff* x_{t+1} que aporta el activo en el período $t+1$.

No obstante, anteriormente hemos mencionado el concepto de factor de descuento estocástico al explicar que el consumo es una variable aleatoria, pero no hemos llegado a exponer el concepto. Para definir el factor de descuento estocástico nos basamos en la Ecuación (2.9), la cual puede identificarse como la fórmula general de valoración de activos.

De esta manera, podemos definir el factor de descuento estocástico tal y como se muestra en la Ecuación (2.10).

$$m_{t+1} = \beta \frac{u'(c_{t+1})}{u'(c_t)} \quad (2.10)$$

Donde m_{t+1} es el factor de descuento estocástico.

Sustituyendo la Ecuación (2.10) en la ecuación (2.9) obtenemos la Ecuación (2.11).

$$p_t = E_t(m_{t+1}x_{t+1}) \quad (2.11)$$

En ciertos contextos podemos encontrarnos la Ecuación (2.11) sin ningún tipo de subíndice en lo referente al tiempo, ya que no es necesario, siempre que se entienda que el precio siempre va a ir aparejado al tiempo presente, es decir a t , mientras que el *payoff* se va a dar en tiempo $t+1$ y la esperanza va a estar condicionada a la información disponible en el momento actual (Cochrane, 2005).

El factor de descuento estocástico recibe su nombre debido a que hace uso de la filosofía tradicional de descuento, tal y como ocurre con el valor razonable en la metodología de valoración de empresas a través de descuento de flujos de caja libre. Podemos expresar el funcionamiento de descuento de manera sencilla conforme a la Ecuación (2.12) si suponemos un contexto de valoración en el que existen condiciones de certeza. De esta manera, el tipo de descuento al que debemos actualizar el *payoff* de un activo es la rentabilidad del activo libre de riesgo.

$$p_t = \frac{1}{Rf} x_{t+1} \quad (2.12)$$

donde Rf es la rentabilidad del activo libre de riesgo y $\frac{1}{Rf}$ es el factor de descuento estocástico. No obstante, en la realidad no vivimos en condiciones de certeza, por lo que, si prescindimos de esta suposición, entra en juego el riesgo. Como ya sabemos por las teorías de valoración de activos tradicionales, aquellos activos con mayor riesgo tienen precios menores para dar una mayor rentabilidad como resultado. Ello implica que el factor de descuento debe ser ajustado al riesgo.

La Ecuación (2.11) es un caso general, pero puede ser aplicada en cualquier contexto para valorar activos financieros. En el área de valoración de activos se particulariza dicha fórmula general seleccionando un único factor de descuento estocástico que realice los ajustes por riesgo necesarios, introduciéndolo dentro del operador de esperanza de la ecuación. (Cochrane, 2005). En definitiva, el factor de descuento estocástico va a ser el mismo para todos los activos, pero la correlación de dicho factor de descuento con los *payoff* de los diferentes activos motivará el ajuste por riesgo, dependiendo del signo y el nivel de correlación.

Cabe destacar que el factor de descuento estocástico también recibe otra nomenclatura. Así, se conoce también como tasa de sustitución marginal ya que, tal y como se puede observar en la Ecuación (2.10), es la tasa a la que el inversor está dispuesto a sustituir consumo futuro por consumo presente. Otra nomenclatura utilizada es *pricing kernel* (Cochrane, 2005). Es importante destacar que la Ecuación (2.11) no tiene por qué sufrir variaciones al estudiar casos específicos, ya que, aunque cambie, por ejemplo, la forma funcional de la función de utilidad marginal, aún seguirá manteniéndose la fórmula de valoración de activos general (Cochrane, 2005).

Una vez definido el factor de descuento estocástico, así como la derivación de la fórmula general de valoración de activos $p = E(mx)$, es necesario especificar, antes de avanzar con los modelos de valoración de activos, el funcionamiento de dicha ecuación de valoración general. A pesar de que pueden existir muchos casos específicos, en esta Tesis Doctoral se procede a analizar en el caso de las acciones, de los rendimientos, de los excesos de rendimiento y del activo libre de riesgo. El resto de variables puede ser consultadas en diferentes fuentes bibliográficas (Campbell, 2018; Cochrane, 2005).

En base a la Ecuación (2.4), podemos calcular el rendimiento del activo dividiendo por el precio, tal y como se muestra en la Ecuación (2.13).

$$R_{t+1} = \frac{x_{t+1}}{p_t} \quad (2.13)$$

El rendimiento puede ser entendido como un *payoff* que tiene un precio igual a uno, de tal forma que mide cuántas unidades de consumo obtiene un inversor en el futuro, entendiendo los rendimientos como una magnitud mayor que uno. Por ejemplo, cuando finaliza la inversión en un bono se recibe el pago en concepto de intereses y la devolución del principal aportado, por lo que la rentabilidad obtenida puede representarse como “1.03” o “103%”. Bajo este contexto, podemos especificar la fórmula de valoración general para el caso de los rendimientos como se observa en la Fórmula (2.14).

$$1 = E_t(m_{t+1}R_{t+1}) \quad (2.14)$$

Para las pruebas empíricas utilizamos rendimientos debido a que son variables estacionarias, es decir, no tienen tendencias. No obstante, no todas las pruebas empíricas se pueden reducir a rendimientos. En concreto, es común utilizar en la práctica excesos de rendimiento. Los excesos de rendimiento surgen cuando se apalanca la inversión al tipo libre de riesgo para invertir en un activo (Cochrane, 2005). Este es un ejemplo en el que el precio de un activo es igual a cero, implicando que un precio de cero no significa no tener *payoff*. A este tipo de activos también se les conoce como cartera con coste cero (Cochrane, 2005). El caso específico de la fórmula de valoración se define en la Ecuación (2.15).

$$0 = E_t(m_{t+1}R_{t+1}^e) \quad (2.15)$$

donde R_{t+1}^e representa los excesos de rendimiento, pudiendo estimarse como $R_{t+1}^e = R_{t+1} - R_f$.

En lo referente al activo libre de riesgo, hay que indicar que es similar a los rendimientos, ya que se invierte una unidad monetaria en el activo y se obtiene la rentabilidad del activo libre de riesgo. Por ese motivo, la fórmula de valoración en este caso es una particularización de la Ecuación (2.14) tal y como se expone en la Ecuación (2.16).

$$1 = E_t(m_{t+1}Rf_{t+1}) \quad (2.16)$$

Una vez definida la fórmula de valoración activos, así como el factor de descuento estocástico, se debe explicar el funcionamiento del modelo en lo referente al riesgo, debido a que, tal y como se ha adelantado, en lugar de definir el riesgo en cuanto a la volatilidad de un activo, va a ser definido conforme a la covarianza con la utilidad marginal. En este caso, podemos modificar la fórmula de valoración de activos conforme a la definición de covarianza tal y como observamos en la Ecuación (2.17).

$$p_t = E(m)E(x) + cov(m, x) \quad (2.17)$$

Teniendo en cuenta que el activo libre de riesgo es un valor seguro dado que no tiene riesgo, podemos definirlo como $Rf = 1/E(m)$. De esta manera, sustituyendo en la Ecuación (2.17) obtenemos la Ecuación (2.18).

$$p_t = \frac{E(x)}{Rf} + cov(m, x) \quad (2.18)$$

Si además se sustituye en la Ecuación (2.18) el factor de descuento estocástico tal y como ocurre en la Ecuación (2.10), es decir, en función del consumo, se obtiene la Ecuación (2.19).

$$p_t = \frac{E(x)}{Rf} + \frac{cov[\beta u'(c_{t+1}), x_{t+1}]}{u'(c_t)} \quad (2.19)$$

La primera parte de la ecuación es la fórmula estándar de descuento, mientras que la segunda parte es el ajuste por riesgo. De esta forma se observa cómo la covarianza del activo con el consumo y, por tanto, con la utilidad marginal determinan el riesgo del activo. Teniendo en cuenta que la utilidad disminuye si el consumo crece, cuando un activo covaría positivamente con el consumo, el precio del activo disminuye (Cochrane, 2005). De esta manera, los activos que covarían positivamente con el consumo conllevan un incremento en el riesgo, debido a que hace las expectativas del consumo más volátiles, bajando el precio e incrementando la rentabilidad, mientras que un activo que covaría negativamente con el consumo, es decir, paga un *payoff* en momentos en los que la utilidad marginal es máxima, su precio será más alto, reduciendo la rentabilidad de dichos activos (Cochrane, 2005).

Desde el modelo diagonal de Sharpe (1963) conocemos que los mercados únicamente premian el riesgo sistemático que soportan las inversiones, dividiendo la volatilidad total de los activos en dos partes, como queda expuesto en la Ecuación (2.20).

$$\sigma^2(R_t^i) = \beta^2 \sigma^2(R_t^m) + \epsilon_{t+1} \quad (2.20)$$

De esta forma se observa que la primera parte de la Ecuación (2.20) representa el riesgo sistemático, mientras que la segunda parte de la ecuación representa el riesgo específico o idiosincrático que no produce prima de riesgo. No obstante, se debe tener presente la explicación que da la valoración de activos con respecto al riesgo idiosincrático desde la demostración de la medición del riesgo de los activos conforme a la correlación de éstos con la utilidad marginal. De esta forma, el riesgo del activo es independiente a la volatilidad de éste, de tal forma que, si el *payoff* del activo no está correlacionado con el factor de descuento estocástico, el activo no llevará aparejada una corrección por riesgo sobre el precio.

A pesar de la diferencia con respecto a la medición del riesgo, la conclusión es la misma: el riesgo idiosincrático no recibe compensación, debido a que este tipo de riesgo no está correlacionado con el factor de descuento estocástico (Cochrane, 2005). De esta manera, se puede dividir el *payoff* de un activo en una parte correlacionada con el factor de descuento estocástico, y una parte sin ningún tipo de correlación. En la Ecuación (2.21) observamos una regresión que divide el *payoff* en los dos tipos de riesgo.

$$x = \frac{E(mx)}{E(m^2)} m + \epsilon \quad (2.21)$$

Donde ϵ es la perturbación aleatoria de la regresión. Por definición, la perturbación aleatoria de una recta de regresión es ortogonal a las variables, lo que implica que $E(m\epsilon) = 0$, implicando un precio de cero, siendo la demostración de que únicamente el riesgo sistemático es importante de cara a la determinación del precio de un activo.

A pesar de que hasta el momento únicamente hemos presentado el factor de descuento estocástico, es habitual convertir el modelo en regresiones lineales para poder llevar a cabo los análisis empíricos de los modelos con datos reales. A este tipo de modelo se le conoce como representación de los rendimientos a través de betas. A continuación, se convierte el modelo general de valoración de activos en un modelo de betas.

Podemos representar el rendimiento de un activo conforme a la Ecuación (2.22), en la que el segundo término del lado derecho de la igualdad es la forma de la pendiente de una recta de regresión.

$$E(R^i) = Rf + \left(\frac{\text{cov}(R^i, m)}{\text{var}(m)} \right) \left(- \frac{\text{var}(m)}{E(m)} \right) \quad (2.22)$$

Por ese motivo, la Ecuación (2.22) puede expresarse de igual forma como se observa en la Ecuación (2.23).

$$E(R^i) = Rf + \beta_{i,m} \lambda_m \quad (2.23)$$

Donde $\beta_{i,m}$ es la pendiente de la recta de regresión del rendimiento del activo R^i sobre el factor de descuento estocástico m . λ_m , que es el mismo para todos los activos, mientras que la pendiente de la recta sí varía para cada uno de los activos. A este factor se le conoce como el precio del riesgo (Cochrane, 2005). Los rendimientos de un activo, por lo tanto, según la Ecuación (2.23) son proporcionales a las betas y por lo tanto se está relacionando el factor de descuento estocástico con la rentabilidad.

Cabe destacar que, en ocasiones, por conveniencia, se necesita expresar la fórmula general de valoración de activos no para un único período sino para varios períodos. Para ello se debe modificar la fórmula de valoración con un objetivo a mayor plazo, como puede observarse en la Ecuación (2.24), fijando un horizonte temporal más amplio.

$$E_t \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j u(c_{t+j}). \quad (2.24)$$

Donde β representa el factor de descuento subjetivo, y el término $u(c_{t+j})$ describe la utilidad del inversor representativo definida en base al consumo futuro a tiempo $t + j$, tomando de esta manera un conjunto de períodos superior a la unidad. De esta manera, la Ecuación (2.24) evidencia el descuento de la utilidad futura a un momento presente. En base a ésta Ecuación, se puede determinar la condición de primer orden de un inversor que en un futuro va a obtener un dividendo al invertir en un activo a precio p , como se representa en la Ecuación (2.25), de acuerdo con un modelo de dos períodos.

$$p_t = E_t \sum_{j=1}^{\infty} \beta^j \frac{u'(c_{t+j})}{u'(c_t)} d_{t+j} = E_t \sum_{j=1}^{\infty} m_{t,t+j} d_{t+j} \quad (2.25)$$

En base a la Ecuación (2.25) se construye la ecuación de corrección por riesgo para un modelo de más de un período.

$$p_t = \sum_{j=1}^{\infty} \frac{E_t d_{t+j}}{R_{f,t,t+j}} + \sum_{j=1}^{\infty} cov_t(d_{t+j}, m_{t,t+j}) \quad (2.26)$$

Cabe señalar que para desarrollar la fórmula de valoración se ha utilizado muy pocas asunciones, cuando la disciplina de valoración de activos tiene muchas restricciones y suposiciones para hacer funcionar sus modelos. No obstante, dichas suposiciones pertenecen a cada uno de los casos especiales que particularizan la fórmula de valoración de activos expuesta en esta sección. Para comenzar, no se utiliza la suposición de existencia de mercados completos, o la existencia de un inversor representativo, ya que la fórmula de valoración funciona para cualquier agente y cualquier activo (Cochrane, 2005). Esta suposición suele realizarse cuando se utilizan datos de consumo agregados, para aproximar la función de utilidad en las pruebas empíricas. Tampoco se ha utilizado la suposición de que los rendimientos, o los *payoffs*, tengan una distribución estadística Normal, ya que la fórmula de valoración debe funcionar para cualquier tipo de activo y función de utilidad (Campbell, 2018). Además, tal como se ha demostrado la fórmula de valoración de activos funciona tanto para modelos de dos períodos como para modelos de varios períodos. Para el desarrollo de la fórmula general de valoración no se han realizado suposiciones acerca de los inversores, tal y como sí hacen modelos concretos de valoración de activos, ni tampoco se ha hecho ninguna hipótesis acerca de si el mercado se encuentra en equilibrio.

En lo referente al factor de descuento estocástico, cabe destacar que, lejos de ser una hipótesis teórica, en la literatura de valoración de activos se demuestran dos teoremas acerca de dicho concepto en los que se basan los modelos de valoración de activos. En primer lugar, se demuestra la existencia de un factor de descuento estocástico (Cochrane, 2001; Hansen y Jagannathan, 1997; Jagannathan y Wang, 2000; Kocherlakota, 1990), y en segundo lugar, se demuestra que existe un factor de descuento estocástico positivo, siendo compatible con el uso de las funciones de utilidad en las pruebas empíricas (Campbell, 2018; Cochrane, 2005; Duffie, 2010a, 2010b; Ross, 1978).

En concreto, si en la realidad se demuestra la existencia de la denominada *ley del precio único*, esto implica la existencia del factor de descuento estocástico. La *ley del precio único* indica que, si en un mercado existen dos activos iguales, deben arrojar el mismo precio, es decir, si dos activos covarían de igual manera con la utilidad de un agente (tienen el mismo riesgo) y además tienen el mismo *payoff*, deben arrojar exactamente el mismo precio. De esta manera, si la ley no se cumple, en la práctica existirían las mal denominadas *oportunidades de arbitraje*, de tal manera que un inversor podría posicionarse en corto en el activo más caro y comprar el más barato, obteniendo una rentabilidad libre de riesgo por ese movimiento (Cochrane, 2005). La verificación de esta ley también implica que los mercados están en equilibrio ya que cualquier violación a esta ley será subsanada por los inversores en el mercado.

Además de la demostración de la existencia del factor de descuento estocástico, se demuestra que existe un factor de descuento estocástico que tiene valor positivo. De esta forma, al igual que la demostración de la existencia del factor de descuento estocástico queda ligada a la *ley del precio único*, la demostración de que el factor de descuento estocástico es positivo se relaciona con la *ausencia de oportunidades de arbitraje*. Cochrane (2005) explica que un mercado carece de oportunidades de arbitraje si todos los *payoffs* de un mercado son positivos y además tienen precios positivos, de tal forma que no es posible construir una cartera de manera gratuita mediante la compra de diferentes activos. Asimismo, Cochrane (2005) indica que la ausencia de oportunidades de arbitraje en un mercado es una consecuencia de la existencia de un factor de descuento estocástico positivo. Ello apoya el uso de la teoría de la utilidad como factor de descuento estocástico, debido a que la función de utilidad marginal toma valores positivos.

De esta manera, la existencia de ambas teorías en un mercado al mismo tiempo demuestra la existencia de un factor de descuento estocástico cuyo signo es positivo. La demostración matemática puede encontrarse en Cochrane (2005). Para dicha demostración, se introduce el uso de geometría y espacios vectoriales, en base a Hansen (1987).

A pesar de todo lo anterior, es importante mencionar que en ningún caso se niega la posibilidad de existencia de un factor de descuento estocástico negativo. Actualmente se ha demostrado que al menos un factor de descuento existe y es positivo, pero tal y como se ha mencionado anteriormente, existen otras posibles variables aleatorias de

diferente signo que pueden utilizarse como factor de descuento estocástico (Cochrane, 2005).

Una vez demostrada la existencia de un factor de descuento estocástico y expuesta la fórmula de valoración de activos general, se procede a particularizar a una función de utilidad clásica para exponer un modelo de valoración de activos clásico sobre el que construir el marco teórico necesario para exponer el modelo multifactorial que se propone en la presente investigación.

2.2. EL C-CAPM (Consumption Capital Asset Pricing Model).

El modelo de valoración de activos denominado CAPM desarrollado por Sharpe (1964) y Lintner (1965b) utiliza la rentabilidad de la cartera de mercado como aproximación de la cartera de riqueza para explicar los precios de los activos. No obstante, los test sobre el modelo realizados por Black, Jensen y Scholes (1972), Fama y MacBeth (1973), Lucas (1978) y Gibbons (1982), entre otros, encuentran una relación positiva entre los excesos de rendimiento de los activos y sus betas, aunque la relación existente no es proporcional. A pesar del uso generalizado del modelo, Rubinstein (1976), Breeden y Litzenberger (1978) y Breeden (1979) proponen un modelo de valoración de activos basado en el consumo, comprobando que los excesos de rendimiento medios esperados en relación con los activos de un mercado en equilibrio son proporcionales a sus betas de consumo. No obstante, Breeden, Gibbons y Litzenberger (1989) observan que el modelo C-CAPM no reporta una proporcionalidad de los rendimientos en lo relativo a las betas que surgen del incremento del consumo, explicando que la problemática está asociada a la propia medición de la serie del consumo, teniendo en cuenta que dicha serie se trata de una estimación de los flujos de consumo relevantes que se producen en una economía. En base a dicha problemática cabe mencionar que en el presente capítulo se exponen diferentes líneas de evolución del propio modelo clásico de consumo.

Para el desarrollo del modelo de valoración de activos basado en el consumo clásico, nos situamos en la fórmula general de valoración de activos que exponíamos en la Ecuación (2.11) $P_t = E_t(m_{t+1}x_{t+1})$. Dicha fórmula es un caso general que puede aplicarse para valorar cualquier tipo de activo, desde bonos, hasta opciones, acciones o futuros. Para particularizar la fórmula general de valoración de activos expuesta por Cochrane (2005) se debe encontrar una forma funcional para representar la función de

utilidad de los inversores y un modelo estadístico para la distribución condicional tanto del consumo como de los *payoffs* de los activos.

El modelo de valoración de activos basado en el consumo considera la denominada *power utility function*. La utilidad del consumo a tiempo t se define en la Ecuación (2.30).

$$U(C_t) = \frac{C_t^{1-\gamma} - 1}{1-\gamma} \quad (2.30)$$

Cabe señalar que la función de utilidad expuesta en la Ecuación (2.30) tiene ciertas propiedades que justifican su uso. En primer lugar, la función de utilidad es invariante ante los cambios de escala, lo que implica que la prima de riesgo no se ve alterada por cambios en la riqueza agregada. En segundo lugar, implica que los inversores que tienen distintos niveles de riqueza, pero el mismo coeficiente de aversión al riesgo, tienen las mismas participaciones, es decir, el mismo peso.

La utilidad marginal, estimando la primera derivada, se expresa en la Ecuación (2.31).

$$u'(c) = c^{-\gamma} \quad (2.31)$$

Si se sustituye la Ecuación (2.30) en la Ecuación (2.9) particularizando para el caso de excesos de rendimiento, se obtiene la Ecuación (2.32) en la cual se representa la fórmula de valoración general, específica para el modelo clásico de valoración de activos basado en el consumo.

$$0 = E_t \left[\beta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\gamma} R_{t+1}^e \right] \quad (2.32)$$

donde β representa la impaciencia, también denominado factor de descuento subjetivo, mientras que γ representa el coeficiente de aversión al riesgo relativo del agente, en adelante RRA. Es importante señalar que para esta función de utilidad el coeficiente de aversión al riesgo es el recíproco de la elasticidad de la sustitución intertemporal, de tal forma que aquellos agentes que prefieren reducir la volatilidad del consumo a través de los diferentes estados de la naturaleza, también prefieren hacerlo a través del tiempo (Rubinstein, 1976). Es bien cierto que no existe una teoría económica fundada que implique necesariamente que en la realidad esta condición deba de

cumplirse, pero es algo en lo que otros modelos producen variaciones, de tal forma que son menos restrictivos con respecto a estas suposiciones. Tomando esperanzas no condicionadas y utilizando la descomposición conforme a la covarianza obtenemos la Ecuación (2.33) que especifica el proceso que deberían de seguir los excesos de rendimiento.

$$E(R_{t+1}^e) = -Rf \text{ cov} \left[\beta \left(\frac{c_{t+1}}{c_t} \right)^{-\gamma}, R_{t+1}^e \right] \quad (2.33)$$

De igual manera, la fórmula de valoración específica para el modelo de consumo se expresa en la Ecuación (2.34).

$$p_t = E_t \sum_{j=1}^{\infty} \beta^j \left(\frac{c_{t+j}}{c_t} \right)^{-\gamma} d_{t+j} \quad (2.34)$$

En lo referente al factor de descuento estocástico, éste queda expresado conforme a la Ecuación (2.35).

$$M_{t+1} = \beta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\gamma} \quad (2.35)$$

Una vez desarrollada la fórmula de valoración concreta para el modelo clásico de valoración de activos basado en el consumo, se desarrolla la expresión que determina el activo libre de riesgo. El activo libre de riesgo puede expresarse de acuerdo con la Ecuación (2.36), tal y como demuestra Campbell (2018).

$$Rf = \frac{1}{E(m)} \quad (2.36)$$

La rentabilidad del activo libre de riesgo puede extraerse del operador de esperanza, ya que la rentabilidad de este producto financiero es conocida con anterioridad por el inversor. Si se particulariza para el caso de *power utility* resulta la Ecuación (2.37).

$$Rf = \frac{1}{\beta} \left(\frac{c_{t+1}}{c_t} \right)^{\gamma} \quad (2.37)$$

Si la función de utilidad recoge las preferencias del inversor representativo, se pueden observar diferentes efectos dentro del activo libre de riesgo. En primer lugar, se observa que el tipo de interés del activo libre de riesgo está íntimamente ligado a la

impaciencia de los agentes, ya que, si éstos son muy impacientes, el parámetro β tomará valores bajos (Cochrane, 2005). Ello tiene mucho sentido ya que si los agentes son impacientes tenderán a ponderar positivamente el consumo actual inmediato, por lo que será necesario ofrecer un mayor tipo de interés para que éstos decidan invertir al tipo libre de riesgo. En segundo lugar, se muestra que el tipo de interés también está íntimamente relacionado con el incremento del consumo, de tal manera que, si el incremento del consumo es alto, el tipo de interés también lo será y viceversa. Por último, se observa que el efecto mencionado del incremento del consumo se ve sensibilizado por el parámetro de aversión al riesgo γ . De esta forma, si existe mucha aversión al riesgo, el inversor intentará mantener un consumo estable a lo largo del tiempo, siendo necesario un mayor tipo de interés para que el inversor decida adquirir el activo libre de riesgo (Mehra, 2008).

Anteriormente se ha explicado que, para el desarrollo de la fórmula de valoración de activos general, no era necesario hacer suposiciones acerca del comportamiento de ciertas variables o sobre el comportamiento de un inversor representativo. No obstante, conforme se particulariza la fórmula de valoración de activos a casos específicos, es necesario tomar ciertas suposiciones para poder extraer conclusiones. En el caso actual, para poder obtener más conclusiones acerca del activo libre de riesgo, el modelo parte de la suposición de que el incremento del consumo se distribuye conforme a una distribución log-normal (Campbell, 2018). Bajo dicha suposición y linealizando la Ecuación (2.37) o, en otras palabras, representando la fórmula en tiempo continuo, obtenemos la Ecuación (2.38).

$$rf_t = \delta + \gamma E_t(\Delta \ln c_{t+1}) - \frac{\gamma^2}{2} \sigma_t^2(\Delta \ln c_{t+1}) \quad (2.38)$$

Donde las letras minúsculas denotan el logaritmo neperiano de la variable en cuestión, δ es el factor de descuento subjetivo que viene de $\beta = e^{-\delta}$ y Δ representa el cálculo de la variación.

Las conclusiones obtenidas no difieren del caso determinista, es decir, el activo libre de riesgo es mayor cuanto más impaciencia existe, cuanto más consumo existe y cuanto más aversión al riesgo existe. No obstante, se observa la existencia de un efecto que en la Ecuación (2.35) no era tenido en cuenta. El último término de la ecuación recoge el denominado ahorro preventivo (*precautionary savings*). Dicho término implica que, en los momentos en los que existe una mayor volatilidad en el incremento del consumo, los

inversores sobre ponderan los estados de la naturaleza en los que existe una disminución del incremento del consumo, creciendo su utilidad marginal (Cochrane, 2005). Ello hace que los agentes tomen la decisión de ahorrar, rechazando cierto porcentaje de su consumo actual, invirtiendo en el activo libre de riesgo y provocando una disminución de la rentabilidad del activo por el incremento de su precio.

De esta forma, en este caso específico, el parámetro de aversión al riesgo γ controla tres efectos. En primer lugar, regula el efecto de sustitución intertemporal, es decir, la aversión a la existencia de un consumo variable en el tiempo ya que, tal y como se ha explicado anteriormente, en presencia de incertidumbre los agentes prefieren estabilizar su nivel de consumo. En segundo lugar, regula la aversión al riesgo, es decir, la aversión que existe a la diferencia del consumo existente entre diferentes estados de la naturaleza, y, en tercer y último lugar, regula el efecto del ahorro preventivo (Cochrane, 2005). Es importante señalar que la relación entre estas tres magnitudes se da en el caso especial de la *power utility function*, dado que cuando en su lugar se utiliza otro tipo de funciones de utilidad, la relación entre estas magnitudes puede diluirse.

De igual manera, suponiendo log-normalidad, el factor de descuento estocástico expuesto en la Ecuación (2.35) puede expresarse conforme a la Ecuación (2.39).

$$m_{t+1} = \delta - \gamma \Delta c_{t+1} \quad (2.39)$$

Con respecto al modelo lineal del modelo de valoración de activos basado en el consumo, hay que indicar que sigue la forma general presentada en la Ecuación (2.23). De esta manera, el modelo de betas se expresa en la Ecuación (2.40).

$$E(R_i) = Rf + \beta_{i,\Delta c} \lambda_{\Delta c} \quad (2.40)$$

La Ecuación (2.40) implica que los rendimientos deben de crecer proporcionalmente a las betas de cada activo con el consumo. De esta manera, cuanto más arriesgado sea el activo, o bien cuanto mayor aversión al riesgo existe por parte de los agentes, más rentabilidad esperada debe de ofrecer el activo que se está valorando, a través de la observación de una mayor beta. En las pruebas empíricas suele utilizarse la expresión expuesta en la Ecuación (2.40).

Como se aprecia, el modelo de valoración de activos basado en el consumo permite relacionar la macroeconomía con la teoría financiera, no obstante, los resultados

obtenidos por este modelo en la literatura empírica no son tan buenos como a priori cabría esperar. Ello es expuesto en la literatura de valoración de activos por, entre otros, Hansen y Singleton (1982) y Weil (1989).

2.3. El puzle de la prima de riesgo y otros puzles relacionados con el modelo C-CAPM

Los resultados obtenidos por el modelo de valoración de activos basado en el consumo han dado lugar a tres conocidos puzles en la literatura que han sido motivo de investigación. En concreto, los siguientes subapartados se centran en los denominados puzle de la prima de riesgo, puzle del activo libre de riesgo y puzle de la volatilidad.

2.3.1. El puzle de la prima de riesgo

El puzle de la prima de riesgo se basa en los resultados obtenidos por el modelo de valoración de activos basado en el consumo, ya que bajo su contexto teórico es necesaria una alta aversión al riesgo, o bien una alta volatilidad del consumo, para poder explicar los rendimientos bursátiles. Inicialmente Shiller (1982) expone en su artículo los resultados comentados anteriormente, mientras que Mehra y Prescott (1985) deciden denominar dicho problema como el puzle de la prima de riesgo.

La Tabla *II.1* es un extracto de la tabla que se puede encontrar en Campbell (2018), que al mismo tiempo actualiza resultados anteriores reportados por Campbell (2003). Dicha tabla recoge el resumen de diferentes estadísticos para una selección de países que sirven para explicar los diferentes puzles relacionados con el modelo de consumo. La amplitud de la serie de datos depende de la disponibilidad de cada una de las magnitudes para cada uno de los países siendo reflejado dentro de la misma tabla. En ella se indica la rentabilidad, la desviación típica y la autocorrelación de rendimientos de activos de bolsa r_i , del activo libre de riesgo r_f y del incremento del consumo Δc . Los datos reflejan que los activos de renta variable reportan una mayor rentabilidad en media, con una mayor volatilidad.

Tabla II.1. Estadísticos de los mercados utilizados para la demostración del puzle de la prima de riesgo.

País	Período	$E(r_i)$	$\sigma(r_i)$	$\rho(r_i)$	r_f	$\sigma(r_f)$	$\rho(r_f)$	$E(\Delta c)$	$\sigma(\Delta c)$	$\rho(\Delta c)$
EE. UU.	1947Q2-2011Q2	6.85	15.98	0.10	0.72	1.78	0.36	1.74	1.64	0.04
Francia	1973Q2-2011Q2	7.06	23.10	0.08	2.08	1.53	0.74	1.38	1.80	-0.13
Alemania	1978Q4-2011Q2	7.54	23.85	0.04	2.38	1.09	0.40	1.74	4.19	-0.07
Japón	1970Q2-2011Q2	2.70	21.41	0.09	1.03	1.91	0.29	1.72	2.92	-0.10
Reino Unido	1970Q1-2011Q2	6.33	19.85	1.34	2.60	2.60	0.46	2.14	2.68	-0.03

Fuente: Extracto de la tabla expuesta en Campbell (2018)(pp. 163)

La Tabla II.2 recoge los resultados obtenidos para los datos expuestos en la Tabla II.1. con datos obtenidos de Campbell (2018). En la tabla se indica la esperanza de los excesos de rendimiento $E(r^e)$, seguido de la desviación típica de los excesos de rendimiento, la desviación típica del factor de descuento estocástico y la desviación típica del incremento del consumo. Además, se reporta la correlación existente entre los excesos de rendimiento y el incremento del consumo. Por último, se indica la estimación del parámetro γ , el cual ya ha sido definido como RRA o parámetro de aversión al riesgo relativo. De los resultados se desprende que el parámetro de aversión al riesgo es muy alto, indicando que el puzle de la prima de riesgo viene de la mano de un consumo con poca volatilidad, Mehra (2008). De esta manera, observamos que el RRA en EE. UU. toma un valor de 154,98, mientras que en la literatura de valoración de activos se acuerda que una aversión al riesgo como la observada en la realidad debería tomar valores menores a 10.

Campbell (2018) realiza las estimaciones a través de datos históricos, no obstante Mehra y Prescott (1985) realizan las mismas estimaciones de los rendimientos de los activos haciendo suposiciones acerca de los dividendos que pagan los activos. En particular, ellos modelizan los activos en base al consumo, haciendo que el rendimiento de los activos y la serie de datos del consumo tengan la misma desviación típica y una correlación perfecta. No obstante, los resultados obtenidos son similares a los expuestos en la Tabla II.2. Los resultados empíricos en la literatura señalan que, si se cumple la

power utility function, los inversores son más aversos al riesgo de lo que habíamos estimado inicialmente. Asimismo, se observa que para los países europeos el cálculo tradicional del coeficiente de aversión al riesgo no ha podido realizarse correctamente debido a una correlación negativa entre los excesos de rendimiento y el incremento del consumo.

Tabla II.2. Puzle de la prima de riesgo

País	Período	$E(r^e)$	$\sigma(r^e)$	$\sigma(m)$	$\sigma(\Delta c)$	$\rho(r^e, \Delta c)$	RRA
EE. UU.	1947Q2-2011Q2	7.39	15.86	46.57	1.64	0.18	154.98
Francia	1973Q2-2011Q2	7.68	23.22	33.06	1.80	0.00	<0
Alemania	1978Q4-2011Q2	8.03	23.94	33.54	4.19	-0.01	<0
Japón	1970Q2-2011Q2	3.95	21.33	18.49	2.92	0.05	118.09
Reino Unido	1970Q1-2011Q2	6.99	19.96	35.00	2.68	-0.04	<0

Fuente: : Extracto de la tabla expuesta en Campbell (2018) (pp. 164)

Existe una metodología alternativa que permite la estimación del coeficiente de aversión al riesgo, que resulta interesante sobre todo para poder observar resultados en los países europeos. Ésta consiste en no utilizar la correlación entre los excesos de rendimiento y el incremento del consumo para su cálculo, utilizando únicamente sus volatilidades (Campbell, 2018). Independientemente de ello, los resultados obtenidos, al igual que ocurre con la metodología aplicada por Mehra y Prescott (1985), siguen siendo implausibles, con un coeficiente de aversión al riesgo menor al expuesto en la Tabla II.2, pero demasiado alto como para que pueda darse en la realidad, teniendo en cuenta que el valor de γ que deberíamos observar en la realidad para que los modelos tengan consistencia, no solo con los datos, sino con otras variables como la teoría del crecimiento, la teoría del ciclo económico o incluso el funcionamiento del mercado laboral, sería menor que 10 (Mehra, 2008). Los resultados obtenidos por la metodología alternativa expuesta por Campbell (2018) se expresan en la Tabla II.3. El parámetro RRA representado en dicha tabla toma valores de 28.42, frente a la metodología inicial, que era de 154.98, además de la posibilidad de estimación del parámetro de aversión al riesgo en

los países europeos con la metodología alternativa. En concreto, dichos resultados se encuentran en la columna denominada “RRA₂”.

Mehra y Prescott (1985) y Mehra (2008) calibran el modelo seleccionando un parámetro de aversión al riesgo igual a 10 y un factor de descuento subjetivo igual de 0.99 para estimar los rendimientos de los activos que deberíamos de observar para que se cumplan las restricciones. Para el mercado estadounidense obtienen que el activo libre de riesgo debería de ofrecer una rentabilidad del 13.2%, mientras que el rendimiento de la renta variable debería de oscilar en un 14.6%, lo que implica una prima de riesgo de un 1.4%, mientras que la prima de riesgo observable en el mercado se aproxima a un 6%. En cualquier caso, los resultados obtenidos pueden empeorar teniendo en cuenta que en la literatura se indica que el valor óptimo de la aversión al riesgo sería cercano a tres. Si esto fuese así, la prima de riesgo del mercado de renta variable sería incluso menor, implicando que el 1.4% mencionado representa la prima de riesgo máxima que deberíamos de observar en la realidad. Al no cumplirse, estaríamos ante el denominado puzle de la prima de riesgo.

2.3.2. El puzle del activo libre de riesgo

Los resultados obtenidos relativos al puzle de la prima de riesgo han derivado en otros puzles a su vez, mientras se intentaba dar explicación al puzle inicial en la literatura de valoración de activos.

Una de las soluciones más sencillas para resolver la problemática relacionada con el activo libre de riesgo es aceptar que los inversores son más adversos al riesgo de lo inicialmente pensado, por lo que la estimación de un coeficiente de aversión al riesgo cercano a un valor de 3 quedaría descartada (Cochrane, 2005). No obstante, la aceptación de dicha aversión al riesgo implica que el rendimiento del activo libre de riesgo adquiere valores e implicaciones implausibles, tal y como expone Weil (1989). El activo libre de riesgo se representa conforme a la Ecuación (2.38). En ella, tal y como se ha explicado anteriormente observamos tres componentes. El primer componente δ es el denominado factor de impaciencia y se estima como el logaritmo neperiano negativo del factor de impaciencia β en tiempo discreto. De esta manera, cuando la β es menor que uno los agentes prefieren consumir en el momento presente a consumir más en un futuro y refleja el valor temporal del dinero. En un mundo perfecto para los inversores en el que no existe

crecimiento del consumo y no hay cabida a la incertidumbre, la rentabilidad del activo libre de riesgo únicamente se estimaría en base a dicho parámetro.

Tabla II.3. El puzle del activo libre de riesgo

País	Período	$E(r_f)$	$E(\Delta c)$	$\sigma(\Delta c)$	RRA_1	TPR_1	RRA_2	TPR_2
EE. UU.	1947Q2-2011Q2	0.72	1.74	1.64	154.98	53.08	28.42	-37.97
Francia	1973Q2-2011Q2	2.08	1.38	1.80	<0	NA	18.34	-17.80
Alemania	1978Q4-2011Q2	2.38	1.74	4.19	<0	NA	8.01	-5.97
Japón	1970Q2-2011Q2	1.03	1.72	2.92	118.09	394.17	6.32	-8.15
Reino Unido	1970Q1-2011Q2	1.34	2.14	2.68	<0	NA	13.07	-20.48

Fuente: Extracto de la tabla expuesta en Campbell (2018)(pp. 166)

El segundo término es el definido como sustitución intertemporal, y surge por la existencia del crecimiento del consumo. Si los agentes tienen una función de utilidad muy cóncava y hay expectativas de crecimiento del consumo futuro, van a tender a pedir prestado al tipo libre de riesgo para poder estabilizar el consumo a lo largo de su vida (Mehra, 2008). De esta manera, si todos los agentes piden prestado al tipo libre de riesgo, harán subir el tipo de interés de dicho activo, ya que no se podrán financiar todos los agentes a la vez.

El último componente es el de los ahorros preventivos. Si existen estados de la naturaleza en los que el consumo de los agentes se ve drásticamente reducido, los agentes intentarán acumular ahorros para asegurar un consumo futuro estable, haciendo que el activo libre de riesgo disminuya (Cochrane, 2005). El componente dos y tres son efectos contrarios sobre el activo libre de riesgo.

Campbell (2018) recoge una tabla con los resultados que obtenemos para el activo libre de riesgo utilizando los resultados obtenidos en la Tabla II.2 para el puzle del activo libre de riesgo. En la Tabla II.3 se observa que, para poder obtener rentabilidades del activo libre de riesgo plausibles, deberíamos de tener un factor de impaciencia muy alto para las estimaciones de la aversión al riesgo a través de la metodología tradicional RRA_1 , y negativas en caso de aplicar la metodología alternativa de estimación del parámetro de

aversión al riesgo (RRA_2), efecto que no es observable en la realidad. En cualquier caso, si se aceptan las preferencias temporales expuestas en la Tabla II.3, los tipos de interés del activo libre de riesgo siguen siendo sensibles a los cambios en el crecimiento del consumo esperado (Campbell, 2018).

Mehra (2008) explica que el uso de un coeficiente de aversión al riesgo alto provoca que ninguna configuración del modelo podría funcionar. Con una aversión al riesgo alta, el efecto de los ahorros preventivos domina y hace bajar la rentabilidad del activo libre de riesgo. A raíz de los hallazgos señalados, algunos de los modelos que se consideran una evolución del C-CAPM proponen ciertas soluciones también para el puzle de la prima del activo libre de riesgo.

2.3.3. El puzle de la volatilidad de los activos bursátiles

Si observamos los datos históricos, los rendimientos de los activos son más altos que los del incremento del consumo. Tradicionalmente se ha acordado que ello viene determinado por el riesgo soportado por los activos, medido en base a su volatilidad. En los datos expuestos en la Tabla II.1, se observa que la volatilidad de las acciones es muy alta en comparación con el activo libre de riesgo. Para desarrollar las pruebas empíricas Campbell (2018) supone que el incremento del consumo es independiente y se encuentra idénticamente distribuido (en adelante i.i.d), que la función de utilidad marginal de los inversores es la denominada *power utility function*, y que los dividendos de los activos equivalen al consumo de los agentes. Teniendo en cuenta estas hipótesis se debería observar que la volatilidad del consumo debe ser igual que la volatilidad de las acciones. La Tabla II.1 muestra como, por ejemplo, para EE. UU. la volatilidad medida en puntos de desviación típica de los activos es de 15.98%, mientras que la volatilidad del consumo es de 1.64%. Lo mismo ocurre para los países europeos, por ejemplo, con la volatilidad de los activos en Francia, que asciende al 23.10%, mientras que la volatilidad del consumo francés asciende a 1.80%. Este puzle fue denominado como el puzle de la volatilidad de las acciones por Campbell (2003). En su artículo, sugiere que los modelos que evolucionan del C-CAPM clásico deberían buscar una solución al presente puzle, de igual manera que a los puzles anteriores. Algunos modelos de valoración de activos basados en el consumo derivados del C-CAPM clásico consiguen aportar teorías acerca de dicha volatilidad. Así, el denominado modelo de riesgo a largo plazo argumenta que existe un componente implícito dentro de, o bien los dividendos, o bien el incremento del consumo, que lo hace predecible a largo plazo.

Tal y como se ha comentado anteriormente en la presente Tesis Doctoral, ya no solo existen detractores del modelo clásico de valoración de activos basados en el consumo por la existencia de los tres puzles, sino que, además las pruebas empíricas que se han realizado sobre dicho modelo han evidenciado la poca capacidad explicativa del mismo en lo referente a la variación de las rentabilidades esperadas de los activos de un mercado. Por ese motivo, se ha continuado la investigación acerca de diferentes modificaciones que pueden mejorar los resultados de los modelos de valoración de activos basados en el consumo. En lo que resta del presente capítulo se presentan diferentes modelos que han evolucionado del modelo C-CAPM clásico, y que, además, sirven de marco teórico para el desarrollo del modelo de cuatro factores propuesto en nuestra investigación, el cual ha sido denominado DCAPM-SVA.

En cualquier caso, además de la creación de los modelos de valoración de activos que vamos a desarrollar en la presente Tesis Doctoral, en la literatura de valoración de activos se pueden encontrar otro tipo de teorías que han buscado explicar los tres puzles expuestos anteriormente. Algunas teorías, de acuerdo con Campbell (2018) son:

- La selección del horizonte temporal utilizado para llevar a cabo las pruebas empíricas puede modificar los resultados obtenidos. De esta manera, Fama y French (2002) observan que durante el siglo XX existe una bajada en el rendimiento de los activos que provocaron un incremento de los precios, explicado por la bajada de impuestos (McGrattan y Prescott, 2005). Siegel (2003) también califica dicho período como irregular debido a los altos precios observados, además de por el comportamiento de la economía. En consecuencia, los resultados pueden verse afectados por dichas conclusiones.
- McGrattan y Prescott (2003) concluyen que los impuestos que repercuten a las inversiones de capital reducen la rentabilidad obtenida por los inversores y este hecho puede provocar un efecto de reducción de la volatilidad de los precios, lo que puede traducirse en una medición errónea de los rendimientos.
- Problemas de medición del consumo. Anteriormente en la presente Tesis Doctoral ya se ha tratado el presente problema. Breeden *et al.* (1989) apuntan a que el modelo de valoración de activos estrictamente hablando, debería de utilizar para ser testado el consumo instantáneo en un momento del tiempo para reconstruir el

incremento del consumo para el horizonte temporal seleccionado. Además, otros autores mencionan la problemática de usar las estadísticas oficiales, ya que éstas realizan ciertos ajustes, como el ajuste por estacionalidad, que pueden introducir ciertas distorsiones (Savov, 2011).

- Problemas con la distribución. En los modelos de valoración de activos tendemos a utilizar como hipótesis la log-normalidad de la serie del consumo. No obstante, las colas de la distribución del incremento del consumo son más grandes que las de la log-normal. Esta característica puede deberse o bien por la baja probabilidad de que ocurra un desastre, tal y como señalan Rietz (1988) y Barro (2006), o bien por la incerteza sobre los parámetros, tal y como especifica Weitzman (2007).
- Funciones de utilidad no separables. Tradicionalmente en el área de valoración de activos se ha supuesto que la función de utilidad de los agentes deriva del consumo en bienes no duraderos y servicios. Si la función de utilidad no es separable entre consumo en bienes no duraderos y servicios y otros tipos de consumo, como el consumo en bienes duraderos, o tiempo libre, entonces todos los test realizados no son representativos (Dunn y Singleton, 1986; Eichenbaum y Hansen, 1990; Yogo, 2006).

2.4. Modificaciones en las funciones de utilidad

A lo largo del presente apartado presentaremos diferentes modelos de valoración de activos basados en el consumo que surgen de manera natural a raíz del C-CAPM clásico. Cabe destacar que la evolución que se muestra en lo que resta de capítulo ha sido una selección de los modelos comunes y que, en cierto modo, tienen que ver con la investigación realizada para la presente Tesis Doctoral. En concreto, se detallan las diferentes variaciones realizadas en la función de utilidad de los inversores, exponiendo el modelo de preferencias recursivas de Epstein y Zin (1989), el modelo de hábitos de Campbell y Cochrane (1999) y el modelo de la volatilidad macroeconómica a largo plazo de Bansal y Yaron (2004). El desarrollo de estos modelos no obedece al menoscabo de la importancia de otras funciones de utilidad, como la función de utilidad de heterogeneidad de los inversores de Gârleanu y Panageas (2015), la cual introduce el uso de dos perfiles diferentes de inversor al mismo tiempo, diferenciando entre las necesidades de un inversor joven y un inversor en fase de jubilación, o la función de utilidad de riesgo

idiosincrático de Constantinides y Duffie (1996). Adicionalmente a los cambios en las funciones de utilidad existen otras metodologías utilizadas para mejorar la aplicabilidad de los modelos de valoración de activos basados en el consumo. De este modo, Savov (2011) encuentra en el incremento de las basuras municipales una serie de datos que puede utilizarse como sustituto del incremento del consumo en los modelos de valoración de activos, consiguiendo una mejora en la capacidad explicativa de éstos. Otros autores realizan modificaciones sobre la propia serie del consumo con el objetivo de mejorar los resultados de los modelos de valoración de activos basados en el consumo (Jagannathan y Wang, 2007; Kroencke, 2017).

2.4.1. Función de utilidad de preferencias recursivas de Epstein y Zin (1989).

Una de las restricciones impuesta por el cálculo del coeficiente de aversión al riesgo para la *power utility function* es que existe un parámetro aislado para diferenciarlo de la elasticidad de la sustitución intertemporal, por lo que toman exactamente el mismo valor, siendo uno el recíproco del otro (Campbell, 2018). Tal y como se ha comentado anteriormente, si un individuo es averso a la variación del consumo a través de los diferentes estados de la naturaleza en un momento determinado, entonces, necesariamente tiene que ser averso a la variación del consumo a través del tiempo (Mehra, 2008; Mehra y Prescott, 1985). Teniendo en cuenta que el consumo es creciente a lo largo del tiempo, Mehra y Prescott (1985) realizan una modificación sobre el modelo C-CAPM clásico que hace que el incentivo para ahorrar sea bajo, implicando una baja demanda del activo libre de riesgo y una rentabilidad del activo libre de riesgo alta. Observan que cuando el parámetro γ es alto, tendiendo a infinito, los agentes necesitan de manera extrema suavizar su consumo a lo largo del tiempo. Ello, en un contexto de certeza implica que el agente está preocupado por el incremento del consumo, ya que no le gusta la variación. En un contexto de valoración de activos en el que el consumo crece a lo largo del tiempo, el agente representativo va a demandar un alto rendimiento para invertir en el activo libre de riesgo. De esta manera, demuestran que el incremento del coeficiente de aversión al riesgo incrementa la rentabilidad esperada, debido al rechazo generado por la variación del consumo en los agentes, de tal forma que esperan ser compensados por una prima para aceptar activos más arriesgados en comparación con el activo libre de riesgo.

No obstante, esta nueva configuración también produce otros problemas que aún no han sido mencionados. Tal y como ocurre con las pruebas empíricas anteriores, esto genera un alto rendimiento del activo libre de riesgo. Ello es provocado, en cierto modo,

por el uso de un único factor para estimar el coeficiente de aversión al riesgo y la elasticidad de sustitución intertemporal. No existe ninguna teoría que suponga que la necesidad de un agente de disminuir la variación del consumo en un determinado momento del tiempo a través de los estados de la naturaleza deba de estar ligada a la necesidad de suavizar la variación del consumo a través del tiempo (Mehra, 2008). En concreto, la literatura de valoración de activos establece que los inversores parecen estar más interesados en suavizar el consumo a través del tiempo.

El modelo de Epstein y Zin (1989); Epstein y Zin (1991); Epstein y Zin (2001), al igual que el modelo de Kreps y Porteus (1978) construyen una función de utilidad que permite una especificación diferente para el coeficiente de aversión al riesgo (RRA) y la elasticidad de la sustitución intertemporal (en adelante EIS). La estimación del parámetro EIS de manera independiente al coeficiente RRA lleva implícita las investigaciones de Chew (1983, 1989); Johnsen y Donaldson (1985); Kreps y Porteus (1978) y Dekel (1986) lo que permite suavizar la relación entre ambas variables. De esta manera, esta función de utilidad intenta resolver el puzle de la prima de riesgo haciendo disminuir el EIS sin necesidad de hacer disminuir el coeficiente de aversión al riesgo. No obstante, a pesar de que dicha función de utilidad permite realizar esta acción se debe tener cuidado a la hora de realizar las modificaciones, ya que un nivel demasiado bajo de EIS puede suponer un comportamiento implausible para la rentabilidad del activo libre de riesgo (Weil, 1989).

La función objetivo del modelo de Epstein y Zin (1989) pertenece a las denominadas funciones recursivas, y queda expuesta en la Ecuación (2.41). Para ello consideran un agente que vive de manera infinita y recibe riqueza de un único activo. De esta manera, el consumo actual es determinista, mientras que el consumo futuro es incierto. Los dos puntos importantes para el desarrollo de la función de utilidad son que, en primer lugar, el agente es capaz de estimar a través de los equivalentes ciertos su utilidad futura mediante sus preferencias sobre el riesgo y, en segundo lugar, asumen que dicho equivalente cierto se combina con la utilidad presente mediante un agregador de funciones (Campbell, 2018).

$$U_t = f(C_t, \mu(U_{t+1})) \quad (2.41)$$

Donde $f(\dots)$ es un agregador de funciones que representa las compensaciones entre presente y futuro, mientras que $\mu(\dots)$ es la función de equivalentes ciertos que codifica las actitudes de los inversores ante el riesgo. La Ecuación (2.41) generaliza la

estructura recursiva expuesta por Koopmans (1960) para modelos deterministas. De esta forma, la sustitución intertemporal queda codificada en la primera parte de la Ecuación (2.41), mientras que la función de equivalentes ciertos recoge el grado de aversión al riesgo. Epstein y Zin (1989) le dan forma al agregador de funciones de elasticidad de sustitución constante, mientras que a la función de equivalentes ciertos le da la forma de potencia para mantener la independencia a los cambios de escala que tenía la función de utilidad *power utility function*. De esta manera, derivan la función de utilidad conforme a la Ecuación (2.42).

$$U_t = \left[(1 - \beta)C_t^{1-\frac{1}{\psi}} + \beta(E_t U_{t+1}^{1-\gamma})^{\frac{1-\frac{1}{\psi}}{1-\gamma}} \right]^{\frac{1}{1-\frac{1}{\psi}}} \quad (2.42)$$

$$= \left[(1 - \beta)C_t^{\frac{1-\gamma}{\theta}} + \beta(E_t U_{t+1}^{1-\gamma})^{\frac{1}{\theta}} \right]^{\frac{\theta}{1-\gamma}}$$

donde ψ es la elasticidad de la sustitución intertemporal, γ es el parámetro de aversión al riesgo relativo, el parámetro de composición $\theta = (1 - \gamma)/(1 - \frac{1}{\psi})$, y β recoge las preferencias temporales. Es importante señalar que, esta última forma de representar la función de utilidad recursiva de Epstein y Zin (1989) constituye la denominación estándar en la literatura de valoración de activos. Más adelante se explica cómo afectan los parámetros ψ y γ en la valoración de activos, aunque autores como Garcia, Renault y Semenov (2006) y Hansen, Heaton, Lee y Roussanov (2007) indican que dichas conclusiones pueden ser erróneas si las variables no son recíprocas. Cuando el coeficiente de aversión al riesgo relativo es igual a uno, el parámetro de composición es igual a uno, la función de utilidad se convierte en lineal y se convierte en la función de utilidad clásica *power utility* (Campbell, 2018). Por otro lado, cuando el parámetro EIS es igual a uno, el parámetro compuesto tiende a infinito, por lo que la función de utilidad reduce a la expresión expuesta en la Ecuación (2.43).

$$U_t = C_t^{1-\delta} (E_t U_{t+1}^{1-\gamma})^{\frac{\delta}{1-\gamma}} \quad (2.43)$$

En base a la Ecuación (2.43) Campbell (2018) expone la existencia de diferentes casos especiales que deben ser tenidos en cuenta. Cuando el EIS es igual a 1, el ratio consumo-riqueza es constante, mientras que, si el coeficiente de aversión al riesgo es igual a 1, el horizonte de inversión no tiene ningún efecto en la selección de las

inversiones del agente representativo (Mehra, 2008). Es importante señalar que, bajo esta función de utilidad, se supone que los inversores prefieren la pronta resolución de la incertidumbre, implicando una toma de decisiones coherente por su parte (Backus, Routledge, y Zin, 2004). Cuando el parámetro de aversión al riesgo es mayor que $1/\psi$ los inversores están más concienciados con la incertidumbre que con la predicción de la volatilidad del incremento del consumo, por lo que prefieren resolver la incertidumbre de manera urgente de forma que transforman la incertidumbre en predicciones fiables sobre la variación del consumo futuro. De manera contraria, si el parámetro de aversión al riesgo es menor que $1/\psi$ prefieren una resolución tardía de la incertidumbre (Campbell, 2018). La literatura de valoración de activos tradicionalmente se ha centrado en el primer caso.

Una vez especificadas las preferencias recursivas de Epstein y Zin (1989) definiendo la función de utilidad, se pasa a describir el factor de descuento estocástico relativo a dicha función de utilidad. El primer problema al que se enfrentan Epstein y Zin (1989) en el desarrollo del factor de descuento estocástico radica en que se trata de una función no separable a través del tiempo, por lo que deben desarrollar las ecuaciones de primer orden de manera general. Suponiendo la existencia de un agente representativo que puede invertir en cualquier activo para un estado de la naturaleza s a un precio $p(s)$, Epstein y Zin (1989) representan la condición de primer orden conforme a la Ecuación (2.44), suponiendo que el inversor iguala la utilidad marginal del consumo actual con la utilidad futura evaluada en el momento presente.

$$p(s) \frac{\partial U_t}{\partial C_t} = \frac{\partial U_t}{\partial C_{t+1}(s)} \quad (2.44)$$

Teniendo en cuenta la utilidad expuesta en la Ecuación (2.42) obtienen la Expresión (2.45).

$$M_{t+1} = \beta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\frac{1}{\psi}} \left(\frac{U_{t+1}}{E_t(U_{t+1}^{1-\gamma})^{\frac{1}{1-\gamma}}} \right)^{-\left(\gamma - \frac{1}{\psi}\right)} \quad (2.45)$$

La Ecuación (2.45) puede reducirse tal y como observamos en la Ecuación (2.46).

$$M_{t+1} = \beta \Theta_t \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\gamma} \left(\frac{U_{t+1}}{C_{t+1}} \right)^{-\left(\gamma - \frac{1}{\psi}\right)} \quad (2.46)$$

Esta simplificación es posible siempre que definamos la variable Θ_t conforme a la Ecuación (2.47).

$$\Theta_t = E_t \left[\left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{1-\gamma} \left(\frac{U_{t+1}}{C_{t+1}} \right)^{1-\gamma} \right]^{\frac{1-\theta}{\theta}} \quad (2.47)$$

La Ecuación (2.45) implica que la utilidad marginal se ve afectada tanto por el consumo futuro como por la utilidad futura (Campbell, 2018). Para linearizar la Ecuación (2.46), Epstein y Zin (1989) toman logaritmos, obteniendo la expresión observada en la Ecuación (2.48).

$$\hat{m}_{t+1} = -\gamma \hat{c}_{t+1} - \left(\gamma - \frac{1}{\psi} \right) (\hat{u}_{t+1} - \hat{c}_{t+1}) \quad (2.48)$$

En la Fórmula (2.48) se utiliza el circunflejo para evidenciar las innovaciones que ocurren en el futuro, en concreto en el siguiente período.

Si bien es cierto que este es el modelo teórico de preferencias recursivas de Epstein y Zin (1989), el factor de descuento estocástico expuesto no puede ser utilizado para comprobaciones empíricas debido a que la utilidad futura del agente representativo no es observable, por lo que no se disponen de datos para poder aplicar la función de utilidad de manera estricta. No obstante, Epstein y Zin (1991) utilizan la denominada restricción presupuestaria intertemporal para poder realizar pruebas empíricas sobre la presente función de utilidad. La restricción presupuestaria intertemporal que suponen para hacer su modelo empíricamente contrastable se representa en la Ecuación (2.49).

$$W_{t+1} = (1 + R_{w,t+1})(W_t - C_t) \quad (2.49)$$

Donde W_t representa la riqueza del inversor representativo a tiempo t . $R_{w,t+1}$ es el rendimiento de la denominada cartera de riqueza, que representa toda la riqueza invertida. Dicha cartera es la misma que la que utiliza el modelo CAPM, sabiendo que la rentabilidad de la cartera de mercado es una aproximación observable de la cartera de riqueza. Esta restricción presupuestaria se ha desarrollado pensando en modelos de mercados completos en los que la riqueza incluye no solo activos financieros, sino capital humano (Campbell, 2018). Teniendo en cuenta la restricción presupuestaria intertemporal

de la Ecuación (2.49) el nuevo factor de descuento estocástico se expresa en la Ecuación (2.50).

$$M_{t+1} = \left[\beta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\frac{1}{\psi}} \right]^{\theta} \left[\frac{1}{1 + R_{w,t+1}} \right]^{1-\theta} \quad (2.50)$$

Tomando logaritmos para linealizar el factor de descuento estocástico, Epstein y Zin (1991) obtienen la Ecuación (2.51).

$$\hat{m}_{t+1} = -\theta \left(\frac{\hat{c}_{t+1}}{\psi} \right) - (1 - \theta) \hat{r}_{w,t+1} \quad (2.51)$$

A continuación, al igual que en el modelo C-CAPM se expone la relación que alcanzan Epstein y Zin (1991) para estimar el activo libre de riesgo. Suponiendo homocedasticidad y variables log-normales, la rentabilidad del activo libre de riesgo se expresa conforme a la Ecuación (2.52).

$$rf_{t+1} = -\delta + \frac{1}{\psi} E_t(\Delta c_{t+1}) - \frac{\theta}{2\psi^2} \sigma_c^2 + \frac{\theta - 1}{2} \sigma_w^2 \quad (2.52)$$

donde σ_c^2 representa la varianza del consumo, δ es el logaritmo del factor de impaciencia β , mientras que σ_w^2 representa la varianza del rendimiento de la cartera de riqueza. La prima de riesgo conforme al modelo de preferencias recursivas se encuentra en la Ecuación (2.53).

$$E_t(r_{i,t+1}) - rf_{t+1} + \frac{\sigma_i^2}{2} = \theta \frac{\sigma_{ic}}{\psi} + (1 - \theta) \sigma_{iw} \quad (2.53)$$

Donde σ_{ic} representa la covarianza entre los rendimientos de los activos y el incremento del consumo, y σ_{iw} representa la covarianza entre el rendimiento de los activos y la cartera de riqueza.

En lo referente al puzle de la prima de riesgo, el modelo de preferencias recursivas aporta un progreso en dicho apartado, aunque no llega a resolver el puzle. Mehra (2008) realiza una prueba empírica en la que consigue replicar los datos reales para este modelo dejando que el parámetro de aversión al riesgo tome un valor de 45 y un EIS igual a 1. No obstante, en el momento en el que reduce el parámetro de aversión al riesgo a valores cercanos a 3 vuelve a obtener valores excesivamente altos para la rentabilidad del activo

libre de riesgo. Weil (1989) especifica que, a priori, generalizar las funciones recursivas lleva a un incremento en el puzle por dos motivos:

- En economías abstractas, como la utilizada por Mehra y Prescott (1985), calibrada con respecto a la renta per cápita, para observar diferentes efectos, no hay suficiente riesgo por el incremento del consumo para justificar unas primas de riesgo tan altas como obtienen si no suponemos unos inversores con gran aversión al riesgo.
- El incremento del consumo per cápita es demasiado alto para observar una rentabilidad del activo libre de riesgo tan baja, sobre todo si los agentes son muy aversos a la sustitución del consumo intertemporal.

Ello puede deberse a que, al utilizar dos parámetros separados, el parámetro EIS está ganando influencia sobre la estructura de la utilidad del inversor representativo (Mehra, 2008). De esta manera, aun es necesario observar bajo este modelo una alta rentabilidad del activo libre de riesgo para animar a los inversores a ahorrar invirtiendo en dicho activo. Mehra (2008) señala que, a pesar de lo que pueda parecer, Weil (1989) no descarta todos los modelos de la familia de las preferencias recursivas de Epstein y Zin (1989), pero si indica que la dificultad radica en separar las preferencias de riesgo y las preferencias relativas al tiempo en contextos en los que los agentes no son tan aversos al riesgo para poder obtener mejores correlaciones con los datos reales.

En cualquier caso, los modelos de valoración de activos basados en el consumo pertenecientes a la familia de las preferencias recursivas han evolucionado conforme a la literatura de valoración de activos, surgiendo nuevos modelos que evolucionan el estado del puzle de la prima de riesgo. Un ejemplo de ello es el modelo de volatilidad a largo plazo de Bansal y Yaron (2004).

No obstante, el uso de la restricción presupuestaria intertemporal restringe el comportamiento del incremento del consumo con respecto al rendimiento de la cartera de riqueza, por lo que las innovaciones entre ambas variables están relacionadas (Mehra, 2008). Teniendo en cuenta este hecho es posible derivar un nuevo factor de descuento estocástico y una nueva fórmula para la prima de riesgo en el contexto de un modelo denominado por Campbell (2018) como modelo de valoración de activos extendido basado en el consumo. Este modelo es capaz de mejorar las conclusiones recogidas en

apartados anteriores y, además permite la estimación de ciertos contextos en los que el modelo de preferencias recursivas no tenía solución por problemas de cálculo.

A efectos de desarrollar dicha extensión del modelo C-CAPM, la definición de rentabilidad logarítmica de los activos queda expuesta en la Ecuación (2.54)

$$r_{t+1} = \log(1 + R_{t+1}) = \log(P_{t+1} + D_{t+1}) - \log(P_t) \quad (2.54)$$

Donde D_{t+1} es el dividendo que paga el activo en el momento $t+1$. La definición de rentabilidad logarítmica de un activo a la que derivan Campbell y Shiller (1988) se expone en la Ecuación (2.55).

$$r_{t+1} \approx k + \rho p_{t+1} + (1 - \rho)d_{t+1} - p_t \quad (2.55)$$

Donde $k = -\log(\rho) - (1 - \rho) \log\left(\frac{1}{\rho} - 1\right)$, y $\rho = 1/(1 + \exp(\overline{d - p}))$.

En base a la Ecuación (2.55), Campbell (2018) define la rentabilidad logarítmica de la cartera de riqueza conforme a la Ecuación (2.56).

$$\check{r}_{w,t+1} = (E_{t+1} - E_t) \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \Delta d_{w,t+1+j} - (E_{t+1} - E_t) \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j \Delta c_{t+1+j} \quad (2.56)$$

Donde Δd_w es el incremento de los dividendos de la cartera de riqueza. En lo referente a las conclusiones de la Ecuación (2.56), se puede reseñar que el consumo actual, afecta al valor de la riqueza proporcionalmente. Operando, la Expresión (2.56) se obtiene la Ecuación (2.57), teniendo en cuenta que los dividendos de la cartera de riqueza se traducen en el consumo agregado.

$$\check{r}_{w,t+1} = \check{c}_{t+1} + \left(1 - \frac{1}{\psi}\right) \check{g}_{t+1} \quad (2.57)$$

Donde \check{g}_{t+1} son las noticias generadas sobre el futuro incremento del consumo de lo que se desprende que dichas noticias tienen una trascendencia capital en la determinación de la cartera de riqueza, ya que incrementa proporcionalmente el dividendo de la cartera, pero también incrementa la tasa de descuento (Campbell, 2018).

La Ecuación (2.58) presenta el factor de descuento estocástico de la extensión del modelo C-CAPM utilizando la definición del factor de descuento estocástico del modelo de Epstein y Zin (1989) representada en la Ecuación (2.51). Para ello se sustituye la Ecuación (2.57) en la (2.51), obteniendo la Ecuación (2.58).

$$\tilde{m}_{t+1} = -\gamma\check{c}_{t+1} - \left(\gamma - \frac{1}{\psi}\right)\check{g}_{t+1} \quad (2.58)$$

Conforme a lo observado en la Ecuación (2.58), se puede concluir que, en la función de utilidad de Epstein y Zin (1989) no tiene efecto únicamente el consumo actual, sino que también tienen efecto las noticias del consumo futuro esperado a largo plazo (Campbell, 2018). La prima de riesgo de este modelo denominado C-CAPM extendido se expresa en la Ecuación (2.59).

$$E_t(r_{i,t+1}) - rf_{t+1} + \frac{\sigma_i^2}{2} = \gamma\sigma_{ic} + \left(\gamma - \frac{1}{\psi}\right)\sigma_{ig} \quad (2.59)$$

Donde σ_{ig} es la covarianza del rendimiento no esperado de un activo con la revisión en el consumo futuro esperado. El primer artículo que desarrolla la anterior demostración se atribuye a Restoy y Weil (2011). Paralelamente se han desarrollado evoluciones similares utilizando la volatilidad del crecimiento del consumo. En concreto, en la presente Tesis Doctoral presentaremos el modelo de Bansal *et al.* (2014) que evolucionará el C-CAPM extendido introduciendo dicha volatilidad.

2.4.2. El modelo de hábitos de Campbell y Cochrane (1999).

Otro de los modelos clásicos en la literatura de valoración de activos que modifica las preferencias de los inversores es el modelo de hábitos. Deaton y Muellbauer (1980) y Deaton (1992) representan literatura clásica en lo referente a los modelos de hábitos, mientras que los modelos teóricos clásicos que desarrollan la literatura de hábitos pueden atribuirse a Ryder Jr y Heal (1973), Sundaresan (1989) y Constantinides (1990). El modelo de formación de hábitos captura una idea psicológica: cómo la repetición de un estímulo disminuye la percepción de éste (Mehra, 2008). En macroeconomía, esta idea podría explicar el por qué los períodos de recesiones son tan temidos por los agentes, incluso aunque los efectos de la recesión sean minúsculos en comparación con los años de crecimiento anteriores (Cochrane, 2005). El presente apartado comienza explicando la idea general del hábito para posteriormente particularizar a un caso concreto, el modelo de hábitos de Campbell y Cochrane (1999).

La filosofía de los modelos de hábitos radica en que los agentes desarrollan un hábito de consumo, de tal manera que la función de utilidad del agente ya no depende únicamente del consumo presente, sino del historial del consumo pasado. En la forma más sencilla, el inversor representativo querrá maximizar la Expresión (2.60).

$$E \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(C_t - \alpha C_{t-1}) \quad (2.60)$$

Donde C_{t-1} describe el consumo del período anterior del agente representativo, y el parámetro α representa la importancia con la que el consumo pasado afecta a la utilidad actual. Una de las consecuencias de esta maximización es que esta función de utilidad deja de ser separable a través del tiempo, ya que, por construcción, un incremento en el consumo en el actual período provoca una reducción de su utilidad marginal del consumo del período presente, pero aumenta la utilidad marginal del consumo del siguiente período (Cochrane, 2005).

En la literatura se pueden encontrar diferentes tipologías de modelos de hábitos, los cuales podrían dividirse en hábitos internos y externos. En lo referente a los hábitos internos éstos se pueden representar (i) a través de una función de utilidad definida a través del consumo y un agregador de funciones que al mismo tiempo agregue el consumo pasado del agente, es decir, el histórico del consumo del agente (Mehra y Prescott, 1985) y, (ii) se puede representar el hábito relacionando el consumo con un hábito a través de un ratio, tal y como se observa en la Ecuación (2.61), conforme a lo expuesto por Mehra (2008).

$$u(C_t, S_t) = u\left(C_t, \frac{S_t}{C_t}\right) \quad (2.61)$$

Donde S_t es un agregador de funciones del histórico del consumo del agente representativo, o lo que es lo mismo, un hábito.

Estas descripciones anteriores se categorizan como hábitos internos. Pollak (1970) y Abel (1990) en cambio desarrollan hábitos externos. Estos modelos sugieren que el hábito no depende del consumo pasado del agente representativo, sino del consumo que tiene el resto de las agentes similares a él dentro de la economía. De esta forma, este tipo de hábitos externos introduce la inquietud del agente por el estatus en la sociedad.

El modelo de Campbell y Cochrane (1999) pertenece al tipo de hábitos externos mencionados anteriormente. De esta manera, consiguen simplificar su modelo eliminando términos que surgen de la relación entre el consumo actual y el consumo futuro manteniendo las expectativas racionales del agente. A diferencia del modelo de hábitos de Ferson y Constantinides (1991), el modelo de hábitos de Campbell y Cochrane

(1999) suaviza los movimientos en respuesta a la variación del consumo. De esta forma, existe una menor reversión a la media de la ratio precio-dividendo. El modelo de hábitos de Campbell y Cochrane (1999), además, consigue mantener el hábito por debajo del nivel del consumo a través de una configuración no lineal que algunos modelos anteriores de hábitos no conseguían (Chapman, 1998; Ferson y Constantinides, 1991; Heaton, 1995; Sundaresan, 1989).

El modelo de Campbell y Cochrane (1999) supone una función de utilidad de acuerdo a la forma funcional presentada en la Ecuación (2.59).

$$E \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \frac{(C_t - X_t)^{1-\gamma} - 1}{1-\gamma} \quad (2.62)$$

Donde X_t se refiere al hábito y β es el factor de descuento subjetivo. La relación existente entre el hábito y el consumo es capturada a través del denominado *surplus ratio*, que se formula como $S_t = (C_t - X_t)/C_t$. Este ratio toma valores de cero cuando el nivel de consumo iguala al nivel de hábitos del consumo, mientras que se acerca a valores cercanos a uno conforme el nivel de consumo aumenta con respecto al consumo habitual del agente (Campbell y Cochrane, 1999). Teniendo en cuenta que suponen un hábito externo, el consumo introducido dentro del ratio debe ser el consumo agregado y concretan cómo responde el hábito de cada inversor al consumo pasado agregado en base a un proceso heterocedástico AR(1) para el ratio *surplus* de acuerdo a la Ecuación (2.63).

$$s_{t+1}^a = (1 - \phi)\bar{s} + \phi s_t^a + \lambda(s_t^a)(c_{t+1}^a - c_t^a - g) \quad (2.63)$$

Donde ϕ, g y \bar{s} son parámetros, $\lambda(s_t^a)$ es la función de sensibilidad y el superíndice a denota datos agregados. La economía es modelizada suponiendo un consumo log-normal e i.i.d conforme al proceso que se muestra en la Ecuación (2.64).

$$\Delta c_{t+1} = g + v_{t+1} \quad (2.64)$$

Donde g es un parámetro y v_{t+1} es i.i.d y se distribuye con respecto a una distribución normal. El hecho de que la variación del hábito sea menor que en otros casos se debe a que, el proceso que determina el hábito en este modelo sigue la forma funcional presentada en la Ecuación (2.65).

$$x_t = \lambda \sum_{j=0}^{\infty} \phi^j c_{t-j} \quad (2.65)$$

Teniendo en cuenta que el ratio contiene al consumo y al hábito, la Ecuación (2.65) y la Ecuación (2.63) evidencian lo mismo (Campbell y Cochrane, 1999). En lo referente a la función de sensibilidad, en la cual se supone un proceso cuadrático en lugar de un AR (1) con el objetivo de que el ratio *surplus* no tome valores negativos en base a Cox, Ingersoll Jr y Ross (2005), es definida conforme a la Expresión (2.66) (Campbell y Cochrane, 1999).

$$\lambda(s_t^a) = \frac{1}{\bar{s}} \sqrt{1 - 2(s_t^a - \bar{s}) - 1} \quad (2.66)$$

Donde $\bar{s} = \sigma \sqrt{\gamma / (1 - \phi)}$.

Partiendo de la descripción de los hábitos anterior, Campbell y Cochrane (1999) definen la función de utilidad marginal de acuerdo a la Ecuación (2.67).

$$u_c(C_t, X_t) = (C_t - X_t)^{-\gamma} = S_t^{-\gamma} C_t^{-\gamma} \quad (2.67)$$

Teniendo en cuenta la restricción del uso de hábitos externos, lo que implica que el hábito individual se determina conforme al consumo del resto de agentes, pueden descartar el uso de diferentes términos del consumo actual que de otra forma afectarían a los hábitos futuros, haciendo explícito el factor de descuento estocástico que se observa en la Expresión (2.68) (Campbell y Cochrane, 1999).

$$M_{t+1} = \beta \left(\frac{S_{t+1} C_{t+1}}{S_t C_t} \right)^{-\gamma} \quad (2.68)$$

Partiendo de que los procesos son log-normales para el incremento del consumo y para el propio ratio, además del factor de descuento estocástico, la rentabilidad del activo libre de riesgo puede estimarse como el recíproco de la esperanza condicional del factor de descuento estocástico, y con la suposición de log-normalidad del incremento de consumo, la rentabilidad logarítmica del activo libre de riesgo se define conforme a la Ecuación (2.69) para el modelo de hábitos de Campbell y Cochrane (1999).

$$rf_t = \delta + \gamma g - \gamma(1 - \phi)(s_t - \bar{s}) - \frac{\gamma^2 \sigma^2}{2} [1 + \lambda(s_t)]^2 \quad (2.69)$$

De la anterior ecuación se desprende que en aquellos momentos en los que el ratio *surplus* es alto, la utilidad marginal del consumo es baja conforme al término $(s_t - \bar{s})$, que puede ser identificado como la sustitución intertemporal. Si no existen modificaciones inesperadas por los agentes (también conocidos como *shocks* en la literatura de valoración de activos) sobre el consumo, la utilidad marginal disminuye, haciendo que el agente representativo pretenda pedir prestado al tipo libre de riesgo, lo que aumenta la rentabilidad del mismo (Campbell y Cochrane, 1999). En lo referente a los ahorros preventivos éstos quedan representados por el último término de la ecuación de tal forma que, cuanto más crece la incertidumbre, los agentes se ven motivados para ahorrar, provocando una bajada en la rentabilidad del activo libre de riesgo (Campbell, 2018). Teniendo en cuenta que el activo libre de riesgo permanece prácticamente estable a lo largo del tiempo, para que el modelo de hábitos los replique debemos observar un parámetro ϕ cercano a la unidad o, de manera complementaria, que la función de sensibilidad iguale el ratio *surplus*, de tal forma que cuando se incremente la incertidumbre, el término de los ahorros preventivos tenga más peso que la parte de la sustitución intertemporal en la determinación de la rentabilidad del activo libre de riesgo (Mehra, 2008). Por ese motivo Campbell y Cochrane (1999) seleccionan la forma funcional de la función de sensibilidad expuesta en la Ecuación (2.66).

Con objeto de estimar variables como los rendimientos, Campbell y Cochrane (1999) evalúan el modelo conforme a una expresión dependiente de la ratio precio-dividendos, expuesta en la Expresión (2.70).

$$\frac{P_t}{C_t}(s_t) = E_t \left[M_{t+1} \frac{C_{t+1}}{C_t} \left(1 + \frac{P_{t+1}}{C_{t+1}}(s_{t+1}) \right) \right] \quad (2.70)$$

En lo referente al puzle de la prima de riesgo, tal y como se ha mencionado anteriormente, una de las causas de su existencia puede explicarse por una volatilidad demasiado baja del incremento del consumo, de tal forma que, si la rentabilidad de los activos con riesgo tiene que ser alta, con una serie de datos del incremento del consumo poco volátil, se tendría que observar una tasa de aversión al riesgo excesivamente alta. El hecho de incorporar hábitos arregla en cierto modo este hecho teniendo en cuenta que el modelo supone que los agentes no son aversos a la variación del consumo, sino que son aversos a la variación del consumo habitual (Campbell y Cochrane, 1999).

En concreto, los resultados expuestos por Campbell y Cochrane (1999) hacen que su modelo de hábitos sea un importante mecanismo para influenciar el rendimiento de los activos en un modelo dinámico de equilibrio general (Mehra, 2008). En el artículo, se realizan otras pruebas satisfactorias como las pruebas de predictibilidad, concluyendo que el modelo genera predictibilidad a largo plazo sobre el exceso de rendimiento de los activos y de los bonos, partiendo del ratio precio-dividendo. Además, concluyen que el miedo que tienen los inversores a los activos viene de la mano de que éstos no se comportan de manera correcta en momentos de recesiones económicas (Campbell y Cochrane, 1999).

Si bien es cierto que los resultados obtenidos por el modelo de hábitos dan solución a los puzzles presentes en la literatura de valoración de activos, existen críticas al modelo que suscitan la necesidad de continuar con la investigación de esta problemática. De este modo, Mehra (2008) sostiene que una de las debilidades más importantes del modelo radica en que no existe ninguna prueba empírica que apoye el hecho de que los hábitos se comportan tal y como se supone en el artículo, además de que en los resultados de su simulación se observa una variación del coeficiente de aversión al riesgo extrema. Ljungqvist y Uhlig (1999) destacan que el proceso seleccionado para el *surplus ratio* es demasiado específico y que, con dicha configuración, el agente representativo debería experimentar un incremento de su bienestar si el 10% de su dotación se destruye periódicamente, ya que a pesar de que en el período en el que se destruye parte de sus ingresos el consumo disminuye y, por lo tanto, disminuye la utilidad, se obtienen ganancias de utilidad en el futuro ya que el hábito en los siguientes períodos es menor.

2.4.3. El *long-run risk model* de Bansal y Yaron (2004)

El modelo propuesto por Bansal y Yaron (2004), el cual toma como referencia el denominado C-CAPM extendido de Restoy y Weil (2011), puede llegar a resolver los diferentes puzzles anteriormente expuestos en la presente Tesis Doctoral según los autores. A pesar de que vamos a desarrollar este modelo, la literatura concerniente al riesgo a largo plazo es abundante en el área de la valoración de activos, encontrado que los fundamentos probablemente fueron expuestos en el artículo de Kandel y Stambaugh (1991). Posteriormente al desarrollo del modelo de Bansal y Yaron (2004), Hansen, Heaton y Li (2008) o Bansal, Kiku y Yaron (2012), entre otros, han hecho grandes aportaciones a los estudios acerca de la volatilidad a largo plazo.

Bansal y Yaron (2004) presentan un modelo basado en las preferencias recursivas de Epstein y Zin (1989), lo que permite una distinción entre el parámetro de aversión al riesgo y la elasticidad de la sustitución intertemporal, consiguiendo así adecuar cada parámetro por separado, tal y como se ha comentado anteriormente. Además, modelizan el consumo y el crecimiento de los dividendos de tal forma que contengan una persistencia menor en lo relativo a la tasa de crecimiento del consumo esperado y, en segundo lugar, introducen en la modelización la presencia de una volatilidad que captura la naturaleza cambiante en el tiempo de la incertidumbre.

Además, en su modelo de equilibrio, las noticias sobre la persistencia del crecimiento de los dividendos esperados tienen un efecto sobre la volatilidad del ratio precio-dividendo y determina la prima de riesgo de un activo (Bansal *et al.*, 2014). Barsky y De Long (1993) y Bansal y Lundblad (2002) demuestran que la persistencia del incremento de los dividendos supone una solvente fuente de volatilidad en los propios ratios precio-dividendo. En el modelo, las noticias relativas a las tasas de incremento producen cambios en el ratio precio-dividendo, sabiendo que dichas reacciones covarían de manera positiva con el factor de descuento estocástico, provocando una alta prima por riesgo (Bansal y Yaron, 2004). A diferencia de los modelos en los que se supone que el consumo es i.i.d. en el que toda la variación del ratio precio-dividendo se atribuye al coste del capital cambiante en el tiempo, la mitad de dicha prima de riesgo en el modelo de volatilidad a largo plazo viene de la mano de las tasas de crecimiento esperadas, mientras que la otra mitad puede atribuirse a la variación de la incertidumbre del consumo (Bansal y Yaron, 2004).

Para recoger el efecto de la variación a través del tiempo de la prima de riesgo, introducen cambios en la volatilidad condicionada del crecimiento futuro de los dividendos y del consumo. La fluctuación de la incertidumbre afecta de manera directa al ratio precio-dividendo, y el aumento de la incertidumbre económica lleva a un descenso en el precio de los activos (Bansal y Yaron, 2004).

En lo referente al modelo, indicar que consideran, tal y como se ha mencionado, un agente representativo que cumple las preferencias recursivas de Epstein y Zin (1989) y de Restoy y Weil (2011), cumpliéndose las restricciones para la fórmula general de valoración de activos en el caso de excesos de rendimiento que se expresa en la Ecuación (2.71).

$$1 = E_t \left[\beta^\theta \Delta C_{t+1}^{-\frac{\theta}{\psi}} R_{w,t+1} R_{i,t+1}^e \right] \quad (2.71)$$

Donde β es el factor de descuento subjetivo que, como ya se ha mencionado, oscila entre cero y uno, y $R_{w,t+1}$ es el rendimiento de la cartera de riqueza cuyo dividendo se equipara al consumo agregado de un período. Y, por otro lado, el parámetro $\theta = \frac{1-\gamma}{1-1/\psi}$, teniendo en cuenta que tanto el parámetro de aversión al riesgo como el parámetro de la elasticidad de sustitución intertemporal deben tomar un valor mínimo de cero.

Dado que la cartera de riqueza es inobservable, Bansal y Yaron (2004) sustituyen el uso de la cartera de riqueza por el rendimiento de la cartera de mercado. En lo referente a la modelización del crecimiento del consumo y el crecimiento de los dividendos, utilizan dos procesos por separado como lo hace Campbell y Shiller (1988), asumiendo, por lo tanto, que el agente representativo tiene acceso a renta por rendimientos del trabajo (Bansal y Yaron, 2004).

Al ser el modelo una evolución de la extensión del C-CAPM, suponiendo la aproximación de Campbell (1996) para los rendimientos, la fórmula del factor de descuento estocástico se recoge en la Ecuación (2.51).

$$\hat{m}_{t+1} = -\theta \left(\frac{\hat{c}_{t+1}}{\psi} \right) - (1 - \theta) \hat{r}_{w,t+1} \quad (2.51)$$

Cabe señalar que, en el caso en el que la variable θ tome valores iguales a la unidad el modelo se convierte en la *power utility function* anteriormente expuesta.

Para la modelización del crecimiento del consumo y el crecimiento de los dividendos, Bansal y Yaron (2004) utilizan un modelo VAR que se expone en la Ecuación (2.72), utilizando una variable x_t que introduce persistencia en las diferentes variables.

$$\begin{aligned} x_{t+1} &= \rho x_t + \varphi_e \sigma e_{t+1} \\ \Delta C_{t+1} &= \mu + x_t + \sigma \eta_{t+1} \\ \Delta D_{t+1} &= \mu_d + \phi x_t + \varphi_d \sigma u_{t+1} \\ e_{t+1}, \eta_{t+1}, u_{t+1} &\sim i.i.d \mathcal{N}(0,1) \end{aligned} \quad (2.72)$$

Donde $e_{t+1}, \eta_{t+1}, u_{t+1}$ son shocks independientes entre sí, y los parámetros ϕ y φ_d toman valores mayores a uno con el objetivo de calibrar el modelo en concepto de la volatilidad de los dividendos y su correlación con el consumo. El parámetro ϕ representa el ratio de apalancamiento en el consumo como en el estudio de Abel (1999). El parámetro ρ es la persistencia de las tasas de crecimiento esperadas, y toma valores cercanos a 0.98.

Utilizando, en lugar de rentabilidades de los activos, el ratio precio-dividendo, el factor de descuento resultante se expresa en la Ecuación (2.73)

$$m_{t+1} - E_t(m_{t+1}) = \lambda_{m,n}\sigma\eta_{t+1} - \lambda_{m,e}\sigma e_{t+1} \quad (2.73)$$

Donde $\lambda_{m,e}$ y $\lambda_{m,\eta}$ capturan la exposición del factor de descuento estocástico tanto a las tasas de crecimiento esperadas del consumo y de los dividendos como a los shocks independientes del consumo y σ representa la volatilidad macroeconómica. La exposición a las tasas de crecimiento esperados es representada como $\lambda_{m,e}$, y es mayor cuanto más aumenta el parámetro ρ de persistencia.

La Ecuación (2.74) recoge la prima de riesgo con respecto a este modelo:

$$E_t(r_{i,t+1}) - rf_{t+1} + \frac{\sigma_i^2}{2} = \beta_{m,e}\lambda_{m,e}\sigma^2 - 0.5var_t(r_{m,t}) \quad (2.74)$$

Donde $\beta_{m,e} = [\kappa_{1,m}(\phi - \frac{1}{\psi})\frac{\varphi_e}{1-\kappa_{1,m}\rho}]$, y $var_t(r_{m,t}) = [\beta_{m,e}^2 + \varphi_d^2]\sigma^2$. La prima de riesgo asignada al crecimiento esperado se determina a través del parámetro $\lambda_{m,e}$, mientras que $\beta_{m,e}$ representa la exposición del mercado ante las tasas de crecimiento esperadas. Así, la prima de riesgo se ve afectada por el parámetro de persistencia, de tal forma que, si dicho parámetro aumenta, tanto $\beta_{m,e}$ como $\lambda_{m,e}$ aumentan (Bansal y Yaron, 2004). No obstante, de la forma expuesta el modelo de Bansal y Yaron (2004) supone una volatilidad macroeconómica constante a lo largo del tiempo, no obstante, el modelo completo introduce una volatilidad cambiante a lo largo del tiempo.

Para introducir la variación de la incertidumbre económica como una volatilidad fluctuante en el tiempo, se modifica el modelo VAR presentado en la Ecuación (2.72) de la manera que se expone en la Ecuación (2.75).

$$\begin{aligned}
 x_{t+1} &= \rho x_t + \varphi_e \sigma e_{t+1} \\
 \Delta C_{t+1} &= \mu + x_t + \sigma_t \eta_{t+1} \\
 \Delta D_{t+1} &= \mu_d + \phi x_t + \varphi_d \sigma u_{t+1} \\
 \sigma_{t+1}^2 &= \sigma^2 + v_1 (\sigma_t^2 - \sigma^2) + \sigma_w w_{t+1} \\
 e_{t+1}, \eta_{t+1}, u_{t+1}, w_{t+1} &\sim i. i. d \mathcal{N}(0,1)
 \end{aligned} \tag{2.75}$$

Donde σ_{t+1} representa la incertidumbre económica variable en el tiempo, que además se incorpora dentro del proceso del incremento del consumo y σ^2 es la media no condicional de dicha incertidumbre.

Esta especificación del modelo tiene dos particularidades que deben ser destacadas: (i) un parámetro de elasticidad de sustitución intertemporal mayor que uno es crítico para capturar la correlación negativa entre el ratio precio-dividendos y la volatilidad del consumo (Bansal y Yaron, 2004) y (ii) un incremento en la persistencia de la volatilidad de los shocks, que se ha descrito en la Ecuación (2.75) como v_1 , hacen mayores los efectos de la volatilidad de los shocks debido a que la incertidumbre económica se percibe como un evento duradero a lo largo del tiempo (Bansal y Yaron, 2004).

El factor de descuento estocástico obtenido para esta versión completa del modelo se presenta en la Ecuación (2.76).

$$m_{t+1} - E_t(m_{t+1}) = \lambda_{m,n} \sigma_t \eta_{t+1} - \lambda_{m,e} \sigma_t e_{t+1} - \lambda_{m,w} \sigma_w w_{t+1} \tag{2.76}$$

El modelo es similar al modelo anterior mostrado en la Ecuación (2.73) salvo por la introducción de los *shocks* de la volatilidad del consumo, representados a través de w_{t+1} en la ecuación.

La Ecuación (2.77) recoge la expresión para la prima de riesgo, encontrando dos fuentes de riesgo sistemático, el incremento del consumo esperado, y las fluctuaciones observadas en la volatilidad del consumo.

$$\begin{aligned}
 E_t(r_{i,t+1}) - r_{f,t+1} + \frac{\sigma_i^2}{2} \\
 = \beta_{m,e} \lambda_{m,e} \sigma_t^2 + \beta_{m,w} \lambda_{m,w} \sigma_w^2 - 0.5 \text{var}_t(r_{m,t+1})
 \end{aligned} \tag{2.77}$$

La prima de riesgo por la volatilidad económica se representa como $\lambda_{m,w}$, consiguiendo una prima de riesgo variable en el tiempo siempre que la volatilidad macroeconómica también se comporte de la misma forma. Según la configuración del modelo, en aquellos momentos en los que existe una gran incertidumbre económica, como es el caso de crisis económicas, la prima de riesgo aumenta.

En lo referente a los datos utilizados para las pruebas empíricas, hay que indicar que la calibración del modelo Bansal y Yaron (2004) se realiza con frecuencia mensual, y a partir de la frecuencia mensual se acumulan las tasas de crecimiento para probar el modelo con frecuencia anual. En definitiva, los autores suponen que el intervalo de toma de decisiones de los inversores se produce con frecuencia mensual, pero los objetivos se plantean en formato anual conforme a lo supuesto previamente en la literatura de valoración de activos por Campbell y Cochrane (1999) o Kandel y Stambaugh (1991). Asimismo, se basan en la metodología propuesta por Judd (1998) basada en el uso de polinomios estándar.

Los resultados obtenidos por el modelo son consistentes con las series de datos de los crecimientos del consumo y de los dividendos que, a lo largo del tiempo, se ha discutido su evolución cercana a ser i.i.d. Si bien es cierto que en la literatura clásica de valoración de activos, la suposición de que los datos de consumo son i.i.d pueden dificultar la interpretación de los modelos, el modelo de Bansal y Yaron (2004) demuestra que se pueden interpretar desde el punto de vista de los riesgos a largo plazo. Harvey (1990), Barsky y De Long (1993) y Bansal y Lundblad (2002) demuestran que no existe una diferencia sustancial entre las serie de incrementos, suponiendo que son i.i.d, y las series que introducen componentes a largo plazo en muestras cortas. Anderson, Hansen y Sargent (2003) utilizan el modelo propuesto por Bansal y Yaron (2004), en concreto, las dinámicas de las tasas de crecimiento para modelos económicos que incorporan un mayor control que los anteriores.

En lo referente al valor de los parámetros, la persistencia, medida a través del parámetro ρ , es de 0.98 aproximadamente, mientras que el parámetro de preferencias temporal es menor que uno, con un coeficiente de aversión al riesgo de entre 7.5 y 10, mientras que el parámetro de sustitución intertemporal se fija en torno a 1.5 (Bansal y Yaron, 2004). En la literatura existe además bastante discusión acerca del valor que debería tomar dicha elasticidad. Por un lado, diferentes autores defienden que el valor

ideal de la elasticidad es por encima de uno, cerca de los valores utilizados por Bansal y Yaron (2004) en la calibración de su modelo (Attanasio y Weber, 1989; Guvenen, 2009; Hansen y Singleton, 1982; Vissing-Jørgensen y Attanasio, 2003), mientras que otros autores llegan a parámetros muy por debajo de dichos valores (Campbell, 1999; Hall, 1988). Probablemente, la razón de dichas estimaciones pueda encontrarse en la suposición de que la volatilidad del consumo no fluctúa a lo largo del tiempo, como destacan Bansal y Yaron (2004).

Bansal, Khatchatrian y Yaron (2005b) demuestran en su comprobación empírica que un incremento en la volatilidad del consumo disminuye el precio de los activos, además de que una mayor valoración de una empresa predice mayores incrementos en los beneficios empresariales futuros. En lo referente a la predictibilidad de las tasas de crecimiento diferentes autores reportan una correlación positiva entre la valoración de los activos y el crecimiento esperado de los beneficios empresariales. Para reproducir dichos resultados también es necesario una elasticidad de sustitución intertemporal mayor que uno (Ang y Bekaert, 2007; Bansal *et al.*, 2005b).

Con respecto a los resultados obtenidos, de cara a la valoración de activos propiamente indicada por el modelo, se observa que la prima de riesgo para la exposición al riesgo a largo plazo es mayor que para el riesgo de la volatilidad, de tal forma que un incremento en el parámetro de aversión al riesgo incrementa los precios de todos los riesgos asociados al consumo. Incorporando los riesgos a largo plazo, hace además que el ratio de Sharpe máximo aumente, a pesar de seguir cumpliendo las bases expuestas por Hansen y Jagannathan (1991), según exponen Bansal y Yaron (2004).

La prima de riesgo de la cartera de mercado también se ve afectada por la presencia del riesgo a largo plazo. Con la calibración del modelo expuesta anteriormente, incorporando el riesgo a largo plazo, Bansal y Yaron (2004) obtienen una prima de riesgo de entorno a un 4.2% y una rentabilidad del activo libre de riesgo de entorno a un 1.34%, con una rentabilidad de la cartera de mercado de un 16.21% y una volatilidad del ratio precio-dividendo de un 0.16%. Estos resultados son similares a los estadísticos observados para la serie temporal de los datos que utilizan. En concreto, su serie de datos abarca el período 1929-1998, y se observa una prima de riesgo de un 4.18%, una rentabilidad del activo libre de riesgo de 0.86% y una volatilidad del ratio precio-dividendo de un 0.25%.

El modelo completo, por lo tanto, produce resultados similares a los que observamos con precios reales de mercado. De esta manera este modelo sí responde con una rentabilidad del activo libre de riesgo baja, una alta prima de riesgo de mercado y una alta volatilidad de los activos, con una baja volatilidad del activo libre de riesgo (Bansal y Yaron, 2004). Además, cuantitativamente tiene ciertos beneficios que deben ser destacados:

- Demuestra la predictibilidad de los rendimientos, tanto en horizontes de corto plazo como en horizontes de largo plazo, utilizando como variable predictiva el ratio *dividend yield*.
- Reporta una volatilidad de mercado persistente en el tiempo y cambiante a lo largo del tiempo.
- Reporta una correlación negativa entre el rendimiento de la cartera de mercado y los posibles shocks de volatilidad.
- Reporta una correlación negativa entre la volatilidad del consumo y el precio de los activos, de tal forma que cuando existe una mayor incertidumbre económica el precio de los activos baja.

De este modo, el modelo demuestra que la incorporación de los riesgos a largo plazo en las tasas de crecimiento, además de la incertidumbre macroeconómica cambiante a lo largo del tiempo, es de ayuda para interpretar la dinámica de los mercados de capitales. Además, dichos factores, tal y como se ha comentado anteriormente, permiten explicar los puzles de valoración de activos expuestos en la presente Tesis Doctoral.

El buen funcionamiento de este modelo ha llamado la atención de los investigadores de valoración de activos desde el punto de vista del riesgo a largo plazo. Por ejemplo, Hansen *et al.* (2008) analizan las covarianzas de consumo a largo plazo para diferentes carteras. En concreto, en la presente Tesis Doctoral, nos basamos en el presente modelo de riesgos a largo plazo para desarrollar el denominado DCAPM-SVA.

2.5. Otras investigaciones destinadas a mejorar los modelos de valoración de activos basados en el consumo.

A lo largo del presente capítulo se ha expuesto los conocimientos básicos del área de valoración de activos financieros, exponiendo la derivación de la fórmula de valoración de activos general y el factor de descuento estocástico. Las demostraciones expuestas tienen como objeto desarrollar el modelo de valoración de activos basado en el consumo, así como los problemas que surgen al analizar el modelo. Durante el resto del capítulo se ha expuesto modificaciones sobre las preferencias de los agentes para dar respuesta a los tres puzzles expuestos al principio del capítulo actual de la Tesis Doctoral. Si bien es cierto que hasta ahora nos hemos centrado en la solución a los puzzles observando una evolución constante en cada uno de los modelos expuestos, no nos hemos centrado en el segundo de los problemas que tienen los modelos de valoración de activos basados en el consumo, siendo este la baja capacidad explicativa que tienen al realizar pruebas empíricas con datos reales. En la presente Tesis Doctoral, a lo largo de los capítulos finales realizaremos las pruebas empíricas y observaremos sobre los datos estos efectos destacados en la literatura. Hansen (1982), entre otros, muestra los problemas de los modelos con pruebas empíricas.

Anteriormente, en la presente Tesis Doctoral, se ha expuesto que, además de la modificación de las preferencias de los agentes, en la literatura de valoración de activos encontramos otras líneas de investigación que intentan mejorar el funcionamiento de los modelos mediante el uso de otros puntos de vista, algunos de los cuales se exponen a continuación. Parker y Julliard (2005) evalúan el modelo de valoración de activos basado en el consumo, de tal forma que suponen que la rentabilidad de un activo es proporcional a la exposición al riesgo del incremento del consumo. No obstante, en lugar de medir dicho riesgo de consumo a través de la covarianza contemporánea entre el rendimiento de los activos y el incremento del consumo, miden el riesgo a través de la covarianza entre el rendimiento del activo y el incremento del consumo acumulado en trimestres. Argumentan que, a diferencia de las conclusiones de la literatura acerca del modelo clásico del consumo, en el que las diferencias existentes en las rentabilidades esperadas de los activos se deben a la variación del riesgo del incremento del consumo (Breedon *et al.*, 1989; Cochrane, 1996; Lettau y Ludvigson, 2001; Mankiw y Shapiro, 1986), a través del cambio de la medida para estimar mejor la exposición al riesgo de la variación del

consumo conforme al consumo agregado por trimestres, Parker y Julliard (2005) destacan lo siguiente acerca del modelo C-CAPM:

- La medición del riesgo en base al último impacto de los rendimientos en el consumo mantiene la suposición de que el primer determinante de la utilidad es la variación en el consumo.
- La aproximación es lógica con el modelo C-CAPM clásico. Si el modelo se verifica en la realidad, el último impacto de los rendimientos en el consumo mide de manera correcta el riesgo de cualquier activo.
- El último impacto de los rendimientos sobre el incremento del consumo en un período es una mejor medida del riesgo real de un activo, sobre todo si el consumo responde lentamente a los cambios en la riqueza de los agentes, ya que la covarianza del consumo y la riqueza no miden correctamente el riesgo de los activos en este contexto. En cambio, el último impacto sobre el consumo estima, según sus pruebas empíricas, el riesgo correcto de los activos, mejorando así la aplicabilidad del modelo.

Parker y Julliard (2005) se basan en ciertos artículos de la literatura de valoración de activos. Brainard, Nelson y Shapiro (1991) demuestran que cuanto mayor es el horizonte de inversión de los agentes de una economía, mejor funciona el modelo de valoración de activos basado en el consumo clásico, mientras que Bansal, Dittmar y Lundblad (2005a) demuestran que la relación de cointegración entre el consumo y los dividendos explica gran parte de la variación de la rentabilidad esperada de los activos, a diferencia de otros artículos en la literatura, que para valorar la rentabilidad esperada de los activos en corte transversal utilizan el consumo de bienes duraderos o incluso el consumo en viviendas junto con el consumo en bienes no duraderos (Lustig y Van Nieuwerburgh, 2005; Piazzesi, Schneider, y Tuzel, 2007; Yogo, 2006).

En definitiva, las pruebas empíricas de Parker y Julliard (2005) demuestran que la exposición al riesgo por la variación del consumo es determinante para la valoración de activos, consiguiendo mejorar la aplicabilidad del modelo mediante el uso del consumo final utilizando la agregación a través de trimestres, en lugar del consumo contemporáneo.

En la misma dinámica de búsqueda de una mejora en los modelos basados en el consumo estudiando las magnitudes utilizadas como aproximación, Jagannathan y Wang (2007) señalan que en la literatura de finanzas empíricas se muestra que los inversores son más propensos a tomar sus decisiones de inversión, así como a tomar sus decisiones de consumo, a finales de año por dos motivos: la celebración de la Navidad; y la resolución temprana de la incertidumbre, debido al cierre temprano por fin de año, los bonus, etc. Miron y Beaulieu (1995) demuestran que el comportamiento estacional del PIB se ve afectado en altas proporciones por un incremento en el último trimestre y una disminución en el primero, coincidente con las Navidades. Braun y Evans (1995) demuestra que la estacionalidad se traduce en un incremento del consumo agregado debido a cambios estacionales en las preferencias de los agentes. Parece que, de manera consistente con que los individuos modifican sus preferencias ajustando el consumo en el mismo momento a finales de año, los rendimientos deben predecir el incremento del consumo futuro, sobre todo en frecuencia trimestral (Parker y Julliard, 2005). Geweke y Singleton (1981) toman como hipótesis en sus investigaciones que, los inversores tienen en cuenta una renta anual para realizar las predicciones de consumo anual, así como para la planificación de las inversiones anuales. Ait-Sahalia, Parker y Yogo (2004) encuentran que los consumidores tienen una mayor sensibilidad ante su consumo de bienes de lujo, encontrando una covarianza positiva entre el consumo de los bienes de lujo y los rendimientos.

Jagannathan y Wang (2007) comparan los rendimientos del año natural con el crecimiento del consumo interanual de bienes no duraderos y servicios en el cuarto trimestre para observar si existe una mejora en la capacidad explicativa del modelo de valoración de activos basado en el consumo. Desde este punto de vista, no se produce ningún cambio en la forma funcional de la función de utilidad, sino que se produce una modificación en los datos que se utilizan para realizar las pruebas empíricas de los modelos. El uso de esta metodología elimina la necesidad de explicar los patrones que se encuentran en los rendimientos de los activos provocados por la estacionalidad (Bouman y Jacobsen, 2002). Trabajar con un año de decalaje, además, disminuye los errores que se cometen por ignorar la formación de hábitos de un agente (Jagannathan y Wang, 2007). Adicionalmente, indican que el cuarto trimestre del año se ve menos afectado por la aparición de hábitos dada la necesidad de prever el consumo, así como por una mayor disponibilidad de tiempo libre, que permite a los inversores reajustar su consumo y pensar

en los ajustes de sus inversiones en la temporada de vacaciones. No obstante, no aportan evidencias empíricas a este respecto. Lo que si demuestran con pruebas empíricas es que una gran parte de los rendimientos esperados representados por diferentes tipos de carteras son explicados por diferencias en la exposición al consumo histórico. De esta manera, el modelo C-CAPM mejora su aplicabilidad en comparación con otros modelos de referencia de la literatura de valoración de activos. Encuentran que el modelo C-CAPM se comporta mejor cuando las exposiciones al riesgo del modelo son estimadas para el rendimiento de inversiones en períodos de contracción económica.

Además, Jagannathan y Wang (2007) mencionan que a pesar de que el modelo es capaz de explicar un gran porcentaje de los rendimientos medios de los activos en corte transversal, también encuentran evidencias de ciertos aspectos en los que su modelo no se ajusta a la realidad:

- La prima de riesgo de mercado por soportar el riesgo de variación del consumo es más alta que en otras investigaciones.
- Cuando el ratio de valor de mercado contra valor en libros (en adelante BE/ME) se introduce como una variable adicional en la regresión de corte transversal, el valor de su pendiente es diferente de cero y significativo conforme a su estadístico t . Eso significa que es posible construir un set de activos de pruebas que pueden poner en entredicho al modelo siguiendo la metodología de Daniel y Titman (1997).

A pesar de los resultados obtenidos, indican que su modelo no llega a ser un sustituto de los modelos de referencia de la literatura de valoración de activos ya que, al tener que utilizarse por la metodología una frecuencia anual, es necesaria una serie de datos demasiado larga para estimar las betas del consumo, mientras que aquellos modelos cuyos factores usan datos de mercado pueden utilizar series de tiempo cortas, pero de alta frecuencia para estimar las betas.

Savov (2011) continúa la línea de investigación que estamos exponiendo con un artículo en el que desarrolla una nueva medida del consumo, las basuras, que es una medida más volátil que la propia métrica del consumo y más correlacionada con los activos. Sustenta que sus resultados son capaces de eludir el puzle del activo libre de riesgo, así como explicar un mayor porcentaje de la variación de los precios del mercado.

Él explica que, tal y como se ha explicado previamente en la presente Tesis Doctoral, el puzle de la prima de riesgo viene de la mano de una serie del consumo con una baja volatilidad, de tal forma que encuentra en la basura municipal una serie de datos sustitutiva del consumo, justificándolo en que al final, el consumo de bienes no duraderos produce restos prácticamente al mismo tiempo en el que se consume, por lo que la serie de datos de basura debe informar de igual manera acerca de los movimientos en el consumo. De esta forma, descubre que la volatilidad del incremento de la basura es en torno a dos o tres veces la volatilidad de la serie habitual del consumo, y está entre una y dos veces más correlacionada con los rendimientos de los activos que el propio consumo.

Savov (2011) expone que un modelo de valoración de activos basado en el consumo necesita un parámetro de aversión al riesgo de entre 67 y 85 para que los resultados del modelo se ajusten con los datos, mientras que su modelo, en el que sustituye la serie de datos de consumo por la serie de los residuos municipales reducen el parámetro de aversión al riesgo entre 5 y 31, mientras que en lo referente al activo libre de riesgo, si bien obtienen una rentabilidad que es demasiado alta, es cierto que consigue disminuir la rentabilidad con respecto a la que se obtiene en el C-CAPM clásico. A pesar de que el parámetro de aversión al riesgo sigue resultando excesivamente alto por la parte alta del intervalo, no se ha realizado ninguna modificación en la función de utilidad del agente representativo. En lo referente a la regresión de corte transversal indican que son capaces de explicar un alto porcentaje de la variación de la rentabilidad esperada de los activos del mercado, generando una prima de riesgo positiva y significativa para la serie de datos de los residuos municipales, consiguiendo un rendimiento similar al obtenido por Parker y Julliard (2005). También indica que el modelo de Jagannathan y Wang (2007) tiene una mejor performance que el modelo que propone. En cualquier caso, de sus resultados se concluye que la serie de datos de restos municipales es una mejor aproximación al consumo teórico que la propia serie del consumo, debido a dos factores metodológicos. Por un lado, el tiempo en el que se produce la basura está ligado al consumo porque no hay beneficio en conservar un bien más allá de su utilidad para el consumo. Una condición suficiente para que el crecimiento de la basura revele el crecimiento del consumo es que las preferencias del agente representativo sean homocedásticas para que el peso de los bienes consumidos escale de una forma proporcional al consumo (Savov, 2011). No obstante, si el consumo de bienes de lujo tiene un menor peso que los bienes normales en el incremento de la basura, el crecimiento de los residuos se subestima y haría que los

resultados del artículo fuesen más conservadores. Además, las métricas tratan de manera diferente a los servicios, ya que el consumo tiene en cuenta a los servicios de manera directa, mientras que los residuos tienen en cuenta los servicios de manera indirecta con respecto a la basura generada. Desde un punto de vista metodológico, la elaboración de las series de datos del consumo genera sesgos que subestiman la covarianza entre el consumo y la rentabilidad de los activos, derivándose de la utilización de referencias quinquenales, interpelaciones y previsiones. No obstante, estos factores no afectan a la serie de datos de los residuos municipales (Savov, 2011).

Kroencke (2017) explica por qué la serie de datos de basura lleva implícitos unos resultados con un menor nivel de coeficiente de aversión al riesgo. La explicación ofrecida viene de la mano de que las series del consumo están modificadas para intentar eliminar, o por lo menos reducir al mínimo, los errores de medición, algo que no se realiza con la serie de datos de los residuos municipales.

Kroencke (2017) afirma que es implausible pensar que hay un error en la medición de los datos del consumo cuando existe una gran cantidad de estadísticos estudiando la mejor manera de medir los datos de consumo. De manera complementaria debemos de tener en cuenta que el objetivo de las agencias estadísticas de los diferentes países no es realizar una serie del consumo con las propiedades deseables exclusivamente para estimar las rentabilidades de los activos, sino que intentan estimar un consumo que sea lo más preciso posible de tal forma que acaban generando una serie de consumo con diferentes filtros. No obstante, dichos filtros tienen consecuencias desastrosas cuando el objetivo es determinar los precios de los activos, mientras que la serie de datos de los residuos municipales no lleva aparejados estos filtros, por lo que las covarianzas se encuentran menos distorsionadas que en el caso de la serie del consumo (Kroencke, 2017). Además, el efecto se agudiza al introducir el efecto de la agregación, de tal forma que, mientras que el consumo reportado por las agencias estadísticas es el flujo de consumo estimado durante un horizonte temporal específico, el modelo de valoración de activos basados en el consumo relaciona la rentabilidad de un activo con el consumo en un momento específico del tiempo, tal y como exponen Breeden *et al.* (1989).

Kroencke (2017) demuestra que un modelo que revierte los filtros que han utilizado las agencias estadísticas para estimar la serie del consumo tiene una capacidad explicativa de la variación de los precios sorprendente, realizando las pruebas empíricas con una frecuencia anual. Una de las ventajas del filtro es que puede volver a la versión

del consumo sin filtrar de una manera sencilla, e incluso puede añadir una corrección en los momentos en los que se produce una agregación en el tiempo, de una manera similar a la utilizada por Cochrane (1996).

En concreto, este modelo propuesto por Kroencke (2017) consigue explicar la rentabilidad de los activos con un coeficiente de aversión al riesgo que oscila entre 19 y 23, quedándose cerca de los resultados obtenidos por la serie de los residuos de Savov (2011). Además, el uso del filtro encuentra una explicación para el efecto de Parker y Julliard (2005) y de Jagannathan y Wang (2007). Ello implica que existe una información importante dentro de las series del consumo para valorar los activos de un mercado. Un experimento de simulación le lleva a concluir a Kroencke (2017) que el consumo de trimestre en trimestre es efectivo a la hora de eliminar el problema de la agregación, mientras que el consumo de tres años es efectivo a la hora de eliminar el efecto de los filtros. De esa manera se puede considerar que ambas series de datos resultan ser series no afectas por el efecto de los filtros. Además, demuestra que el consumo sin filtrar puede explicar una gran fracción de los rendimientos esperados de diferentes tipologías de carteras. Por último, concluye que la serie del consumo no filtrada, junto con las preferencias de coeficiente de aversión al riesgo, no son capaces de recoger el efecto de la predictibilidad de los rendimientos bursátiles.

Tal y como se puede observar, de momento, las investigaciones expuestas en el presente capítulo únicamente se han basado en la búsqueda de nuevas formas de medir el consumo, o bien modificar dicha serie de consumo. No obstante, éstos no son los únicos tipos de artículos que intentan mejorar la aplicabilidad del modelo C-CAPM clásico. Por ese motivo, antes de terminar con el presente capítulo, se exponen una serie de estudios que intentan mejorar la aplicabilidad de los modelos de consumo mediante la utilización de un nuevo factor de exposición al riesgo.

Yogo (2006) expone un modelo suponiendo que la función de utilidad no es separable entre consumo de bienes no duraderos y consumo de bienes duraderos, señalando que, si la elasticidad de sustitución entre estos bienes es lo suficientemente alta, la utilidad marginal incrementa cuando el consumo de bienes duraderos disminuye. Propone un modelo de valoración de activos basado en el consumo que es capaz de explicar la variación de los rendimientos esperados de los activos, además de la variación contracíclica de las acciones. Para ello, utiliza un modelo con un agente representativo en

el que la utilidad tiene una elasticidad de sustitución intertemporal constante con un consumo de bienes duraderos y no duraderos. El inversor representativo verifica las referencias de Epstein y Zin (1989). Este modelo recibe el nombre de modelo del consumo duradero, determinando que la función de utilidad no es separable, relacionándolo como el caso especial en el que la elasticidad de sustitución intertemporal iguala el factor de aversión al riesgo (Dunn y Singleton, 1986; Eichenbaum y Hansen, 1990; Ogaki y Reinhart, 1998).

En lo referente al apartado macroeconómico, Yogo (2006) encuentra que cuando la elasticidad de sustitución entre los bienes duraderos y no duraderos es mayor que el EIS, la utilidad marginal del consumo incrementa cuando el consumo de los bienes duraderos disminuye. Las empresas pequeñas y las empresas valor obtienen unos menores rendimientos cuando la utilidad marginal incrementa, por ejemplo, durante una recesión, donde normalmente el consumo en bienes duraderos también disminuye, por lo que los inversores deben ser compensados con una mayor rentabilidad para invertir en dichos activos. En segundo lugar, los activos tienen un inesperado bajo rendimiento cuando la utilidad marginal incrementa de manera violenta, momento que coincide con los mínimos del ciclo económico cuando el consumo en bienes duraderos disminuye en relación con los bienes no duraderos, siendo necesario que los inversores se vean recompensados con unos mayores rendimientos esperados en momentos de recesión, de acuerdo con lo expuesto por Yogo (2006).

En lo relativo al apartado financiero, Yogo (2006) concluye que, cuando la utilidad no es separable, la asignación de carteras óptimas se puede realizar mediante un modelo lineal en el que los factores son el consumo en bienes duraderos y en consumo no duraderos. La prima de riesgo que observa para el consumo de bienes duraderos es positiva siempre que la elasticidad de sustitución entre el consumo en bienes duraderos y no duraderos sea mayor que el EIS. Observa que las empresas pequeñas y las empresas valor tienen unas betas mayores de consumo en bienes duraderos que las empresas grandes, haciendo que los rendimientos de las empresas pequeñas y valor sean procíclicos, explicando su elevado rendimiento. Por otro lado, la covarianza entre el rendimiento de los activos y el incremento del consumo en bienes duraderos es mayor en momentos en los que el ciclo empresarial se encuentra en descenso respecto al momento en que se encuentra en un pico, concluyendo que la prima de riesgo es contracíclica por

la cantidad de riesgo, medido como la covarianza condicional entre los rendimientos con el incremento de consumo en bienes duraderos.

Da (2009) relaciona la prima de riesgo de los activos a dos características de las empresas, la covarianza con el flujo de caja y la duración de éste. La primera ventaja de esta metodología es que en el corto plazo el precio de los activos se desvía temporalmente de su valor justo debido a equivocaciones en la valoración y a eventos de liquidez. Además, en los modelos de valoración de activos, los rendimientos de los activos se determinan por las expectativas sobre los flujos de caja futuros, haciendo que esta magnitud sea importante en la determinación de la prima de riesgo.

En su estudio, Da (2009) analiza dos características de los flujos de caja al mismo tiempo, descubriendo las interacciones existentes entre estas características y como afectan dichas características a la valoración de activos. La primera característica de los flujos de caja es la correlación existente con el consumo, es decir, la covarianza del flujo de caja, utilizando los antecedentes de Bansal *et al.* (2005a), quienes encuentran que los flujos de caja pueden explicar un alto porcentaje de la variación de los precios de los activos. La segunda característica que analiza en el artículo acerca de los flujos de caja es el patrón temporal de los mismos, es decir, el momento en el que los activos pagan un mayor flujo de caja libre, denominando a dicho fenómeno la duración del flujo de caja libre. Lettau y Wachter (2011) así como Dechow, Sloan y Soliman (2004) relacionan el riesgo de la duración de los activos para su propio rendimiento. En lo relativo a la duración de los activos, Jagannathan y Viswanathan (1988) y Connor y Korajczyk (1989) demuestran que replicar el flujo de caja de los activos necesita de la existencia de un bono para lograrlo en un mundo dinámico, por lo que los factores de los bonos contribuyen a corregir el precio de los activos. Cornell (1999, 2000) señala la importancia de la duración de los activos en la determinación del coste de capital de las empresas.

Da (2009) utiliza un modelo lineal multifactorial para explicar la variación de los rendimientos de los activos de un mercado, la covarianza como primer factor de exposición al riesgo, y la covarianza multiplicada por la duración como segundo factor de exposición al riesgo. De esta manera, sus resultados proporcionan una mayor convicción empírica para el modelo de riesgo a largo plazo de Bansal y Yaron (2004), expuestas anteriormente en el presente documento. De las dos variables, la variable con una mayor capacidad explicativa es la covarianza de los flujos de caja, mientras que la

duración del flujo de caja tiene una capacidad explicativa adicional algo menor, pero muy útil para reportar grandes resultados conjuntos. De esta manera, este artículo demuestra que las características de los flujos de caja son importantes para explicar la variación del precio de los activos de un mercado, añadiendo en la literatura una nueva manera de estimar el riesgo financiero de los activos, pudiendo ser utilizado para la estimación del coste de capital cuando no existe información sobre el precio o el rendimiento de las acciones de un activo.

Boguth y Kuehn (2013) demuestran que la variación en la incertidumbre macroeconómica afecta a la valoración de activos, encontrando una volatilidad del consumo con una prima de riesgo negativa, implicando que los activos con mucha volatilidad en los flujos de caja, en los momentos en los que existe una mayor incertidumbre, requiere unos mayores rendimientos esperados. Dichos autores explican que la volatilidad del consumo ha sido determinada como una variable importante en la valoración de activos, pero no ha recibido demasiada atención en la literatura de valoración de activos, desde el punto de vista de que los artículos que la han utilizado, en su mayoría, utilizan el primer momento del incremento del consumo (Lettau y Ludvigson, 2001; Parker y Julliard, 2005). El trabajo de Boguth y Kuehn (2013) demuestra que la exposición a la volatilidad del consumo variable en el tiempo conlleva una prima de riesgo que puede explicar un gran porcentaje de las diferencias en corte transversal del precio de los activos, de tal forma que los activos con una mayor volatilidad de los dividendos en momentos de mayor incertidumbre requieren una rentabilidad esperada mayor para que los inversores decidan mantener la inversión en estos tipos de activos. El agente sigue las preferencias de Epstein y Zin (1989) y suponen que tanto el primer como el segundo momento siguen una cadena de Markov con estados no observables. Estas preferencias implican que la estimación del inversor representativo sobre el primer y el segundo momento condicional del incremento del consumo están valorados en el precio de los activos, implicando que cuando la elasticidad de la sustitución intertemporal es mayor que la inversa del coeficiente de aversión al riesgo, el agente prefiere que la incertidumbre se resuelva lo antes posible, según apuntan en el artículo Boguth y Kuehn (2013). Como consecuencia, exponen que el agente demanda una prima de riesgo negativa para el riesgo de ocurrencia de shocks sobre la volatilidad del incremento del consumo, lo que implica que unos rendimientos esperados altos de los activos financieros

están asociados a que los rendimientos quedan poco expuestos y a una alta volatilidad de los flujos de caja libre con respecto a la volatilidad del consumo.

Boguth y Kuehn (2013) demuestran que no existen evidencias para pensar que el incremento del consumo medio esté descontado dentro de los precios de los activos. La volatilidad del incremento del consumo sí está descontada por los precios de los activos, de forma que el precio del riesgo a la volatilidad, tal y como se ha comentado, es negativo, siendo un resultado consistente con las preferencias de resolución temprana de la incertidumbre. Estos resultados apoyan la tesis del riesgo a largo plazo del modelo de Bansal y Yaron (2004). Además estudian la relación entre la prima de riesgo y los rendimientos futuros de las empresas en base a los estudios previos de Ang, Liu y Schwarz (2010). Para obtener una prima de riesgo variante en el tiempo utilizan regresiones de ventanas variables de los rendimientos de los activos individuales sobre el incremento del consumo y sobre las innovaciones en las estimaciones de los agentes acerca de la media y la volatilidad del crecimiento del consumo. Los resultados obtenidos para los activos individuales confirman la existencia de una prima de riesgo negativa para la volatilidad del consumo.

Además, encuentran que la sensibilidad de la volatilidad del incremento de los dividendos a la volatilidad del incremento del consumo disminuye en las betas de la volatilidad del consumo. Ello implica que los precios con un flujo de caja volátil en momentos en los que existe mucha incertidumbre necesitan otorgar una mayor rentabilidad esperada (Boguth y Kuehn, 2013). Los autores destacan que estos hallazgos son consistentes con la prima de riesgo negativa de la volatilidad del riesgo, que al mismo tiempo implica que los cambios en la volatilidad de los dividendos están inversamente relacionados con los rendimientos, lo que explica la correlación negativa con la volatilidad del flujo de caja y la exposición a los rendimientos.

Como se puede observar, la literatura de valoración de activos es muy extensa, y se han desarrollado muchas teorías diferentes y válidas, siempre con el objetivo de mejorar la aplicabilidad de los modelos de valoración de activos. No obstante, las investigaciones sobre el área siguen proliferando en el tiempo, ya que, aún y con las mejoras observadas, la aplicabilidad de los modelos que hacen uso del consumo no llega a igualar la performance de los mejores modelos que hacen uso de factores de mercado.

A lo largo del Capítulo V se muestran los resultados del modelo propuesto (DCAPM-SVA), el cual entra dentro de la dinámica de modelos basados en el consumo.

2.6. Aversión a la ambigüedad. Investigaciones previas.

El modelo DCAPM-SVA, tal y como se expondrá en el próximo capítulo es un modelo de valoración de activos que cuenta con cuatro factores de exposición al riesgo, cuyos valores aproximados coinciden con la rentabilidad de la cartera de mercado, el incremento del consumo, la volatilidad del consumo y la ambigüedad. A lo largo del próximo capítulo y del Capítulo IV en el que se expondrán los datos utilizados se recoge la técnica utilizada para estimar la ambigüedad con datos empíricos sin necesidad de construir ningún tipo de índice. No obstante, para terminar el presente capítulo introductorio se muestran a continuación algunas investigaciones previas en el área de la relación entre la ambigüedad y la valoración de activos.

La literatura sobre la aversión a la ambigüedad comienza con el artículo de Knight (1921), mientras que Ellsberg (1961) es el que reporta las evidencias empíricas. Estos artículos exponen que los inversores se enfrentan a tipos diferentes de incertidumbre, diferenciando entre incertidumbre sobre los modelos e incertidumbre sobre los resultados dentro de un modelo. De esta forma, dentro de un modelo, los resultados pueden definirse conforme a una distribución de probabilidad, pero los inversores no se comportan como si tuviesen una distribución de probabilidad subjetiva entre diferentes modelos, por lo que no puede ser estudiado con análisis Bayesianos. En su lugar, autores como Gilboa y Schmeidler (2004) o Klibanoff, Marinacci y Mukerji (2005) describen que los inversores, al ser conservadores, se comportan como tal con respecto a la ambigüedad, poniéndose siempre en el peor casos de los modelos que tienen en cuenta.

Hansen y Sargent (2011) proponen un modelo en el que el inversor representativo tiene presente un modelo de referencia del funcionamiento de la economía. A pesar de que dicho inversor intenta maximizar su utilidad, toma las decisiones de inversión teniendo en cuenta el peor de los escenarios que considera razonable. Sería lo mismo que fijar un modelo de selección de inversiones de la mejor manera posible para posteriormente seleccionar el peor estado de la naturaleza (Campbell, 2018). Para modelizarlo utilizan la entropía relativa de tal forma que miden la desviación de un modelo en relación con la referencia. En un modelo de dos períodos la configuración se muestra en la Ecuación (2.78).

$$\sum_{s=1}^S \widehat{\pi}_s \log \left(\frac{\widehat{\pi}_s}{\pi_s} \right) = \widehat{E} \left[\log \left(\frac{\widehat{\pi}}{\pi} \right) \right] = E \left[\left(\frac{\widehat{\pi}}{\pi} \right) \log \left(\frac{\widehat{\pi}}{\pi} \right) \right] \quad (2.78)$$

Donde π_s representa a las probabilidades de los estados del modelo y $\widehat{\pi}_s$ son las probabilidades del modelo alternativo. La Ecuación (2.78) siempre es positiva e incrementa con la variabilidad de la probabilidad de que existan desviaciones entre los dos modelos. Hansen y Sargent (2011) imponen una penalización a la selección del peor de los modelos, que incrementa con respecto a la entropía relativa haciendo que el modelo proporcione la peor situación seleccionado esté cerca del modelo principal.

Dada la penalización por entropía al denominado por Campbell (2018) como el agente malévolo, la solución del problema anterior se resuelve con una pequeña inversión en el activo libre de riesgo como si el inversor fuese un poco más averso al riesgo. En la literatura podemos encontrar un caso más estricto en el que, dada la aversión por ambigüedad del agente representativo, su participación en inversiones con riesgo es nula (Epstein y Wang, 2004; Gilboa y Schmeidler, 2004).

Para aplicar la ambigüedad a un modelo de valoración de activos basado en el consumo, Hansen y Sargent (2011) asumen que el inversor representativo evalúa el consumo conforme al proceso subyacente que lo determina, utilizando una utilidad logarítmica referenciada al peor escenario que puede encontrarse aplicando una penalización por la entropía de los shocks de las variables. Los resultados obtenidos por Hansen y Sargent (2011) implican que el modelo que tiene en cuenta el peor caso posible al que se enfrenta un inversor es más pesimista cuando la volatilidad del consumo es más grande, existiendo una mayor incertidumbre del consumo futuro, además de cuando la corrección de la penalización por entropía es menor.

En este caso, la aversión a la ambigüedad altera la visión del inversor representativo sobre el incremento del consumo, pero no altera la suposición de la correlación de la serie de datos del incremento del consumo (Campbell, 2018). Bidder y Dew-Becker (2016) exponen un modelo alternativo en el que el inversor representativo sigue unas preferencias recursivas del estilo de Epstein y Zin (1989), suponiendo que la serie del incremento del consumo es impredecible, modificando el modelo de Bansal y Yaron (2004). La literatura de ambigüedad, tal y como expone Campbell (2018), difumina las distinciones entre decisiones racionales e irracionales, ya que un pesimismo por un agente conservador puede ser tratado como una predicción del comportamiento del

inversor, aunque muchos autores sugieren que es una respuesta natural a momentos de grandes incertidumbres.

En cualquier caso, en la literatura de valoración de activos también encontramos otros artículos que intentan poner en práctica la teoría de la incertidumbre buscando aproximaciones que permitan estimar la capacidad explicativa de un modelo con ambigüedad de manera más sencilla. Jurado, Ludvigson y Ng (2015) aportan una estimación econométrica de la incertidumbre variable en el tiempo, basándose en la dificultad empírica de la evaluación de los efectos de la incertidumbre teniendo en cuenta que no existe una medida observable ante dicho hecho. De esta manera, en las pruebas empíricas realizadas hasta este momento se habían utilizado ciertas métricas que ofrecían una aproximación a la incertidumbre, como la volatilidad del rendimiento de las acciones. La ventaja de estas medidas es que son directamente observables para llevar a cabo las investigaciones, mientras que el mayor inconveniente radica en que la bondad de la aproximación depende del nivel de correlación existente entre el dato y el proceso estocástico que define la incertidumbre.

Jurado *et al.* (2015) intentan explorar una nueva forma de medir la incertidumbre, relacionándola con la actividad macroeconómica, planteándose como objetivo crear una medida libre de estructuras teóricas de modelos, así como libre de dependencias de otras medidas observables. Su estudio se basa en la premisa de que lo importante en lo concerniente a las decisiones de inversión es si la economía es más o menos predecible, más que la propia variabilidad de ésta. En lo referente a su modelo, cabe destacar que los autores distinguen entre la serie de datos de incertidumbre y la volatilidad condicionada. Con respecto a sus resultados, hay que indicar que encuentran una variación de las estimaciones de incertidumbre en comparación con las variables que se han utilizado como aproximación, de tal forma que muestran una persistencia mayor de la incertidumbre que en la volatilidad de los mercados. En concreto, encuentran unos episodios de incertidumbre más profundos de lo que tendría lugar con las diferentes aproximaciones utilizadas hasta el momento, pero al mismo tiempo son episodios menos frecuentes.

Por otro lado, Baker, Bloom y Davis (2016) desarrollan un índice de incertidumbre económica basado en la frecuencia de cobertura periodística, utilizando diferentes tipos de evidencias como la cantidad de personas que leen los artículos. El nombre de su índice de incertidumbre macroeconómica es EPU (*Economic Policy*

Uncertainty), y tiene serie de datos desde el año 1985. Mediante el uso de dicha metodología construyen el índice EPU para otros 11 países, aparte de EE. UU., en concreto para las economías dentro del G10, de tal forma que son de gran utilidad para aquellos países que no disponen de medidas alternativas respecto a la incertidumbre político-económica. En lo referente a sus resultados, demuestran la relación entre el índice EPU y otras medidas de incertidumbre económica, además de sobre incertidumbre política, encontrando movimientos similares independientemente del sector político afín a los periódicos, lo que implica que su índice no se encuentra distorsionado por movimientos políticos.

Koh (2017) utiliza los shocks de incertidumbre para explicar los rendimientos de los activos de un mercado, dando respuesta al puzle de la prima de riesgo propuesto por el modelo de valoración de activos basado en el consumo. De esta manera demuestra que los shocks de incertidumbre son conductores de valor de la prima de riesgo, observando diferencias en el impacto dependiendo de las opciones de crecimiento que mantenga el inversor representativo, de manera que aquellas empresas pequeñas, que tienen más opciones de crecimiento, tienen una mejor aplicabilidad que las opciones valor cuando la incertidumbre es mayor. Con el objetivo de medir la incertidumbre utiliza el índice VIX, el índice EPU mencionado anteriormente y el índice de incertidumbre macroeconómica de Jurado *et al.* (2015). Todos los índices demuestran que los rendimientos de las empresas pequeñas tienen mayores primas de riesgo en concepto de incertidumbre que en las empresas valor. Además, este modelo aporta una predicción cuantitativa de la manera que la incertidumbre afecta a la inversión de las empresas, teniendo en cuenta que la literatura demuestra que la incertidumbre tiene mucho impacto en la inversión empresarial (Bernanke, 1983; Bloom, 2009; Kahle y Stulz, 2013; Leahy y Whited, 1995). Al introducir los shocks de incertidumbre en un modelo de valoración de activos basado en la inversión, su modelo puede reproducir, tanto las primas de riesgo como los problemas del modelo CAPM. El modelo de Koh (2017) genera una estructura multifactorial en los rendimientos de los activos y reduce la elevada correlación entre las betas del modelo CAPM y las primas de riesgo que se observan en modelos previos en la literatura de valoración de activos.

Nuestra investigación se basa en la investigación de Borup y Schütte (2021), en el que documentan dos implicaciones importantes para la literatura de valoración de activos sobre los datos utilizados para los modelos basados en el consumo para el mercado

estadounidense. Para entender sus implicaciones es necesario explicar previamente la diferencia entre la previsión del consumo y el consumo revisado, lo cual se detalla de una manera pormenorizada más adelante en la presente Tesis Doctoral. No obstante, cabe indicar que las agencias estadísticas hacen una diferenciación entre el consumo previsto para un período y las subsiguientes correcciones que realizan sobre dicha estimación. Borup y Schütte (2021) demuestran que los modelos de valoración de activos basados en el consumo obtienen mejores resultados cuando se utiliza como serie de datos el consumo previsto, debido a que las revisiones suavizan los efectos de la fluctuación del consumo a corto plazo. Además, la diferencia entre la primera revisión del consumo y el consumo previsto les permite estimar la denominada ambigüedad de manera sencilla, para proponer un modelo C-CAPM revisado. Hay que indicar que definen la ambigüedad como la situación en la que el agente representativo no tiene certeza acerca de la distribución de los beneficios que le va a reportar la inversión. El modelo propuesto, que cuenta con dos factores explicativos, el incremento de consumo y la ambigüedad, consigue mejorar la aplicabilidad del modelo de valoración de activos basados en el consumo.

A lo largo del presente capítulo se ha expuesto diferentes puntos de vista de los modelos de valoración de activos basados en el consumo. A modo de recapitulación, se han recogido las diferentes dificultades que el presenta el modelo C-CAPM para valorar activos en dos sentidos, la capacidad explicativa y los tres puzles que surgen en la teoría de éste. Se ha presentado la evolución de algunos de los modelos presentes en la literatura de valoración de activos, observando una evolución lógica en los diferentes problemas del modelo C-CAPM. Es conveniente señalar que si bien es cierto que las características de los modelos de valoración de activos han mejorado mucho, aún cabe un estudio más profundo, así como complementaciones con mejoras ante estos modelos. Previamente se ha mostrado la construcción del modelo general de valoración de activos.

Capítulo III. Metodología: El modelo DCAPM-SVA

A lo largo del Capítulo II se ha mostrado, a través de diferentes modelos, la evolución de las cuestiones relativas a la disciplina de valoración de activos. Se ha desarrollado su evolución a través de las funciones de utilidad, así como con otras aproximaciones, en un intento de mejorar el comportamiento del modelo de valoración de activos basado en el consumo. En el presente capítulo se expone la evolución concreta hacia el modelo propuesto, denominado como DCAPM-SVA. En concreto, este desarrollo tiene dos objetivos definidos. En primer lugar, se muestran las herramientas utilizadas para la estimación de los parámetros, dando uso a la metodología de estimación denominada GMM (de sus siglas en inglés, *Generalized Method of Moments*), o método de los momentos generalizados. En concreto, se analiza las rentabilidades esperadas, es decir, utilizamos la metodología de corte transversal, la cual será explicada en el presente capítulo. Por último, el segundo objetivo del presente capítulo es el desarrollo del modelo DCAPM-SVA.

El modelo propuesto en la presente Tesis Doctoral es una combinación de dos modelos encontrados en la literatura de valoración de activos. En primer lugar, éste se basa en el modelo de Bansal *et al.* (2014), el cual propone un modelo basado en el consumo con tres factores de exposición al riesgo, entre los que se incluye la volatilidad macroeconómica. Por otro lado, el modelo propuesto también se basa en el modelo de Borup y Schütte (2021), el cual, como ya se ha comentado anteriormente, se trata de una revisión del modelo C-CAPM clásico en el que utiliza un tipo determinado de consumo e introduce la medida de la ambigüedad.

En la última parte del presente capítulo presentamos ambos modelos y la aproximación propuesta para formar el denominado DCAPM-SVA, con el objetivo de mostrar los resultados obtenidos en los próximos capítulos.

3.1. Estimación a través de GMM

La metodología de estimación de GMM tiene como objetivo estimar los parámetros deseados haciendo que la media de estos sea lo más cercana a los valores reales, de tal manera que sea posible realizar una evaluación de la bondad del modelo examinando la cercanía de los precios y de los factores de descuento estocásticos entre sí. De esta manera, requiere analizar los errores de valoración en los que incurren los modelos (Cochrane, 2005).

Antes de particularizar sobre cualquiera de los modelos de valoración de activos, para realizar las estimaciones a través de GMM se deben definir todos los parámetros que intervienen en beneficio de la claridad expositiva. Para poder aplicar la metodología GMM, en primer lugar, debemos expresar el modelo que deseamos estimar en base a la media de una función que contenga los datos y los parámetros a estimar, para posteriormente igualar dicha media a 0. Ello queda recogido en la Ecuación (3.1).

$$E[f(x_t, b)] = 0 \quad (3.1)$$

Donde todos los elementos mostrados en la Ecuación (3.1) tienen forma de vector, de forma que f hace referencia a un vector de n momentos muestrales, x_t un vector con n serie de datos y b un vector de n parámetros. De esta manera, en lo referente a GMM el vector de momentos que satisfacen la Ecuación (3.1) para realizar la estimación reciben el nombre de $g(b)$.

No obstante, en el momento de realizar una estimación, no se suele contar con todos los datos de los que se va a realizar la estimación, es decir, no se suele contar con datos poblacionales, sino que se trabaja con datos muestrales. De esta manera, se definen las estimaciones con respecto a la media muestral en lugar de con la media poblacional necesaria para estimar GMM. Los momentos muestrales quedan representados en la Ecuación (3.2).

$$g_t(\hat{b}) = E_t[f(x_t, \hat{b})] = 0 \quad (3.2)$$

Donde \hat{b} se refiere a los parámetros para estimar con datos muestrales en lugar de poblacionales. De esta forma, se busca determinar los parámetros \hat{b} para obtener una combinación lineal de los parámetros que se pueda resolver al igualar a cero (Cochrane, 2005). Ello se representa conforme a la Ecuación (3.3).

$$a_t g_t(\hat{b}) = 0 \quad (3.3)$$

Donde a_t es una matriz que se elige para formar la combinación lineal de los momentos muestrales para posteriormente igualarlos a cero. Esta matriz hace interesante la aplicación de la metodología de estimación GMM debido a que es una matriz de selección libre, es decir, no se encuentra prefijada, pudiendo seleccionarla para las pruebas particulares deseadas por el investigador. De esta manera, para datos muestrales podemos definir $g_t(b)$ conforme a la Ecuación (3.4).

$$g_t(b) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T f(x_t, b) \quad (3.4)$$

Para poder estimar los parámetros es necesario que estos tengan una solución para el sistema de ecuaciones propuesto asimismo se debe analizar la bondad de la estimación, para lo cual nos apoyamos en los errores estándar y en los estadísticos t. En concreto, si se han estimado los parámetros en base a la Ecuación (3.3), se necesita conocer cuál es la distribución de dichos parámetros, así como la distribución de los momentos para poder determinar las diferencias existentes para que, si se dispusiera de los datos poblacionales, dichos momentos seguirían siendo cero. Si existe una solución a la combinación lineal propuesta y los datos utilizados son estacionarios, los parámetros estimados son consistentes y asintóticamente normales, conforme al teorema de Hansen (1982) (Cochrane, 2005). La distribución de los parámetros se representa tal y como se observa en la Ecuación (3.5).

$$\sqrt{T}(\hat{b} - b) \rightarrow \mathcal{N}[0, (ad)^{-1} aSa'(ad)^{-1}] \quad (3.5)$$

Donde el último término de la ecuación representa la varianza de los parámetros estimados \hat{b} , o, dicho de otra manera, la fórmula de los errores estándar. En lo referente al resto de parámetros, d y a se expresan en la Ecuación (3.6).

$$d = E \left[\frac{\partial f}{\partial b'}(x_t, b) \right] = \frac{\partial g_t(b)}{\partial b'} \quad (3.6)$$

$$a = \text{plim } a_t$$

Donde plim es un operador que determina el límite de la probabilidad. En la Ecuación (3.7) expresamos la forma funcional de la matriz de varianzas y covarianzas de las medias muestrales, también conocida como matriz de densidad espectral.

$$S = \sum_{j=-\infty}^{\infty} E[f(x_t, b), f(x_{t-j}, b)'] \quad (3.7)$$

El primer teorema, presentado anteriormente, determina los errores estándar de las estimaciones realizadas a través de GMM. El segundo teorema evidencia la distribución de los momentos muestrales quedando representado conforme con la Ecuación (3.8).

$$\sqrt{T} g_T(\hat{b}) \rightarrow \mathcal{N}[0, (I - d(ad)^{-1}a)S(I - d(ad)^{-1}a)] \quad (3.8)$$

Donde I es la matriz de identidad, es decir, una matriz cuya diagonal principal toma valores de uno, mientras que el resto de los valores son 0. El término $I - d(ad)^{-1}a$ tiene en cuenta que en todas las muestras algunas combinaciones lineales de g_T se fijan con un valor de cero para poder estimar los parámetros (Cochrane, 2005). De esta forma, la Ecuación (3.8) nos permite hacer una comparación acerca de la dimensión de los momentos. En otras palabras, dicha ecuación reporta los denominados estadísticos t .

Con el objetivo de tomar decisiones acerca de la bondad de las estimaciones se utiliza la distribución Chi-cuadrado para realizar un contraste de hipótesis, tal y como se muestra en la Ecuación (3.9).

$$T g_T(\hat{b})' [(I - d(ad)^{-1}a)S(I - d(ad)^{-1}a)]^{-1} g_T(\hat{b}) \sim \chi^2 \quad (3.9)$$

Una vez determinado el proceso que se debe utilizar para aplicar la metodología de GMM, se observa que existe un parámetro de libertad, la selección de la matriz a . Previamente, se ha mencionado dicha libertad como una ventaja, dado que esta matriz permite estimar los parámetros con las características que más convengan en cada caso. No obstante, esa libertad de actuación también implica que existe una forma eficiente de usar la metodología de estimación denominada como GMM. En concreto, para la selección de esta matriz se debe tener en cuenta dos aspectos. En primer lugar, los motivos económicos que existen para seleccionar la matriz, haciendo que las estimaciones de los parámetros sean consecuentes con dichos motivos (Cochrane, 2005), y en segundo lugar, que las estimaciones sean estadísticamente eficientes. Hansen (1982) demuestra que existe una matriz que permite realizar las estimaciones óptimas desde un punto de vista estadístico, y dicha matriz puede representarse de acuerdo a la Ecuación (3.10).

$$a = d'S^{-1} \quad (3.10)$$

De esta manera, la varianza de los parámetros se hace mínima. Además, la selección de esta matriz permite que las fórmulas de las varianzas de los parámetros y las varianzas de los momentos se simplifican. La Ecuación (3.5) se simplifica en una estimación eficiente en la ecuación (3.11).

$$\sqrt{T}(\hat{b} - b) \rightarrow \mathcal{N}[0, (d'S^{-1}d)^{-1}] \quad (3.11)$$

De igual manera, con los pesos óptimos adoptados por la matriz a en la Ecuación (3.10) para realizar una estimación eficiente, la varianza de los momentos se reduce a la Expresión (3.12)

$$cov(g_T) = \frac{1}{T} (S - d(d'S^{-1}d)^{-1}d') \quad (3.12)$$

Los resultados obtenidos por las Ecuaciones (3.11) y (3.12) pueden utilizar el test expuesto en la Ecuación (3.8), pero Hansen (1982) demuestra que el test queda reducido al denominado J -test cuando utilizamos la matriz definida en la Ecuación (3.10), conforme a la Expresión (3.13).

$$Tg_T(\hat{b})'S^{-1}g_T(\hat{b}) \rightarrow \chi^2(\text{momentos} - \text{parámetros}) = TJ_t \rightarrow \chi^2 \quad (3.13)$$

De esta forma, se divide la metodología de aplicación de GMM en dos fases, de tal manera que en la primera fase se utiliza cualquier matriz a para estimar los parámetros, obteniendo unos parámetros consistentes, pero no eficientes estadísticamente hablando, aunque permite obtener los datos necesarios para construir la matriz de varianzas y covarianzas S . En la segunda fase de la estimación se emplea la matriz a para hacer que los parámetros estimados sean eficientes. La filosofía aplicada en estas fases de estimación es similar a utilizar mínimos cuadrados ordinarios para estimar los primeros coeficientes y posteriormente utilizar dichos resultados en la metodología de mínimos cuadrados generalizados para convertir dichas estimaciones en eficientes (Cochrane, 2005).

No obstante, existe una segunda alternativa en la que es posible utilizar la estimación de GMM para determinar la matriz a que debemos utilizar para la estimación de los parámetros. De esta manera se determinan unos parámetros que minimicen una suma ponderada de los momentos utilizados (Cochrane, 2005). En base a lo anterior, podemos utilizar la Expresión (3.13).

$$\hat{b} = \min_{[b]} g_T(b)'W g_T(b) \quad (3.14)$$

Donde W es una matriz en la cual se posicionan los pesos con el objetivo de dar más importancia a diferentes momentos. En el caso en el que el modelo no sea lineal, la Expresión (3.14) es una ventaja, ya que la minimización con diferentes programas estadísticos se soluciona de manera sencilla. En cualquier caso, la solución del problema de minimización de la Ecuación (3.14) se representa en la Ecuación (3.15).

$$\left[\frac{\partial g_T(b)}{\partial b'} W \right] g_T(\hat{b}) = 0 \quad (3.15)$$

La derivada equivale al vector d , mientras que la expresión dentro del corchete evidencia la matriz a_T que debemos utilizar, teniendo en cuenta que, a priori, la elección de la matriz W también es libre. De esta forma, se formaría una matriz de pesos en los que se utiliza únicamente los dos primeros momentos, o utilizar una matriz de varianzas y covarianzas, entre otras opciones (Cochrane, 2005). De igual manera, existe una matriz de pesos que hace que las estimaciones sean eficientes, la cual queda representada en la Ecuación (3.16).

$$W = S^{-1} \quad (3.16)$$

Utilizando esta matriz de pesos se realiza el test de la Chi-cuadrado para estimaciones eficientes dentro del contexto de GMM, y que se representa en la Ecuación (3.17).

$$J_T = \min_{[b]} g_T(b)' S^{-1} g_T(b) \rightarrow \chi^2(\text{momentos} - \text{parámetros}) \quad (3.17)$$

Esta metodología es eficiente dado que internamente la metodología de estimación intenta prestar más atención a los momentos que están mejor medidos, teniendo en cuenta que, la métrica utilizada para diagnosticar la bondad de la medición es su volatilidad.

Newey y West (1987) desarrollan una prueba de diferencias de Chi-cuadrados para comparar modelos. De esta manera si un modelo puede definirse como un caso especial o, en su defecto, un caso con mayores restricciones que el otro modelo con el que se lleva a cabo la comparación, puede utilizarse dicha prueba. Asimismo, este test mide la diferencia entre los estadísticos, ya que, suponiendo que los dos modelos utilizan la misma matriz S , los test del modelo más restringido van a tender a subir. No obstante, si el modelo no restringido se verifica en la realidad, la prueba resultante no debería de subir en demasía. Esta prueba queda expuesta en la Ecuación (3.18).

$$TJ_t(\text{restringido}) - TJ_t(\text{no restringido}) \rightarrow \chi^2(\text{núm. restricciones}) \quad (3.18)$$

La prueba representada en la Ecuación (3.18) recibe el nombre de “*D-test*”.

Una vez expuesto el funcionamiento de la metodología de estimación a través de GMM, hay que señalar que en las pruebas empíricas que se presentan en la presente Tesis

Doctoral se utilizan regresiones lineales. A continuación, se expone la particularización de GMM para estimar según mínimos cuadrados ordinarios (en adelante OLS). El hecho de estimar OLS con la metodología de GMM tiene múltiples ventajas, entre ellas, soluciona problemas como la autocorrelación de la serie de datos, o la heterocedasticidad condicional (Cochrane, 2005).

Corregir los errores estándar de OLS no es lo mismo que estimar los parámetros mediante la metodología de mínimos cuadrados generalizados (en adelante GLS). Incluso cuando los errores no obedecen a las suposiciones de la estimación a través de OLS, la metodología es consistente, y con mucha frecuencia sus estimaciones son más robustas que las de GLS, pero los errores estándar deben ajustarse.

La metodología de OLS estima la pendiente de una recta de regresión, es decir, los parámetros β que hacen mínima la varianza de los residuos. De esta manera, el problema de minimización general de OLS queda expuesto en la Ecuación (3.19).

$$\min_{[\beta]} E_T[(y_t - \beta'x_t)^2] \quad (3.19)$$

Donde x_t es un vector en el que se encuentran las variables explicativas de una regresión, mientras que y_t es la variable explicada o variable dependiente de la recta de regresión. De esta forma, en la Ecuación (3.20) se trata de estimar el parámetro β igualando a cero la condición de primer orden haciendo que los residuos sean ortogonales a la variable independiente.

$$g_t(\hat{\beta}) = E_T[x_t(y_t - x'\hat{\beta})] = 0 \quad (3.20)$$

La condición expuesta en la Ecuación (3.20) cumple que el número de momentos iguala al número de parámetros, de forma que se igualan los momentos de la muestra a cero, sin utilizar una matriz de pesos, es decir, la matriz a es la matriz de identidad. De esta manera, podemos estimar el parámetro $\hat{\beta}$ conforme a la Ecuación (3.21).

$$\hat{\beta} = [E_T(x_t x_t')]^{-1} E_T(x_t y_t) \quad (3.21)$$

En la Ecuación (3.22) se definen el resto de los parámetros necesarios para poner en funcionamiento el modelo GMM, en concreto, se define la matriz d , que es la derivada de la Función (3.20) con respecto al parámetro $\hat{\beta}$, así como la función necesaria para desarrollar GMM tal y como se expresaba en la ecuación (3.1).

$$d = -E(x_t x'_t) \quad (3.22)$$

$$f(x_t, \beta) = x_t(y_t - x'_t \beta) = x_t \xi_t$$

De esta manera, los errores estándar de la estimación se representan conforme a la Ecuación (3.23).

$$\sigma^2(\hat{\beta}) = \frac{1}{T} E(x_t x'_t)^{-1} \left[\sum_{j=-\infty}^{\infty} E(\xi_t x_t x'_{t-j} \xi_{t-j}) \right] E(x_t x'_t)^{-1} \quad (3.23)$$

La ecuación anterior recoge los tres elementos necesarios para estimar los errores estándar, de tal forma que el primer elemento se corresponde con d^{-1} , el segundo término dentro de los corchetes representa la matriz S y el tercer término es d^{-1} . No obstante, la Ecuación (3.23) puede reducirse en caso de que encontremos diferentes situaciones con respecto a los datos. En caso de que los errores no estén correlacionados en el tiempo y los errores sean homocedásticos, la Ecuación (3.23) se convierte en la Ecuación (3.24).

$$\sigma^2(\hat{\beta}) = \frac{1}{T} \sigma_{\xi}^2 E(x_t x'_t)^{-1} \quad (3.24)$$

Ello implica que, la fórmula de GMM expuesta en la Ecuación (3.23) corrige los errores estándar de OLS para los casos en los que los errores sean ocasionalmente heterocedásticos, en base a los denominados errores de White (1980), y también corrige, en base a Hansen y Hodrick (1980), por la correlación de los errores a lo largo del tiempo. Ello explica por qué en las pruebas empíricas estimamos las regresiones a través de GMM para la obtención de los parámetros, corrigiendo por la correlación de los errores, así como por heterocedasticidad.

En la literatura de valoración de activos se pueden encontrar algunas matrices W previamente fijadas, en lugar de utilizar la inversa de la matriz de densidad espectral, por ejemplo, para realizar una estimación (Cochrane, 2005). Este tipo de matrices permite seleccionar los momentos o la combinación de momentos que van a minimizarse en base a la Ecuación (3.14). De esta forma, un mayor valor en la matriz de pesos provoca que en el proceso de estimación se preste especial atención a estimar de la mejor manera posible dicho parámetro. Algunos de los motivos que pueden originar la necesidad de usar este tipo de matrices son:

- Cuando los errores de OLS están autocorrelacionados o son heterocedásticos, en econometría se tiende a mejorar la estimación de OLS haciendo las correcciones pertinentes a través de GLS. GMM permite hacer exactamente lo mismo. La estimación de las matrices de pesos de la primera etapa puede renunciar a cierto grado de eficiencia, pero siguen siendo consistentes y pueden ser más robustas de cara a los problemas económicos y estadísticos. Lo ideal es que los estadísticos de las estimaciones de la segunda etapa de estimación por GMM sean más ajustados, pero no difieran mucho. En el caso de que la afirmación anterior no se verificase en la realidad, se debería estudiar el motivo por el que los estadísticos son diferentes, ya que es probable que la matriz de peso sobrepondere momentos o combinaciones lineales de momentos que no son importantes para la primera fase de la estimación (Cochrane, 2005).
- La matriz de densidad espectral se acerca a ser una matriz singular debido a que los rendimientos de los activos están muy correlacionados entre sí, además de porque, en ocasiones, se utilizan demasiados activos para la cantidad de puntos de datos de los que se disponen al realizar las estimaciones. Por ese motivo, la segunda fase de estimación de GMM intenta minimizar las diferencias de los momentos para obtener parámetros ortogonales con la menor varianza (Cochrane, 2005). De este modo, GMM llega a dar importancia a aspectos de los datos que pueden suponer una mala estimación de los mismos, lo que implica una aportación menor desde un punto de vista económico. La estimación por GMM, de manera eficiente, se centra en la medición de los parámetros y, teniendo en cuenta que en las pruebas de valoración de activos los errores no están demasiado correlacionados, el procedimiento de estimación se centra en carteras con una varianza sobre la rentabilidad reducida. De esta manera, a veces puede resultar interesante construir una matriz de ponderaciones concreta para diagnosticar la bondad real del modelo utilizado (Cochrane, 2005).
- En otras ocasiones podemos forzar la estimación de GMM para prestar atención a momentos que tengan una alta relevancia económica. Por ejemplo, las carteras de valores están formadas por ciertos eventos económicos de relevancia, como el efecto tamaño, o el ratio BE/ME. De este modo, a través del uso de diferentes matrices de ponderaciones es posible llegar a conclusiones correctas acerca de los

modelos, especialmente en casos en los que uno de los modelos no valore correctamente alguna característica, comprobando así si se trata de un problema puntual, o un problema persistente del modelo (Cochrane, 2005).

En la práctica existen dos matrices de ponderaciones intensivamente utilizadas. Una de las matrices más utilizadas en la investigación sobre valoración de activos es la matriz de identidad, aunque también se utiliza la matriz de segundos momentos de Hansen y Jagannathan (1997). Dichos autores sugieren utilizar una matriz de segundos momentos de los *payoffs* en lugar de la inversa de la matriz de densidad espectral. De esta manera, la matriz de pesos de los segundos momentos se estima conforme a la Ecuación (3.25).

$$W = E(xx')^{-1} \quad (3.25)$$

Hansen y Jagannathan (1997) demuestran en su modelo que la matriz de ponderaciones expresada en la Ecuación (3.25) corresponde a la medida de la diferencia entre un modelo que produce estimaciones sobre el factor de descuento estocástico y los factores de descuento estocásticos reales. En concreto, la menor distancia entre el factor de descuento estocástico estimado y el espacio de factores de descuento estocásticos reales es el mismo que el valor mínimo de GMM con la matriz de ponderación expresada anteriormente. De esta manera, esto permite utilizar la matriz de segundos momentos para comparar modelos, de tal forma que el mejor modelo sería aquel en el que realmente se reduzcan los errores de valoración en lugar de aumentar los valores de la matriz de ponderaciones.

En lo referente a la otra elección mencionada, la matriz de identidad, cabe señalar que es la primera opción a la hora de utilizar GMM para valorar activos. La elección de la matriz de identidad tiene una ventaja destacable, y es que evita la mayoría de los problemas que surgen en el momento de invertir la matriz de densidad espectral, que en la mayoría de los casos se encuentra cerca de ser una matriz singular, y tanto más en los casos en los que la estimación se realice con una gran cantidad de datos (Cochrane, 2005). Además, un alto porcentaje de las investigaciones acerca de valoración de activos utilizan la metodología OLS, la cual obtendría, tal y como se ha comentado anteriormente, los mismos resultados que ejecutando la primera fase de estimación a través de GMM haciendo uso de la matriz de identidad. Por otro lado, Cochrane (2005) sostiene que la matriz de segundos momentos proporciona un objetivo invariante con respecto a la elección inicial de activos, siendo una cualidad que no comparte con la matriz de

identidad. Kandel y Stambaugh (1995) sugieren que los resultados obtenidos por muchos modelos de valoración de activos se ven muy condicionados a la matriz de ponderaciones utilizada en cada caso, pudiendo utilizar la matriz de segundos momentos para eliminar el riesgo de que dicha afirmación afecte a la estimación del modelo propuesto, teniendo en cuenta que dicha matriz hace que el modelo sea invariable ante la selección de carteras. No obstante, cabe señalar que, en los momentos en los que se realizan estimaciones para analizar otro tipo de casuísticas, como predicciones sobre carteras que incorporan algún efecto interesante desde un punto de vista económico, no es recomendable el uso de la matriz de segundos momentos, sobre todo teniendo en cuenta que se trata de una matriz que queda incluso más cerca de ser singular que la propia matriz de densidad espectral S (Cochrane, 2005).

3.2. Metodología de corte transversal

La metodología de corte transversal suele realizarse conforme a dos fases, y realmente es la regresión más importante en la disciplina de valoración de activos. Esta metodología es una regresión de medias, mientras que los modelos de OLS son regresiones de volatilidad. A continuación se desarrolla el funcionamiento de la metodología de corte transversal en tres partes. En primer lugar, se analizan las denominadas regresiones “*time-series*” con la información que se ha observado en algunos artículos de la literatura de valoración de activos, en los que se intuía la relación de corte de transversal de los activos, conscientes de la importancia de estimar los modelos con respecto a, por ejemplo, excesos de rendimiento esperados. En segundo lugar, se va a explicar la metodología de estimación de las regresiones de corte transversal en dos fases. Por último, se expone una alternativa de estimación de esta metodología, denominada Fama-MacBeth, que ha sido muy utilizada en la literatura de valoración de activos (Fama y MacBeth, 1973). En cualquier caso, cabe señalar que las pruebas empíricas de la presente Tesis Doctoral se han llevado a cabo utilizando la metodología de estimación de la regresión de corte transversal en dos fases. Dentro de la presentación de las metodologías de estimación, siempre que sea posible, se introducirá la manera en la que cada método puede estimarse haciendo uso de GMM, herramienta analizada previamente.

Las betas, que miden la exposición de los activos a un factor de riesgo, se estiman conforme a una regresión lineal dependiente de un factor, tal y como se observa en la Ecuación (3.26).

$$R_t^e = \alpha_i + \beta_i f_t + \epsilon_t^i \quad (3.26)$$

De esta manera, en la Ecuación (3.26) suponemos excesos de rendimiento y un factor explicativo. Si el factor además también es un exceso de rendimiento, podemos definir el precio de riesgo como la esperanza del factor, siempre que los rendimientos crezcan de manera lineal con las betas, tal y como se supone en la Ecuación (3.27).

$$E(R_t^e) = \alpha_i + \beta_i E(f) \quad (3.27)$$

El procedimiento que se muestra es el utilizado por Fama y French (1996). De esta manera, únicamente utilizaríamos OLS para estimar los parámetros, y a continuación buscaremos la relación de corte transversal que, analíticamente se ha descrito en la Ecuación (3.27) (Cochrane, 2005). Se debe tener en cuenta que en la teoría las α_i deberían de tomar valores de cero, ya que se puede identificar dichos valores como errores de valoración.

Black *et al.* (1972) desarrollan una estrategia natural para llevar a cabo este tipo de estimaciones. En ella se utiliza OLS para estimar los parámetros necesarios de cara a determinar la bondad del modelo, es decir, los parámetros $\hat{\alpha}$, $\hat{\beta}$, y $\hat{\lambda} = E_T(f)$. Para realizar estas estimaciones puede utilizarse la metodología tradicional de OLS o la metodología de GMM que se ha expuesto anteriormente.

En lo referente a las pruebas, se comprueba si las $\hat{\alpha}$ son iguales a cero, es decir, si los errores de valoración toman valores de cero, y ello puede realizarse a través de los estadísticos t . No obstante, se necesita probar que todos los errores de valoración del modelo sean conjuntamente iguales a cero lo cual puede realizarse de acuerdo con un test Chi-cuadrado que se expone en la Ecuación (3.28).

$$T \left[1 + \left(\frac{E_T(f)}{\hat{\sigma}(f)} \right)^2 \right]^{-1} \hat{\alpha} \hat{\Sigma}^{-1} \hat{\alpha} \rightarrow \chi_N^2 \quad (3.28)$$

Donde $E_T(f)$ es la media, $\hat{\sigma}(f)$ es la desviación típica, $\hat{\alpha}$ es un vector que contiene la ordenada en el origen estimada de las regresiones, y $\hat{\Sigma}$ es la matriz de varianzas y covarianzas de los errores. No obstante, se debe tener en cuenta que la ecuación anterior se utiliza para datos poblacionales, mientras que, si se dispone de una muestra corta, se puede utilizar la Ecuación (3.29).

$$\frac{T - N - 1}{N} \left[1 + \left(\frac{E_T(f)}{\hat{\sigma}(f)} \right)^2 \right]^{-1} \hat{\alpha} \hat{\Sigma}^{-1} \hat{\alpha} \rightarrow F_{N, T-N-1} \quad (3.29)$$

La Ecuación (3.29) es el test GRS Gibbons, Ross y Shanken (1989). El test GRS supone que los errores se distribuyen conforme a una normal, no se encuentran correlacionados y son homocedásticos. Estos supuestos ya se han tratado previamente en el presente capítulo así como el hecho de que con el uso de la metodología de estimación GMM podemos corregir la autocorrelación de los errores, así como suponer errores con heterocedasticidad, mecanismo que es aconsejado por Cochrane (2005) o por MacKinlay y Richardson (1991), entre otros. De esta manera, en la Ecuación (3.30) se recogen los momentos tradicionales para estimar una regresión OLS a través de GMM.

$$g_T(b) = \begin{bmatrix} E_T(R_t^e - \alpha - \beta f_t) \\ E_T(R_t^e - \alpha - \beta f_t) f_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix} \quad (3.30)$$

Las condiciones de los momentos expuestas en la Ecuación (3.29) implican que la media de los errores de las regresiones es igual a cero, y que los errores están descorrelacionados con la variable dependiente. La prueba de la varianza de los parámetros estimados se representa en la Ecuación (3.31) suponiendo el uso de la matriz de identidad, tal y como se expresaba previamente.

$$\sigma^2 \begin{pmatrix} \hat{\alpha} \\ \hat{\beta} \end{pmatrix} = \frac{1}{T} d^{-1} S d^{-1} \quad (3.31)$$

En lo referente a la metodología de estimación de la regresión de corte transversal en dos fases, debemos tener en cuenta que la literatura de valoración de activos pretende explicar la variación de los rendimientos medios entre diferentes activos, por lo que la rentabilidad de los activos deberá ser mayor en tanto en cuanto las betas de la exposición de los activos sean mayores.

Una vez expuesta la primera fase de la metodología de estimación consistente en la estimación de la regresión *time-series* con el objetivo de aproximar la pendiente de la recta de regresión, es decir, la β_i de la Ecuación (3.26), en la segunda fase estimamos la regresión de corte transversal conforme a la ecuación (3.32).

$$E(R_i^e) = \gamma + \beta_i \lambda + \alpha_i \quad (3.32)$$

Donde γ es el *intercept* de la recta de regresión. La literatura de valoración de activos menciona que, en teoría, este elemento debe ser igual a cero, pero una buena

comprobación para el modelo es observar si dicha magnitud es baja. β_i es el parámetro estimado conforme a la Ecuación (3.26), y en la Ecuación (3.32) es el factor explicativo, mientras que λ evidencia la prima de riesgo o el precio del riesgo, y es el parámetro por estimar. En lo referente a α_i , es el error de la regresión presentada en la Expresión (3.31), que, al mismo tiempo, coincide con la ordenada en el origen de la Ecuación (3.26), motivo por el cual se ha utilizado la misma nomenclatura. Es importante señalar que, esta metodología se convierte en necesaria en el momento en el que el factor de la Ecuación (3.26) no puede ser un exceso de rendimiento, ya que, en ese caso, no podemos asumir que la prima de riesgo se calcule como la esperanza de dicho factor. Ello ocurre, por ejemplo, en el caso de que se utilice como factor explicativo el incremento del consumo, como podría ocurrir en la estimación de la regresión de corte transversal del modelo clásico de valoración de activos basado en el consumo.

En lo referente en las estimaciones de los parámetros, la Ecuación (3.33) permite estimar los parámetros a través de la metodología OLS.

$$\hat{\lambda} = (\beta' \beta)^{-1} \beta' E_T(R^e) \quad (3.33)$$

$$\hat{\alpha} = E_T(R^e) - \hat{\lambda} \beta$$

En cualquier caso, en otras ocasiones, tal y como se ha comentado anteriormente en el presente capítulo, es conveniente utilizar la metodología GLS para realizar las estimaciones de una recta de regresión. Por ese motivo, en la Ecuación (3.34) se recogen las fórmulas de estimación de los parámetros mediante GLS.

$$\hat{\lambda} = (\beta' \Sigma^{-1} \beta)^{-1} \beta' \Sigma^{-1} E_T(R^e) \quad (3.34)$$

$$\hat{\alpha} = E_T(R^e) - \hat{\lambda} \beta$$

Si bien es cierto que los test que mostramos a continuación no son los que deben ser utilizados en la práctica por los motivos que ya se han expuesto en el presente capítulo, y que se analizarán más adelante cuando apliquemos la regresión de corte transversal a la estimación GMM, la varianza de los estadísticos, así como la covarianza de los errores derivados de la Ecuación (3.33) para la estimación a través de OLS se expresan en la Ecuación (3.35).

$$\sigma^2(\hat{\lambda}) = \frac{1}{T} [(\beta'\beta)^{-1}\beta'\Sigma\beta(\beta'\beta)^{-1} + \Sigma_f] \quad (3.35)$$

$$cov(\hat{\alpha}) = \frac{1}{T} [I - \beta(\beta'\beta)^{-1}]\Sigma[I - \beta(\beta'\beta)^{-1}\beta']'$$

En lo referente al test aplicable para determinar si los errores de valoración toman un valor de cero de manera general se representa conforme a la Ecuación (3.36).

$$\hat{\alpha}' cov(\hat{\alpha})^{-1}\hat{\alpha} \rightarrow \chi_{N-1}^2 \quad (3.36)$$

No obstante, igual que es posible que en ciertas ocasiones se requiere estimar a través de GLS los parámetros, también se debe estimar la varianza de los parámetros obtenidos así como la covarianza de los errores a través de esta metodología. Ello se expone en la Ecuación (3.37).

$$\sigma^2(\hat{\lambda}) = \frac{1}{T} [(\beta'\Sigma^{-1}\beta)^{-1} + \Sigma_f] \quad (3.37)$$

$$cov(\hat{\alpha}) = \frac{1}{T} [\Sigma - \beta(\beta'\Sigma^{-1}\beta)^{-1}\beta']$$

Tal y como se ha comentado anteriormente en el presente capítulo, se han realizado ciertas advertencias en relación con la estimación a través de GLS, llegando a la conclusión de que en muchas ocasiones GLS no es mejor metodología que OLS. En concreto, GLS se utiliza para mejorar la eficiencia de las estimaciones, y podemos entender este procedimiento como una reinterpretación del espacio de los rendimientos, de tal forma que el modelo se va a centrar en aquellos activos que contienen una mejor información estadística, es decir, se va a centrar en aquellos activos que tienen una menor varianza de sus residuos (Cochrane, 2005).

Igual que para la estimación a través de OLS, en la Ecuación (3.38) encontramos el test que puede ser utilizado para determinar si, en conjunto, los errores de valoración de un modelo son igual a cero en un contexto de estimación de las regresiones a través de GLS.

$$T\hat{\alpha}'\Sigma^{-1}\hat{\alpha} \rightarrow \chi_{N-1}^2 \quad (3.38)$$

En el procedimiento de dos fases para estimar la regresión de corte transversal, utilizamos el parámetro estimado en otra recta de regresión como variable explicativa para estimar el precio del riesgo de exposición a un determinado factor. No obstante, en

las fórmulas anteriores no se tiene en cuenta este hecho, por lo que es necesario modificarlas. De esta manera, las ecuaciones que estiman la varianza del parámetro estimado y la covarianza de los errores estimados a través de OLS en la Ecuación (3.35) toman la forma expuesta en la Ecuación (3.39).

$$\sigma(\hat{\lambda}) = \frac{1}{T} [(\beta'\beta)^{-1}\beta'\Sigma\beta(\beta'\beta)^{-1} (1 + \lambda'\Sigma_f^{-1}\lambda) + \Sigma_f] \quad (3.39)$$

$$cov(\hat{\alpha}) = \frac{1}{T} (I_N - \beta(\beta'\beta)^{-1}\beta') (1 + \lambda'\Sigma_f^{-1}\lambda) + \Sigma_f$$

Donde Σ_f es la matriz de varianzas y covarianzas de los factores. La diferencia existente entre la Ecuación (3.39) y la Ecuación (3.35) es el nuevo término que involucra el vector que contiene la prima de riesgo. Dicho multiplicador es conocido como la corrección de Shanken (1992). De igual manera, en el caso de utilizar GLS como metodología de estimación en lugar de OLS, las fórmulas se expresan conforme a la Ecuación (3.40).

$$\sigma(\hat{\lambda}) = \frac{1}{T} [(\beta'\Sigma^{-1}\beta)^{-1}(1 + \lambda'\Sigma_f^{-1}\lambda) + \Sigma_f] \quad (3.40)$$

$$cov(\hat{\alpha}) = \frac{1}{T} (\Sigma - \beta(\beta'\Sigma^{-1}\beta)^{-1}\beta') (1 + \lambda'\Sigma_f^{-1}\lambda)$$

Como se observa, la diferencia, al igual que en la Ecuación (3.39), radica en la presencia de la corrección de Shanken (1992). En lo referente a la prueba para identificar si es factible aceptar que los errores de valoración en conjunto son asintóticamente iguales a cero, se representa conforme a la Ecuación (3.41).

$$T(1 + \lambda'\Sigma_f^{-1}\lambda)\hat{\alpha}'\Sigma^{-1}\hat{\alpha} \rightarrow \chi_{N-K}^2 \quad (3.41)$$

Con independencia de todo lo anterior, Cochrane (2005) indica que, a través de la metodología GMM, podemos estimar de manera correcta los parámetros β y λ de manera simultánea, teniendo en cuenta el efecto que tiene que la β sea una estimación en la regresión de corte transversal para la estimación de los estadísticos, además de no requerir que los errores sean i.i.d, convirtiendo la estimación en un proceso más sencillo que el propuesto anteriormente a través de la corrección de Shanken (1992), demostrando una vez más la importancia de la herramienta de estimación GMM. Los momentos utilizados para una regresión de un único factor, como podría ser el C-CAPM o el modelo CAPM se expresan en la Ecuación (3.42)

$$g_T(b) = \begin{bmatrix} E(R_t^e - a - \beta f_t) \\ E[(R_t^e - a - \beta f_t)f_t] \\ E(R^e - \beta\lambda) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} \quad (3.42)$$

En la Expresión (3.42) se observa como las dos primeras expresiones reflejan los momentos destinados a obtener los parámetros de estimación de una recta de regresión a través de OLS, significando el primer momento que la media de las regresiones deben ser iguales a cero; y el segundo momento implica que los errores deben estar descorrelacionados con el factor explicativo; mientras que el último momento está destinado a estimar la regresión de valoración de activos, es decir, la regresión de corte transversal. Además, se pueden corregir estas expresiones desde el punto de vista de que los errores no son i.i.d., conforme a la metodología mostrada anteriormente de la presente Tesis Doctoral.

Si bien es cierto que la regresión de *times series* es un modelo de varianza que indica la proporción de varianza de los activos que es capturada por los factores y los errores, el modelo en el que se centra la literatura de valoración de activos es en el de corte transversal que, como ya se ha comentado, es una regresión basada en las medias. De esta manera, en base a las regresiones tradicionales se obtienen algunos estadísticos como los estadísticos *t*, pero lo realmente interesante para la literatura de valoración de activos es la capacidad explicativa del modelo y si las α toman valores de cero. En cualquier caso, usando indistintamente alguno de los métodos expuestos, es decir, utilizando la estimación de corte transversal en dos fases, o utilizando únicamente la regresión de *time series*, deberían obtenerse resultados similares. Si ello no ocurre, es probable que exista un problema de construcción del propio modelo. Cochrane (2005) además aconseja introducir ciertos activos para comprobar la bondad del modelo, como la rentabilidad del activo libre de riesgo, o la cartera utilizada como factor explicativo. Dicho autor también aconseja utilizar los test explicados anteriormente, teniendo en cuenta que los test no son lo más importante de la valoración de activos, sobre todo desde el punto de vista de que, debido a la variación de los errores de valoración, es probable que el test rechace modelos que funcionan bien con los datos y viceversa. Una buena solución, para asegurarnos del motivo por el cual el test rechaza que los errores de valoración sean iguales a cero, es graficar una figura en la que se enfrenten las rentabilidades esperadas según los datos y las rentabilidades esperadas de los activos según el modelo analizado, observando así de manera gráfica el ajuste del modelo. A este

gráfico se le conoce en la literatura de valoración de activos como gráfico de valores reales contra valores estimados “*real vs. fitted values*”, y también es utilizado en las pruebas empíricas de la presente Tesis Doctoral.

Existe una manera alternativa, más intuitiva, de estimar los resultados de un modelo de corte transversal. Fama y MacBeth (1973) proponen un procedimiento alternativo que, además de estimar los parámetros, también estima los estadísticos t , así como los errores estándar. Siguiendo este método, se debe en primer lugar estimar las regresiones *times-series* del modelo, tal y como podría ocurrir en el caso en el que se estime la recta de regresión de corte transversal en dos fases. En ese sentido, la expresión de dicha estimación coincide con la Ecuación (3.26). Con ello se obtienen los parámetros que se necesitan estimar para continuar con la metodología. En segundo lugar, se procede a estimar la regresión de corte transversal, solo que, en lugar de utilizar una única estimación, se realiza una regresión para cada período del tiempo. Dicha estimación se expresa conforme a la Ecuación (3.43).

$$R_t^{ei} = \beta'_i \lambda_t + \alpha_{i,t} \quad (3.43)$$

Una vez estimada la serie de regresiones expresadas en la Ecuación (3.43), la estimación final de los parámetros se realizará mediante la media de los parámetros estimados en la regresión *time series* de cada uno de los períodos, tal y como se expresa en la Ecuación (3.44).

$$\hat{\lambda} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\lambda}_t \quad (3.44)$$

$$\hat{\alpha}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\alpha}_{it}$$

De esta manera se pueden estimar los parámetros necesarios relativos a las regresiones de corte transversal. Igualmente, en lo relativo a la estimación de los estadísticos, la filosofía de Fama y MacBeth (1973) es similar a la que se ha seguido para estimar los parámetros de una manera intuitiva. Dicha forma de cálculo se expresa en la Ecuación (3.45).

$$\sigma^2(\hat{\lambda}) = \frac{1}{T^2} \sum_{t=1}^T (\hat{\lambda}_t - \hat{\lambda})^2 \quad (3.45)$$

$$\sigma^2(\hat{\alpha}_i) = \frac{1}{T^2} \sum_{t=1}^T (\hat{\alpha}_{it} - \hat{\alpha}_i)^2$$

Tal y como se puede observar, únicamente se debe estimar la varianza de los parámetros estimados a través de la metodología propuesta. Además, la Ecuación (3.46) muestra el test empírico para determinar si los errores son cero de manera asintótica.

$$\hat{\alpha}' cov(\hat{\alpha})^{-1} \hat{\alpha} \rightarrow \chi_{N-1}^2 \quad (3.46)$$

Es necesario señalar que en la exposición anterior se ha supuesto que los errores no están correlacionados entre sí, y además que son i.i.d. No obstante, en el caso en el que se desee eliminar esta restricción, una vez más y al igual que con las técnicas anteriores, se debería utilizar GMM tal y como se ha explicado en el presente capítulo.

En lo referente a la metodología de estimación expuesta por Fama y MacBeth (1973), existen ciertas consideraciones, tal y como señala Cochrane (2005), que deben ser tenidas en cuenta en lo referente a dicho procedimiento de estimación:

- En el caso en el que los parámetros β sean constantes en el tiempo, la metodología de Fama y MacBeth (1973) obtiene numéricamente los mismos resultados que si hubiésemos realizado una estimación de corte transversal por la metodología en dos fases. Ello se produce porque la regresión definida es lineal, por lo que es lo mismo estimar la regresión de las medias de los datos que estimar las medias de las regresiones de los datos. En lo referente a los estadísticos, indicar que ocurre algo similar, ya que los resultados entre ambas metodologías son iguales, solo que en el caso de la metodología de Fama y MacBeth (1973) no integran la corrección de Shanken (1992).
- El procedimiento de Fama y MacBeth (1973) permite realizar las estimaciones de los parámetros de una manera más sencilla que el resto de las metodologías expuestas.

- La metodología de Fama y MacBeth (1973) puede utilizarse para realizar regresiones de panel de manera general, no únicamente para valoración de activos. Al utilizar este tipo de regresiones se debe tener presente que los errores no son independientes entre sí, por lo que es necesario corregir las estimaciones por esa correlación de los errores. De esta manera, la estimación a través de OLS es consistente, mientras que los errores estándar estimados son imprecisos, necesitan una corrección. La metodología de Fama y MacBeth (1973) estimada a través de GMM corrige los errores estándar ante este hecho, lo que convierte a esta metodología en una salida sencilla e inteligente para corregir los errores estándar. Cochrane (2005) explica que, a día de hoy, un alto porcentaje de los artículos que podemos encontrar en la literatura que hacen uso de datos de panel ignoran la correlación de los errores a pesar de la existencia de las fórmulas para realizar la corrección, o la posibilidad de utilizar esta metodología. Ello provoca que se observen en la literatura estadísticos t inflados por encima de 10.
- Uno de los riesgos de aplicar la metodología de Fama y MacBeth (1973) es que el procedimiento ignora la variación a través del tiempo, únicamente existe variación de corte transversal, de tal forma que si se quisiera tener en cuenta esa variación a lo largo del tiempo se debería construir una tabla de datos de panel y hacer la corrección por autocorrelación a la fórmula de los errores estándar que se ha expuesto anteriormente.

En concreto, en la presente Tesis Doctoral utilizamos para las estimaciones empíricas el procedimiento de estimación de la regresión de corte transversal en dos fases utilizando GMM, tal y como se especificará al final del presente capítulo.

3.3. El modelo de Volatilidad Macroeconómica de Bansal y Yaron (2012).

El modelo que proponemos en la presente Tesis Doctoral, denominado DCAPM-SVA, hace uso de cuatro factores de exposición al riesgo para explicar la variación de precios de un mercado. No obstante, dicho modelo surge de la integración de dos modelos de la literatura de valoración de activos, y, habiendo expuesto la metodología en la que realizamos las estimaciones, se procede a exponer el funcionamiento del modelo propuesto siguiendo una secuencia de fases. En primer lugar, se desarrolla el primero de los modelos estudiados, que sirve como base a la propuesta de valoración de activos. Dicho modelo puede considerarse como una evolución de dos modelos expuestos en el

capítulo anterior de la presente Tesis Doctoral, el modelo de riesgo a largo plazo de Bansal y Yaron (2004), así como de las preferencias recursivas de Epstein y Zin (1989).

En concreto, Bansal *et al.* (2014) denominan a su modelo Macro-DCAPM-SV, demostrando que la volatilidad macroeconómica tiene una importancia capital en referencia tanto a la macroeconomía como a la valoración de activos, utilizando tres factores de exposición al riesgo que son, el riesgo de flujo de caja, el riesgo de la volatilidad macroeconómica y el riesgo de factor de descuento. Para cada una de las variables expuestas utilizan una variable de aproximación que hace su modelo contrastable mediante datos reales.

En lo que respecta al desarrollo del modelo, suponen que el inversor representativo sigue unas preferencias recursivas del estilo de Epstein y Zin (1989), pudiendo representar la función de utilidad conforme a la Expresión (2.42). Con el objetivo de favorecer la claridad expositiva, se replica de manera concisa dicha expresión.

$$U_t = \left[(1 - \beta) C_t^{\frac{1-\gamma}{\theta}} + \beta (E_t U_{t+1}^{1-\gamma})^{\frac{1}{\theta}} \right]^{\frac{\theta}{1-\gamma}} \quad (2.42)$$

Asumiendo que el factor de descuento estocástico que se desprende de la ecuación anterior, expuesto en la Ecuación (2.51), suponiendo además que las restricciones presupuestarias del agente se representan conforme a una log-normal, y tomando la ecuación de Euler, definida en el presente documento como la fórmula general de valoración de activos representada conforme a la Expresión (2.11), la ecuación de Euler para un activo de consumo se define conforme a la Ecuación (3.46).

$$E_t \Delta c_{t+1} = \psi \delta + \psi E_t r_{w,t+1} - \frac{\psi - 1}{\gamma - 1} V_t \quad (3.47)$$

En la Ecuación (3.47) V_t representa la varianza condicional del factor de descuento estocástico incluyendo el rendimiento de la cartera de riqueza, tal y como se expone en la Ecuación (3.48).

$$V_t = \frac{1}{2} \sigma_t^2(m_{t+1}) + \sigma_t(m_{t+1}, r_{w,t+1}) + \frac{1}{2} \sigma_t^2(r_{w,t+1}) \quad (3.48)$$

Donde la primera parte de la ecuación recoge la volatilidad condicionada a tiempo t del factor de descuento estocástico, la segunda parte de la ecuación recoge la covarianza entre el factor de descuento estocástico y la rentabilidad de la cartera de riqueza y, el

tercer elemento recoge la propia volatilidad de la cartera de riqueza. Bansal *et al.* (2014) definen al factor V_t como la medición de la volatilidad de la economía agregada, demostrando que la variable es proporcional a la volatilidad del consumo agregado, imponiendo algunas restricciones sobre su modelo. Si observamos la Ecuación (3.47), comprobamos que, siempre que la variable V_t sea constante o el parámetro EIS se iguale a la unidad, los shocks que ocurren sobre la volatilidad macroeconómica no aparecen aislados dentro del incremento del consumo agregado (Bansal *et al.*, 2014). Si bien es cierto que esta postura no es novedosa dentro de la literatura de valoración de activos, indicar que existen algunos artículos que suponen que dicha volatilidad es constante a lo largo del tiempo, tal y como se discutía en el modelo de riesgo a largo plazo (Campbell, 1996; Campbell y Vuolteenaho, 2004), mientras que en esta Tesis Doctoral, al igual que Bansal *et al.* (2014), suponemos una volatilidad macroeconómica cambiante en el tiempo.

Teniendo en cuenta la restricción presupuestaria expuesta en la Ecuación (2.49), y en base a la definición de rentabilidad de la cartera de riqueza, definen las innovaciones que ocurren sobre el consumo presente en base a las innovaciones esperadas sobre los rendimientos futuros, restando las revisiones futuras esperadas en los flujos de caja, tal y como se expone en la Ecuación (3.49).

$$c_{t+1} - E_t c_{t+1} = (E_{t+1} - E_t) \sum_{j=0}^{\infty} \tau_1^j r_{w,t+j+1} - (E_{t+1} - E_t) \sum_{j=1}^{\infty} \tau_1^j \Delta c_{t+j+1} \quad (3.49)$$

Donde τ_1 es un parámetro que surge de la definición de rentabilidad de la cartera de riqueza. Utilizando la definición expuesta en la Ecuación (3.48) sobre la relación del consumo esperado, Bansal *et al.* (2014) expresan los shocks que afectan al consumo en base a las noticias recibidas conforme a diferentes variables importantes, tal y como se expone en la Ecuación (3.50).

$$N_{C,t+1} = N_{R,t+1} + (1 - \psi) N_{DR,t+1} + \frac{\psi - 1}{\gamma - 1} N_{V,t+1} \quad (3.50)$$

Donde $N_{C,t+1}$ representa las noticias sobre el consumo futuro, $N_{DR,t+1}$ representa las revisiones realizadas sobre los rendimientos futuros esperados, $N_{R,t+1}$ son las noticias

sobre el rendimiento futuro de la cartera de riqueza, y $N_{V,t+1}$ representa las noticias sobre la volatilidad macroeconómica futura.

Para demostrar la relación entre el consumo, la valoración de activos y la volatilidad macroeconómica, Bansal *et al.* (2014) definen las noticias sobre el consumo futuro conforme a la Ecuación (3.51).

$$N_{EC,t+1} = (E_{t+1} - E_t) \left(\sum_{j=1}^{\infty} \tau_1^j \Delta c_{t+j+1} \right) \quad (3.51)$$

De esta manera, en base a la Ecuación (3.50) Bansal *et al.* (2014) descomponen las noticias sobre el consumo futuro esperado en las noticias sobre la cartera de riqueza, así como las noticias sobre la volatilidad económica. De igual manera, descomponen los shocks sobre el ratio riqueza-consumo en base a las noticias sobre el consumo futuro y las noticias sobre la volatilidad macroeconómica. Ello queda expuesto en la Ecuación (3.52).

$$N_{EC,t+1} = \psi N_{DR,t+1} - \frac{\psi - 1}{\gamma - 1} N_{V,t+1} \quad (3.52)$$

$$(E_{t+1} - E_t) w c_{t+1} = \left(1 - \frac{1}{\psi}\right) (N_{EC,t+1} - \frac{1}{\gamma - 1} N_{V,t+1})$$

Cuando el parámetro EIS iguala a la unidad, las noticias acerca del consumo esperado son proporcionales a las noticias futuras sobre la tasa de descuento. Además, se observa que el ratio consumo-riqueza se hace constante en el tiempo, lo que implica que el agente representativo consume una parte constante a lo largo del tiempo de su riqueza total (Bansal *et al.*, 2014). No obstante, cuando el parámetro EIS toma valores diferentes y la volatilidad macroeconómica es variable a lo largo del tiempo, los efectos anteriormente explicados no se verifican. Bansal *et al.* (2014) demuestran además que las noticias acerca de la volatilidad macroeconómica están correlacionadas positivamente con las noticias sobre la tasa de descuento, mientras que si eliminamos del modelo la volatilidad macroeconómica, las noticias sobre la tasa de descuento pasan a quedar positivamente correlacionadas con los malos estados de la economía, haciendo que los momentos en los que existe una mayor volatilidad y unas tasas de descuento más altas se corresponda con unas noticias positivas acerca del consumo, lo que carece de sentido,

incrementando el valor de la presencia de la volatilidad macroeconómica dentro del modelo.

En lo referente a la formación del modelo de valoración de activos, hay que indicar que el factor de descuento estocástico del modelo queda definido conforme a la Ecuación (3.53).

$$\begin{aligned} N_{M,t+1} &= m_{t+1} - E_t m_{t+1} \\ &= -\frac{\theta}{\psi} (\Delta c_{t+1} - E_t \Delta c_{t+1}) \\ &\quad + (\theta - 1)(r_{w,t+1} - E_t r_{w,t+1}) \end{aligned} \quad (3.53)$$

Sustituyendo los shocks sobre el consumo definido en la Ecuación (3.50) podemos redefinir la Ecuación (3.53) tal y como se expone en la Ecuación (3.54).

$$N_{M,t+1} = -\gamma N_{CF,t+1} + N_{DR,t+1} + N_{V,t+1} \quad (3.54)$$

La conclusión que obtienen Bansal *et al.* (2014) es que la volatilidad macroeconómica siempre está presente dentro del modelo, ya que, aunque el parámetro EIS tome un valor igual a la unidad (de tal forma que la volatilidad macroeconómica no afecta directamente a las revisiones sobre el consumo), el factor de descuento estocástico del agente representativo sigue tomando en cuenta dicha volatilidad. En base a la definición del factor de descuento estocástico modifican la expresión de la volatilidad macroeconómica de la Ecuación (3.48) conforme a la Ecuación (3.55).

$$V_t = \frac{1}{2} \sigma_t^2 (-\gamma N_{CF,t+1} + N_{DR,t+1} + N_{V,t+1} + N_{R,t+1}) \quad (3.55)$$

Las noticias de la volatilidad corresponden a la variación futura de los shocks del consumo a largo plazo. En base a la ecuación de Euler, la prima de riesgo de un activo puede definirse como la covarianza negativa entre el factor de descuento estocástico y la rentabilidad de un activo. En concreto, definiendo un modelo de valoración de activos lineal basados en las betas, Bansal *et al.* (2014) descomponen la prima de riesgo en tres factores de exposición al riesgo, las noticias sobre los flujos de caja, las noticias sobre la tasa de descuento y las noticias sobre la volatilidad. La prima de riesgo de un activo bajo este modelo de valoración de activos se expresa en la Ecuación (3.56).

$$\begin{aligned} E_t r_{i,t+1} - r f_t + \frac{1}{2} \sigma_t^2(r_{i,t+1}) \\ = \gamma \sigma_t(r_{i,t+1}, N_{CF,t+1}) - \sigma_t(r_{i,t+1}, N_{DR,t+1}) \\ - \sigma_t(r_{i,t+1}, N_{V,t+1}) \end{aligned} \tag{3.56}$$

La prima de riesgo del modelo, tal y como se puede comprobar, cuenta con tres factores de riesgo, donde σ_t indica la covarianza. Con el objetivo de realizar las pruebas empíricas del modelo, hay que indicar que las noticias de flujo de caja corresponden a las noticias sobre el incremento del consumo futuro, las noticias de tasa de descuento se corresponden con las noticias acerca de la rentabilidad de la cartera de riqueza y, las noticias acerca de la volatilidad se aproximan mediante las noticias de la volatilidad macroeconómica.

El nombre del modelo de Bansal *et al.* (2014) es Macro-DCAPM-SV y se refiere a que todas las variables están medidas conforme a variables macroeconómicas, teniendo en cuenta que la cartera de riqueza incluye los rendimientos de capital humano junto con los rendimientos de mercado producido por los activos financieros, haciendo que el modelo tenga implicaciones tanto para el rendimiento del capital humano, como para la rentabilidad de mercado y para la prima de riesgo del mercado de activos financieros en general, evaluando la correlación negativa entre el capital humano y la rentabilidad de mercado. No obstante, en la literatura, cuando se realizan pruebas empíricas, la cartera de riqueza suele sustituirse por la rentabilidad de la cartera de mercado, suponiendo que ambos resultados son similares. En realidad, esta suposición no tiene por qué materializarse, no obstante, si es cierto que, aun pensando que ambos parámetros no obtienen los mismos resultados, es mucho más sencillo llevar a cabo las pruebas empíricas con la rentabilidad de la cartera de mercado. Por ese motivo, Bansal *et al.* (2014) desarrollan las pruebas empíricas de un segundo modelo denominado *Market-DCAPM-SV*, en el cual sustituye la cartera de riqueza por la cartera de mercado, tal y como se suele realizar comúnmente en la práctica. Por otro lado, a lo largo del desarrollo del modelo, se ha hecho referencia en todo momento a noticias, correcciones, innovaciones y otros sinónimos de tres variables. Ello implica que Bansal *et al.* (2014) realizan ciertas suposiciones acerca de la estimación de las innovaciones sobre dichas variables para poner en práctica el modelo. A continuación, se realiza una exposición pormenorizada de las suposiciones que utilizan para estimar el modelo de valoración de activos, pero a modo de resumen, indicar que la rentabilidad de la cartera de riqueza la

estiman como una media ponderada entre la rentabilidad del mercado y el capital humano. Además, teniendo en cuenta que el modelo no utiliza las variables puras, sino que utilizan las innovaciones de dichas variables, es necesario indicar que la metodología de estimación utilizada es la misma que la aplicada en las pruebas empíricas de Bansal y Yaron (2004), es decir, mediante un modelo VAR del estilo de Campbell y Shiller (1988). En la Ecuación (3.57) se observa un vector con las variables del modelo.

$$X_t = (\Delta c_t \ \Delta y_t \ r_{m,t} \ z_t \ RV_t) \quad (3.57)$$

Donde Δc_t representa el incremento del consumo, Δy_t representa el incremento de los rendimientos del trabajo y $r_{m,t}$ es la rentabilidad de la cartera de mercado que son las variables necesarias para estimar la rentabilidad de la cartera de mercado. z_t es el ratio precio-dividendo y RV_t es la medida de la varianza.

Las variables que conforman el modelo expuestas en la Ecuación (3.57) siguen un modelo VAR definido en la Ecuación (3.58).

$$X_{t+1} = \mu_X + \rho X_t + u_{t+1} \quad (3.58)$$

Donde μ_X es la ordenada en el origen y ρ representa la persistencia de la variable. En lo referente a los shocks de la regresión, es decir, las innovaciones, Bansal *et al.* (2014) suponen que son condicionalmente normales y cuentan con una matriz de covarianzas variable en el tiempo. En lo referente a la volatilidad macroeconómica, hay que indicar que utilizan como variable el segundo momento de la producción industrial del año, tal y como se observa en la Ecuación (3.59).

$$RV_{t+1} = \sum_{j=1}^{12} \Delta ip_{t+j/12}^2 \quad (3.59)$$

Bansal *et al.* (2014) indican que el hecho de estimar la volatilidad con una frecuencia mensual les ayuda a capturar las fluctuaciones presentes en los datos macroeconómicos. Igualmente, comprueban que los resultados obtenidos son similares si, en lugar de utilizar la metodología expuesta para la estimación de la volatilidad macroeconómica, se utiliza la volatilidad del incremento del consumo.

En base al modelo VAR expuesto en la Ecuación (3.58) la volatilidad económica V_t es proporcional a la esperanza de la varianza real RV_{t+1} , por lo que, en base al

desarrollo del VAR, podemos representar la volatilidad macroeconómica como se observa en la Ecuación (3.60).

$$V_t = V_0 + \frac{1}{2}\chi(1 - \gamma)^2 i'_v \Gamma X_t \quad (3.60)$$

Donde V_0 es una constante que desaparece en la estimación de las innovaciones, i'_v es un vector que extrae la variable de la varianza del vector expuesto en la Ecuación (3.57), y χ es un escalar que captura la relación existente entre la variación del consumo y V_t . De esta manera, las noticias acerca de la volatilidad macroeconómica se observan en la Ecuación (3.61).

$$N_{V,t+1} = \frac{1}{2}\chi(1 - \gamma)^2 i'_v Q u_{t+1} \quad (3.61)$$

Donde Q es la matriz de respuestas a largo plazo y se estima respecto a la expresión $Q = \tau_1 \Gamma (I - \tau_1 \Gamma)^{-1}$. De igual manera, los shocks para el incremento del consumo y para la cartera de riqueza se expresan en la Ecuación (3.62).

$$N_{R,t+1} = i'_r u_{t+1}; N_{DR,t+1} = i'_r Q u_{t+1} \quad (3.62)$$

En base a los resultados obtenidos, Bansal *et al.* (2014) demuestran que, tal y como se ha comentado anteriormente, el hecho de dejar de lado el riesgo a la volatilidad da lugar a grandes errores de valoración del modelo en lo referente al consumo de equilibrio y a la determinación del factor de descuento estocástico. Además, señalan la importancia de tener en cuenta que la volatilidad es cambiante a lo largo del tiempo y no un parámetro fijo.

Tal y como se ha comentado, realizan dos pruebas empíricas, una estimando la volatilidad mediante variables macroeconómicas y otra mediante variables de mercado, llegando a la conclusión de que, tal y como se ha comentado en el capítulo anterior, la persistencia presente en las variables de volatilidad es muy alta. Los resultados empíricos obtenidos por Bansal *et al.* (2014) también evidencian que en los momentos en los que existe un período de alta volatilidad macroeconómica existe una mayor presencia de riesgo, observándose una disminución en el crecimiento económico del entorno analizado, y, por lo tanto, unas mayores tasas de descuento en compensación. El hecho de no utilizar variables de volatilidad implicaría un incremento en las tasas de descuento

y no se observaría una correlación positiva entre la volatilidad y el riesgo de las tasas de descuento.

Como conclusión final, Bansal *et al.* (2014) demuestran que su modelo es capaz de resolver el puzzle de la correlación negativa existente en la literatura de valoración de activos entre los rendimientos de capital humano y los rendimientos bursátiles, ya que, el modelo reporta una correlación positiva entre la volatilidad y los tipos de descuento, implicando una correlación positiva entre el capital humano y los activos bursátiles. En las pruebas empíricas observan que la inclusión de la volatilidad macroeconómica variable en el tiempo aumenta la capacidad explicativa del modelo de valoración de activos, de tal forma que en los momentos en los que existe un momento convulso en los mercados financieros, los activos financieros reducen sus rendimientos, haciendo que el mercado asocie una mayor prima de riesgo por la exposición a la volatilidad.

Tanto el desarrollo como las conclusiones obtenidas en base al modelo de Bansal *et al.* (2014) nos hacen tener en cuenta la importancia, no solo de la volatilidad macroeconómica, sino de la volatilidad macroeconómica variable en el tiempo. Ello motiva que, el presente modelo sirva como base para las pruebas empíricas de esta Tesis Doctoral.

3.4. El C-CAPM modificado por ambigüedad de Borup y Schütte (2021).

Si bien es cierto que anteriormente en este capítulo se ha expresado la importancia referente a la volatilidad macroeconómica, siendo el primer modelo que motiva nuestra investigación, existe una segunda aproximación de la literatura de valoración de activos financieros que también tomamos como base para desarrollar el modelo DCAPM-SVA. En concreto, se trata de una modificación al modelo de valoración de activos basado en el consumo en el cual se introduce la medida de la ambigüedad. En el Capítulo 2 de la presente Tesis Doctoral, se hace referencia a los diferentes modelos de valoración de activos que tienen en cuenta la incertidumbre o la ambigüedad, de tal forma que realizamos una ligera explicación del funcionamiento del modelo de Borup y Schütte (2021). Dada la importancia capital que tiene dicho modelo en el desarrollo de nuestra propuesta de valoración de activos, desarrollamos el modelo de ambigüedad, de tal forma que, una vez expresado el contexto del modelo de volatilidad macroeconómica y la ambigüedad, podamos desarrollar el modelo DCAPM-SVA, cerrando el presente capítulo y dando lugar a la exposición de los datos de las pruebas empíricas.

Borup y Schütte (2021) parten del modelo clásico de valoración de activos basado en el consumo, el cual ha sido introducido en el capítulo anterior de la presente Tesis Doctoral. Dicho modelo hace uso, de la serie de datos del consumo en bienes no duraderos, suponiendo que el inversor representativo cuenta con dicha información para la toma de decisiones de inversión. No obstante, Borup y Schütte (2021) evidencian que, las agencias estadísticas, en concreto la agencia estadística de EE. UU., publica una serie de datos de consumo y posteriormente realiza modificaciones sobre dichas estimaciones. Dichas modificaciones se realizan con una frecuencia aproximada de tres meses, realizando las revisiones anuales de los consumos normalmente en los meses de verano.

Borup y Schütte (2021) utilizan la serie de datos de consumo no duradero definiendo la serie del consumo de acuerdo con la Ecuación (3.62) en base a la serie de datos inicial publicada y las subsiguientes revisiones que se realizan sobre dicha serie.

$$\Delta c_{t,t+k} = \Delta c_{t,t} + a_{t,t+k} \quad (3.63)$$

Donde $\Delta c_{t,t+k}$ denota el incremento del consumo de un período que abarca desde el momento $t-1$ hasta el momento t , con una fecha de publicación $t+k$, $\Delta c_{t,t}$ representa el incremento de la serie del consumo publicada inicialmente, mientras que $a_{t,t+k}$ representa las subsiguientes revisiones. De esta manera, si $k=0$ obtenemos la serie de la previsión del consumo, tomando el factor de las revisiones del consumo un valor de cero, mientras que si $k=T$, obtenemos la serie de datos del consumo que incorpora todas las actualizaciones que realiza la agencia estadística sobre la serie del consumo hasta la fecha. De esta manera, las revisiones sobre el consumo pueden definirse conforme a la Ecuación (3.64).

$$a_{t,t+k} = c_{t,t+k} - c_{t,t} \quad (3.64)$$

Borup y Schütte (2021) exponen la importancia de la determinación de la serie de revisiones que aportan información a la serie de datos del consumo, basándose en los descubrimientos de Mankiw *et al.* (1984) en base a la varianza de las series de datos sucesivas, de tal manera que, si la varianza aumenta con las revisiones implica que las mismas no son predecibles, incorporando información nueva e importante que no era conocida en un inicio, acercando la estimación al valor real de la variable estimada. Por otro lado, si la varianza no incrementa con las revisiones, sino que disminuye, supone que la información añadida a las estimaciones es inservible, de tal forma que únicamente sirve

con fines estadísticos para que la serie de datos de consumo cumpla unas características deseables.

Con el objetivo de determinar la importancia de la información añadida por las revisiones realizadas a la serie del consumo en bienes no duraderos, Borup y Schütte (2021) utilizan una regresión de predictibilidad de acuerdo con la Ecuación (3.65).

$$a_{t,t+k} = a + b\Delta c_{t,t} + dx_t + \epsilon_{t,t+k} \quad (3.65)$$

Donde a , b y d son parámetros de la regresión de predictibilidad, x_t es un factor predictivo exógeno y $\epsilon_{t,t+k}$ es la perturbación aleatoria de la regresión. En el caso de que $d=0$ y $k=T$, la Expresión (3.65) reduce a la misma expresión general de la literatura de valoración de activos basada en las noticias, implicando que debe de ser considerada como ruido (Aruoba, 2008; Croushore, 2011).

Los resultados a los que llegan Borup y Schütte (2021) evidencian que la primera revisión sobre el consumo contiene información real que aporta valor a la serie de datos inicial, encontrando un incremento de la volatilidad en comparación con la serie inicial del consumo. Ello hace que la regresión de predictibilidad para dicha revisión del consumo reporte resultados parcos. Por otro lado, el resto de las revisiones del consumo tienen una mejor capacidad predictiva, y la volatilidad de la serie de datos del consumo disminuye, lo que implica que el resto de las revisiones del consumo subsiguientes no introducen información adicional importante a la serie de datos. Ello implica que el resto de las revisiones del consumo se realizan con fines estadísticos.

La reducción en la volatilidad de la serie del consumo no beneficia a los modelos de valoración de activos basados en el consumo, tal y como se ha dejado ver a lo largo de la presente Tesis Doctoral. En concreto, en el capítulo anterior se exponen las conclusiones a las que llega Kroencke (2017) aplicando una metodología que elimina algunos filtros aplicados por las agencias estadísticas. Las conclusiones a las que llegase pueden resumir mencionando una mejora de la capacidad explicativa del modelo de valoración de activos basado en el consumo, dotando de una mayor volatilidad a la serie de datos mediante la neutralización del efecto de los filtros estadísticos.

En base a la máxima de que la reducción de la volatilidad en la serie de datos del consumo provoca una reducción de la capacidad explicativa de los modelos de valoración de activos, se puede extraer que existe una discordancia entre las necesidades de los

modelos de valoración de activos y los objetivos de las agencias estadísticas, ya que éstas intentan modificar las series del consumo para eliminar la volatilidad a corto plazo y así permitir observar patrones y tendencias de manera sencilla utilizando la serie de datos revisada. Cabe señalar que, Borup y Schütte (2021) no es el primer artículo de valoración de activos que utiliza la primera publicación de una serie de datos. En concreto, Christoffersen, Ghysels y Swanson (2002) utilizan las primeras versiones de diferentes magnitudes macroeconómicas, aunque entre ellas no encontramos el incremento del consumo en bienes no duraderos.

Teniendo en cuenta lo expuesto anteriormente, así como que en el presente documento estimamos la ambigüedad en base a la diferencia existente entre la primera publicación del consumo y la subsiguiente revisión, es interesante entender qué tipo de información incorpora la primera revisión realizada sobre la serie del consumo en bienes no duraderos. En concreto, Borup y Schütte (2021) realizan diferentes pruebas empíricas asumiendo que la información aportada por la primera revisión de la serie de datos queda correlacionada con la presencia de incertidumbre macroeconómica, teniendo en cuenta que las revisiones que deben realizar las agencias estadísticas son de mayor magnitud en momentos en los que existe una mayor volatilidad económica, o dicho de otra manera, cuando se maximiza la incertidumbre macroeconómica.

En ocasiones intercambiamos las palabras para evidenciar conceptos diferentes, si bien es cierto que llegados a este punto es importante centrar la diferencia existente entre incertidumbre, ambigüedad y riesgo con respecto al consumo. De esta manera, Borup y Schütte (2021) definen el riesgo como la situación en la que el incremento del consumo no es conocido en el momento presente, mientras que la ambigüedad se refiere a la situación en la que tampoco es conocida la distribución del consumo. La diferenciación entre dicha terminología puede tener implicaciones importantes desde el punto de vista de eventos típicos de la literatura de valoración de activos, como la relación entre la rentabilidad de los activos y el riesgo (Brenner y Izhakian, 2018), o en eventos más particulares como la política de pago de dividendos de las empresas (Herron y Izhakian, 2018).

Borup y Schütte (2021) realizan pruebas empíricas para observar si los datos de la primera revisión sobre la serie de datos del incremento del consumo de bienes no duraderos están relacionados con la incertidumbre a través del riesgo, a través de la

ambigüedad o a través de ambas. En el artículo utilizan diferentes estimaciones para el riesgo, así como diferentes estimaciones para la incertidumbre.

En lo referente al riesgo, utilizan como estimación dos aproximaciones. La estimación de Anderson, Ghysels y Juergens (2009), quienes realizan la diferenciación entre incertidumbre y riesgo, utilizando como un estimador complementario del riesgo la volatilidad del consumo estimada en base a un segundo momento de acuerdo con el procedimiento utilizado por Dew-Becker, Giglio y Kelly (2021). En lo referente a la estimación de la ambigüedad, en primer lugar utilizan la aproximación de Anderson *et al.* (2009) quienes utilizan la dispersión de las predicciones del incremento del consumo en base al indicador SPF (*Survey of Professional Forecasters*), mientras que la segunda estimación la realizan en base a la volatilidad implícita, cuyo procedimiento es expuesto por Bloom (2009). Williams (2015) también utiliza el mismo procedimiento para la estimación de la volatilidad implícita.

En base a los resultados obtenidos, Borup y Schütte (2021) concluyen, después de haber probado todas las combinaciones posibles con las diferentes estimaciones que acabamos de exponer para el riesgo y para la ambigüedad, que la primera revisión realizada en la serie de datos del incremento del consumo en bienes no duraderos no tiene relación, en prácticamente ningún caso, con el riesgo, mientras que sí encuentran dicha relación en los factores que estiman la ambigüedad. Ello justifica la importancia de la inclusión de los factores de ambigüedad dentro de los modelos de valoración de activos basados en el consumo.

La literatura de valoración de activos, en lo relativo a la ambigüedad, siempre ha asumido que los inversores desarrollan aversión ante la existencia de dicha ambigüedad. En concreto, Borup y Schütte (2021) asumen la existencia de una ambigüedad dependiente de los estados de la naturaleza, de tal forma que en los estados de la naturaleza considerados como positivos existe una aversión a la ambigüedad, mientras que en los estados de la naturaleza que son negativos existe una preferencia por la ambigüedad. Esto es así debido a que los inversores representativos estiman que, en caso de que se enfrenten a un escenario desfavorable, la presencia de ambigüedad puede hacer que las noticias negativas actuales sobre el futuro acaben por no materializarse, lo que provoca una preferencia por la ambigüedad, dada esa esperanza generada. Por el contrario, en momentos en los que las expectativas son altas, es decir, cuando se

encuentran en escenarios favorables, la existencia de ambigüedad hace que dicha situación no sea segura, por lo que prefieren que no exista la ambigüedad. Teniendo esto en cuenta, definen el factor de descuento estocástico conforme a la Ecuación (3.66).

$$m_{t+1} = 1 - \alpha_0 \Delta c_{t+1,t+1} - \alpha_1 \Delta c_{t+1,t+1} |a_{t+1,t+1+k}| \quad (3.66)$$

Donde α_0 es el primer parámetro de la regresión correspondiente con la serie inicial del consumo, mientras que α_1 es el parámetro asociado a la ambigüedad. De esta manera, la primera parte de la Expresión (3.66) se refiere al riesgo relativo al incremento del consumo, mientras que el segundo elemento se refiere a los efectos que introduce la ambigüedad dependiente a los estados de la naturaleza, cuya estimación queda íntimamente ligada a la primera revisión del incremento del consumo.

En lo referente a la prima de riesgo del modelo de Borup y Schütte (2021), tomando esperanzas, podemos exponerlo en base a la Ecuación (3.67).

$$\begin{aligned} E_t r_{i,t+1} - r f_t + \frac{1}{2} \sigma_t^2 (r_{i,t+1}) \\ = \lambda_1 \sigma (\Delta c_{t+1,t+1}, r_{i,t+1}) \\ + \lambda_2 \sigma (\Delta c_{t+1,t+1} |a_{t+1,t+1+k}|, r_{i,t+1}) \end{aligned} \quad (3.67)$$

Donde λ_1 es la prima de riesgo asociada al riesgo del incremento del consumo, mientras que λ_2 representa la prima de riesgo asociada a la presencia de ambigüedad. En cualquier caso, la Expresión (3.67) puede expresarse de acuerdo con un modelo de Betas de acuerdo con la Ecuación (3.68).

$$E_t r_{i,t+1}^e - r f_t + \frac{1}{2} \sigma_t^2 (r_{i,t+1}^e) = \lambda_1 \beta_i^C + \lambda_2 \beta_i^A \quad (3.68)$$

Donde λ_1 y λ_2 son los precios del riesgo de cada uno de los factores de exposición al riesgo, mientras que β_i^C es el parámetro que determina la pendiente de la recta de regresión al utilizar la serie del consumo, mientras que β_i^A es el parámetro relacionado con la ambigüedad.

Cabe destacar que si en la Ecuación (3.67) ignoramos la presencia de la ambigüedad como segundo factor el modelo se convierte en el modelo clásico de valoración de activos basado en el consumo. La única diferencia es que, en este caso, utilizamos como serie de datos la primera publicación sobre el consumo en bienes no duraderos en lugar de la versión revisada, que es lo que se asume en la literatura de

valoración de activos. No obstante, el uso de dicha serie de consumo, si bien es cierto que contradice las investigaciones clásicas, no contradice la literatura de valoración de activos, ya que existen artículos que mejoran la capacidad explicativa del modelo de valoración de activos basado en el consumo en base al uso de diferentes series como aproximación del incremento del consumo, tal y como se ha expuesto en el anterior capítulo de la presente Tesis Doctoral (Jagannathan y Wang, 2007; Kroencke, 2017; Yogo, 2006).

En lo referente al parámetro de ambigüedad, Borup y Schütte (2021) estiman dicho factor de acuerdo con la Ecuación (3.69).

$$f_t^A = \Delta c_{t,t} |a_{t,t+1}| \quad (3.69)$$

Donde f_t^A representa el factor de ambigüedad. Cabe destacar que $a_{t,t+1}$ se estima mediante la diferencia entre la primera publicación del consumo en bienes no duraderos y la subsiguiente revisión, conforme con la Ecuación (3.64).

En lo referente a los resultados obtenidos en las pruebas empíricas por Borup y Schütte (2021), indicar que los mismos se pueden dividir en dos aportaciones principales. La primera de ellas tiene que ver con el uso de la primera publicación de la serie del incremento del consumo en bienes no duraderos, en contraposición con la versión revisada que se utiliza habitualmente en la literatura de valoración de activos para los modelos basados en el consumo. En concreto, encuentran que el uso de dicha serie de datos mejora la performance del modelo clásico denominado como C-CAPM, expuesto en el Capítulo II de la presente Tesis Doctoral, coincidiendo con otros artículos de la literatura, los cuales modifican la serie de datos del consumo utilizada para realizar las pruebas empíricas. En segundo lugar, cabe destacar que los resultados del modelo C-CAPM mejoran incluyendo el factor de ambigüedad en lo que ellos llaman el C-CAPM revisado, después de demostrar que la primera revisión realizada sobre la serie del consumo no es predictiva y por lo tanto aporta información adicional a la serie de datos del consumo, relacionando dicha aportación de información con la incertidumbre macroeconómica.

Las conclusiones extraídas por los autores de sus investigaciones empíricas hacen que dicho modelo haya llamado nuestra atención para desarrollar el modelo DCAPM-SVA por diferentes motivos. Por una parte, parece lógico pensar que, igual que los

modelos de valoración de activos basados en el consumo tienen en cuenta factores de exposición al riesgo como la volatilidad macroeconómica, sea necesario implementar el factor de la ambigüedad dependiente de los estados de la naturaleza. Por otro lado, la sencillez de las estimaciones necesarias para poner en funcionamiento con datos reales el C-CAPM revisado, así como la propia estimación de la ambigüedad hace atractivo su uso, ya que conseguimos el doble efecto de eliminar los filtros que Kroencke (2017) concluye como perjudiciales para los modelos de valoración de activos basados en el consumo sin necesidad de aplicar ninguna metodología adicional, y además introducimos el factor de ambigüedad sin necesidad de utilizar estimaciones complejas.

3.5. El modelo DCAPM-SVA.

Los modelos expuestos hasta ahora sirven como base para la creación del modelo que se propone en esta investigación como un nuevo modelo de valoración de activos basado en el consumo. En concreto, el objetivo de este modelo es utilizar los factores de exposición al riesgo que, conforme a todo lo expuesto en la presente Tesis Doctoral, parecen importantes de cara a exponer los factores de exposición al riesgo claves, capaces de explicar una alta proporción de la variación de los precios de los activos de un mercado.

Desde este punto de vista, el objetivo es utilizar las variables clásicas expuestas en la función de utilidad recursiva de Epstein y Zin (1989), que son el incremento del consumo y la rentabilidad de la cartera de mercado como aproximación a la cartera de riqueza, así como la introducción de la volatilidad económica expuesta conforme al artículo de Bansal *et al.* (2014) y la propia ambigüedad desarrollada en el artículo de Borup y Schütte (2021).

En base a la Ecuación (3.56) del modelo de Bansal *et al.* (2014), suponemos que la información disponible por el agente representativo para el término $N_{CF,t+1}$, que hace referencia a las innovaciones en los flujos de caja esperados de un activo de consumo, o en otras palabras, las innovaciones sobre el incremento del consumo, es la primera publicación de la serie del consumo de bienes no duraderos en lugar de la serie clásica del consumo revisado. Además, tal y como se ha expuesto anteriormente, introducimos el parámetro de la ambigüedad dependiente de los estados de la naturaleza, por lo que el factor de descuento estocástico del DCAPM-SVA se expresa conforme a la Ecuación (3.70).

$$m_{t+1} - E_t m_{t+1} = -\gamma N_{CF\xi,t+1} + N_{DR,t+1} + N_{V,t+1} + N_{A,t+1} \quad (3.70)$$

Donde $N_{CF\xi,t+1}$ denota las innovaciones sobre los flujos de caja futuros tomando como aproximación la serie de la primera publicación del incremento del consumo, $N_{DR,t+1}$ representa las innovaciones sobre la tasa de descuento, cuya aproximación son los excesos de rendimiento de la cartera de mercado, $N_{V,t+1}$ son las noticias sobre la volatilidad macroeconómica y $N_{A,t+1}$ se refiere a la ambigüedad dependiente de los estados de la naturaleza.

Tomando esperanzas, se expresa la prima de riesgo de los activos de un mercado conforme a los excesos de rendimiento de acuerdo con la Ecuación (3.71).

$$E_t r_{i,t+1}^e = \gamma \sigma(N_{CF\xi,t+1}, r_{i,t+1}) - \sigma_t(N_{DR,t+1}, r_{i,t+1}) - \sigma_t(N_{V,t+1}, r_{i,t+1}) + \alpha_1 \sigma(N_{A,t+1}, r_{i,t+1}) \quad (3.71)$$

Teniendo en cuenta que la Expresión (3.71) queda escrita en base a las covarianzas de cada una de las noticias con la rentabilidad de los activos, se puede expresar la Ecuación (3.71) conforme a un modelo de Betas de acuerdo con la Ecuación (3.72).

$$E_t r_{i,t+1}^e = \lambda^{CF\xi} \beta_i^{CF\xi} + \lambda_i^{DR} \beta_i^{DR} + \lambda^V \beta_i^V + \lambda^A \beta_i^A \quad (3.72)$$

En lo referente a la estimación de los parámetros, es importante mencionar las variables que se utilizan como aproximación y cómo han sido estimadas en su caso. De esta manera, el riesgo de flujo de caja se ha identificado con el incremento del consumo, en concreto con la primera publicación del consumo en bienes no duraderos, mientras que el riesgo de la tasa de descuento se asocia con la rentabilidad de la cartera de riqueza, o mejor dicho, con la rentabilidad de la cartera de mercado, conforme a lo expuesto en la literatura de valoración de activos (Bansal *et al.*, 2014; Epstein y Zin, 1991).

Para el modelo DCAPM-SVA se calcula la volatilidad conforme a la varianza del incremento del consumo mediante el uso de una ventana de doce meses que cambia cada período “*time-rolling window*”. Esta metodología se diferencia ligeramente de la utilizada por Bansal *et al.* (2014), ya que, tal y como se ha expresado anteriormente, dichos autores utilizan un segundo momento del incremento de la producción industrial para estimar la volatilidad. No obstante, también denotan que, al utilizar el incremento del consumo como sustituto de la producción industrial, los resultados no marcan ninguna

diferencia significativa. Por ese motivo, la estimación de la volatilidad macroeconómica se realiza conforme a la Ecuación (3.73).

$$V_t = \sum_{j=1}^{12} \frac{(\Delta c_{t+j-12,t+j-12} - \Delta \bar{c}_{t,t})^2}{11} \quad (3.73)$$

Donde $\Delta \bar{c}_{t,t}$ es la media del incremento del consumo anual para el período t .

La estimación del factor de la ambigüedad se realiza conforme a las estimaciones de Borup y Schütte (2021), de tal forma que la expresión del cálculo coincide con la Ecuación (3.69). La filosofía es exactamente la misma, utilizando la diferencia entre la primera publicación de la serie del consumo y la primera revisión.

En lo referente a la ambigüedad, cabe mencionar que existen diferentes artículos en la literatura que contradicen las hipótesis asumidas en la presente investigación. De esta manera Halevy (2007) concluye que el hecho de que el agente representativo tenga en cuenta la aversión a la ambigüedad dependiente de los estados de la naturaleza lleva aparejado el uso de modelos complejos, al igual que lo expuesto por Abdellaoui, Baillon, Placido y Wakker (2011), quienes concluyen que los comportamientos que toman los agentes representativos con respecto a la ambigüedad son diferentes con respecto a la fuente que produce la incertidumbre. Brenner y Izhakian (2018) por otro lado, exponen en su investigación que el nivel de aversión a la ambigüedad que tienen los inversores depende de la probabilidad existente de que las inversiones reporten rendimientos positivos para los mismos. Independientemente de lo expuesto anteriormente, la presente Tesis Doctoral parte de lo expuesto por Borup y Schütte (2021), es decir, de una aversión al riesgo dependiente de los estados de la naturaleza, que al mismo tiempo se basa en la literatura de ambigüedad que concluye exactamente lo mismo (Chakravarty y Roy, 2009; Du y Budescu, 2005).

Una vez expresada la manera en la que estimamos cada uno de los parámetros, debemos tener en cuenta que, tal y como se expresa en la Ecuación (3.71), nuestro modelo no hace uso de las exposiciones al riesgo ante esos datos, sino que hace uso de las innovaciones sobre esos datos o, mejor dicho, sobre las noticias que se obtienen de las variables indicadas. Ello implica que las innovaciones deben de ser estimadas en base a alguna metodología. En concreto, nos basamos en la metodología utilizada por Bansal *et*

al. (2014), que al mismo tiempo se basa en la metodología utilizada en el modelo de riesgo a largo plazo de Bansal y Yaron (2004).

Estimamos las innovaciones mediante el uso de un modelo VAR (1), donde el vector de variables X_t toma los valores que se expresa en la Ecuación (3.74)

$$X_t = (\Delta c_{t,t}, r_{m,t}^e, dp_t, V_t, f_t^A)' \quad (3.74)$$

Donde $\Delta c_{t,t}$ es el incremento del consumo, $r_{m,t}^e$ son los excesos de rendimiento de la cartera de mercado, dp_t es el ratio precio-dividendos que es utilizado por su capacidad predictiva añadiendo persistencia al modelo VAR, V_t es la volatilidad macroeconómica estimada en base al consumo, como se expone en la Ecuación (3.73). f_t^A es el factor de ambigüedad que se ha estimado previamente en base a Borup y Schütte (2021) conforme a la Ecuación (3.69). En lo referente al VAR(1), éste se modeliza de acuerdo a la Ecuación (3.75).

$$X_{t+1} = \mu x + \Xi X_t + u_{t+1} \quad (3.75)$$

Cabe reseñar que, conforme a las estimaciones realizadas con respecto al VAR (1), las variables que más capacidad predictiva tienen son el ratio precio-dividendo, como se ha demostrado sistemáticamente en la literatura de valoración de activos, así como la volatilidad macroeconómica debido a su alta persistencia, tal y como se ha expresado anteriormente en la presente Tesis Doctoral en relación con el modelo de riesgo a largo plazo.

Los resultados obtenidos por el modelo VAR (1) se muestran en conjunto con los resultados obtenidos por los modelos de valoración de activos, los cuales se presentan a lo largo del Capítulo V de la presente Tesis Doctoral. Cabe mencionar que, para la estimación del modelo de Bansal *et al.* (2014) se utilizan los datos del consumo final en lugar de la primera publicación del consumo por consistencia con la metodología de estimación de los autores.

3.6. Configuración de la estimación de los modelos de valoración de activos por GMM.

A lo largo del presente capítulo se ha expuesto la metodología de estimación denominada GMM. En concreto, se ha desarrollado la metodología GMM de una manera general, así como la particularización para estimar OLS utilizando este método. Por otro

lado, se ha analizado la metodología para la estimación de las regresiones de corte transversal que, tal y como se ha expuesto, son las estimaciones más interesantes para los modelos de valoración de activos. Posteriormente se han desarrollado los modelos de valoración de activos en los que nos basamos para el desarrollo del modelo objeto de análisis empírico, al cual hemos denominado DCAPM-SVA. En concreto, hemos desarrollado un modelo del estilo i-CAPM de Merton (1973) desarrollado por Bansal *et al.* (2014), así como una extensión del modelo C-CAPM que hace uso de la primera publicación de la serie del consumo de bienes no duraderos, en lugar del consumo completamente revisado, incluyendo el factor de la ambigüedad dependiente de los estados de la naturaleza, desarrollado por Borup y Schütte (2021). Por último, desarrollamos el modelo DCAPM-SVA que puede ser definido como el modelo de Bansal *et al.* (2014), el cual incluye entre otros un factor de exposición al riesgo de las innovaciones sobre la volatilidad estocástica del consumo, incluyendo el factor de ambigüedad desarrollado por Borup y Schütte (2021).

Cualquiera de los tres modelos analizados en el presente capítulo de la Tesis Doctoral puede representarse de acuerdo con un modelo de betas, es decir, un modelo lineal. En siguientes capítulos de la Tesis Doctoral se exponen los modelos que utilizamos como referencia para analizar la aplicabilidad del modelo DCAPM-SVA, pero, en cualquier caso, cualquiera de los modelos puede estimarse de acuerdo con la metodología OLS. No obstante, previamente se ha expuesto los problemas que supone estimar los modelos de valoración de activos de acuerdo con esta metodología, siendo necesario realizar ciertos ajustes a los errores estándar para tener en cuenta la existencia de errores heteroscedásticos. Por ese motivo, en la estimación de los modelos de valoración de activos utilizamos la metodología GMM.

Dado que debemos estimar la regresión de la serie temporal y la regresión de corte transversal, la metodología GMM, tal y como se ha expuesto anteriormente, tiene la ventaja de permitirnos estimar de manera simultánea los parámetros de ambas estimaciones mediante el uso de tres momentos, además de la corrección por autocorrelación de los errores, incluyendo la denominada corrección de Shanken (1992) por el hecho de que la variable independiente de la recta de regresión de corte transversal es una estimación realizada en otra recta de regresión. En concreto, los momentos utilizados se corresponden con la Ecuación (3.41) que, para mejorar la claridad de la

exposición se replican en la Ecuación (3.76) particularizando a la estimación de los modelos.

$$g_T(b) = \begin{bmatrix} E(R_t^e - a - \beta X_t) \\ E[(R_t^e - a - \beta X_t)X_t] \\ E(R^e - \beta\lambda) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} \quad (3.76)$$

Donde X_t denota un vector con los factores utilizados para la estimación de los modelos, mientras que a, β y λ son los parámetros para estimar. Tal y como se expuso anteriormente, los primeros dos momentos se relacionan con la regresión de *time-series*, mientras que el último momento se utiliza para la estimación de la recta de regresión de corte transversal. En lo referente a la matriz de ponderaciones utilizada para estimar la metodología de corte transversal en dos fases, hay que indicar que la matriz utilizada se expone en la Ecuación (3.77).

$$a_T = \begin{pmatrix} I_{2N} & \\ & \beta' \end{pmatrix} \quad (3.77)$$

Donde I representa la matriz de identidad presentada anteriormente en la presente Tesis Doctoral. De esta manera, la estimación a través de GMM se expone en la Ecuación (3.78).

$$a_T g_T(\hat{b}) = 0_{3N} \quad (3.78)$$

Por otro lado, la matriz de densidad espectral utilizada con el objetivo de determinar los errores estándar, así como la distribución de los momentos expuestos anteriormente, es la sugerida por Cochrane (2005). Dicha matriz de densidad espectral S se representa conforme a la Ecuación (3.79).

$$S = E \left[\begin{pmatrix} R_t^e - a - \beta X_t \\ (R_t^e - a - \beta X_t)X_t \\ R_t^e - \beta\lambda \end{pmatrix} \begin{pmatrix} R_t^e - a - \beta X_t \\ (R_t^e - a - \beta X_t)X_t \\ R_t^e - \beta\lambda \end{pmatrix}' \right] \quad (3.79)$$

De esta manera, los resultados obtenidos por el modelo DCAPM-SVA, así como por los modelos de valoración de activos utilizados como referencia estimados conforme a la especificación expuesta de GMM se presentan en el Capítulo V de la presente Tesis Doctoral.

Capítulo IV. Datos utilizados para la estimación de los modelos

En el anterior capítulo hemos expuesto la metodología utilizada para estimar los parámetros de los modelos de valoración de activos. El presente capítulo tiene como objetivo poner en conocimiento la fuente de datos utilizados para las pruebas empíricas, así como los estadísticos principales de los datos utilizados que, por otro lado, coinciden con los resultados que han sido publicados en el artículo titulado “*Cross-sectional implications of dynamic asset pricing with stochastic volatility and ambiguity aversion*”, en la revista “*North American Journal of Economics and Finance*” (Lago-Balsalobre, Rojo-Suárez, y Alonso-Conde, 2023).

En concreto, se hace uso de dos tipos de datos para poner en práctica los diferentes modelos de valoración de activos. Teniendo en cuenta que, además del modelo DCAPM-SVA, se estiman diferentes modelos de referencia de la literatura de valoración de activos, se necesita una amplia gama de datos para llevar a cabo las pruebas empíricas. Para ello, utilizamos datos macroeconómicos, en general, para estimar los modelos de valoración de activos basados en el consumo. En contraposición, utilizamos datos de mercado con un triple objetivo. Por un lado, se necesitan las rentabilidades históricas de diferentes carteras para realizar las pruebas empíricas, así como factores tales como la rentabilidad de la cartera de mercado para poner en práctica los denominados modelos de mercado, sin perjuicio de que la estimación de ciertos modelos basados en el consumo también utilice factores de exposición al riesgo aproximados conforme a datos de mercado, tal y como ocurre con la rentabilidad de la cartera de mercado.

De esta manera, la estructura del presente capítulo es la siguiente: en primer lugar, se exponen los datos de mercado, mientras que en segundo lugar se detallan los datos macroeconómicos utilizados y, por último, se detalla toda la información referente a los estadísticos de las series de datos utilizadas.

4.1. Datos de mercado.

En primer lugar, nos centramos en los datos utilizados para llevar a cabo las pruebas empíricas. Si bien es cierto que los modelos de valoración de activos deben ser modelos absolutos capaces de valorar cualquier tipo de activo, para realizar las pruebas empíricas de los mismos, en la literatura es común utilizar datos de mercado. Ello es debido, principalmente, a la disponibilidad de largas series de datos.

Sin perjuicio de lo expresado anteriormente, dentro de la literatura podemos encontrar artículos que utilizan los modelos de valoración de activos para sacar

conclusiones acerca de mercados diferentes a los mercados financieros. A modo de ejemplo, Engsted, Hviid y Pedersen (2016) aplican la metodología VAR de Campbell y Shiller (1988) en los países pertenecientes a la OCDE para detectar burbujas en los precios de las viviendas. La metodología utilizada es similar a la expresada anteriormente en el modelo de Bansal y Yaron (2004). Engsted y Pedersen (2015) utilizan la capacidad predictiva del ratio precio-dividendo, debido a su alta capacidad predictiva y persistencia demostrada en base a datos del mercado financiero, para predecir el incremento de la rentabilidad del mercado inmobiliario en países pertenecientes a la OCDE. Piazzesi *et al.* (2007) utilizan el modelo C-CAPM para realizar pruebas respecto al mercado inmobiliario, utilizando dicha serie de datos como activos para la prueba del modelo, así como para aproximar la serie de consumo real de un agente representativo. Si bien es cierto que existe una amplia variedad de artículos de activos inmobiliarios relacionados con la literatura de valoración de activos, debemos comprender la procedencia de los datos para poder exponer los motivos por los que, para probar un nuevo modelo de valoración de activos, no sería productivo utilizarlos. En primer lugar, debemos fijarnos en la serie de datos utilizada para estimar los precios y la rentabilidad del mercado inmobiliario. El precio de un activo inmobiliario viene determinado por el precio por metro cuadrado medio de una zona, ya sea una región o un país, mientras que los dividendos se entienden como el precio medio por metro cuadrado del alquiler de una zona determinada. Esta suposición tiene sentido, desde el punto de vista de que, si dispones de un activo inmobiliario, la rentabilidad de la inversión puede venir de la mano de la diferencia de precios del activo durante el período de tenencia del mismo o, si se alquila dicha propiedad, de la mano del pago por dicho alquiler. No obstante, sin entrar en la problemática derivada de la estimación de dichas series de datos, por el momento, existe un problema con la óptica adoptada. En primer lugar, no todas las compras de viviendas realizadas en un momento determinado del tiempo tienen como objetivo la canalización de la inversión. De esta manera, no todas las viviendas que se venden se encuentran disponibles para un futuro alquiler, por lo que, a pesar de que se verifique que el mercado inmobiliario es un mercado eficiente, el hecho de que la mayoría de las compras realizadas no tengan como objetivo real la inversión puede provocar distorsiones en la estimación de los precios. Por otro lado, la inversión en activos inmobiliarios no es una inversión generalizada, en el sentido de que no todos los posibles inversores tienen ahorros suficientes como para acometer la inversión necesaria para entrar en el mercado inmobiliario. Es cierto que existen ciertos productos que funcionan como un fondo de

inversión para facilitar que la inversión en el mercado inmobiliario sea más generalizada. Estos productos se denominan SOCIMI, o en inglés *REITS*, y funcionan como un fondo de inversión, en el sentido de que aceptan aportaciones de inversores individuales para acometer inversiones inmobiliarias con el patrimonio conjunto adquirido de los ahorros aportados. Estas sociedades cuentan con un tipo impositivo beneficiado y, por lo tanto, menor al resto de empresas, pero por contraposición están obligadas a repartir periódicamente vía dividendos la totalidad de los beneficios obtenidos, de tal forma que el reparto de dividendos simule la existencia de un pago en concepto por alquiler. De esta forma, el pago obtenido por los inversores es proporcional a la participación en la empresa. Al realizar pruebas empíricas con datos de mercado, este tipo de empresas a veces se eliminan de la serie de empresas disponibles de acuerdo con Griffin, Kelly y Nardari (2010).

Independientemente de todo lo anterior, existe una problemática asociada a los datos del mercado inmobiliario y a los de otros mercados para los que quisiésemos aplicar los modelos de valoración de activos. La medición de los datos no es todo lo eficiente que debería ser. Supongamos que el mercado financiero es eficiente al menos en su forma más débil, de tal forma que la información importante queda recogida en los precios de un mercado. Si nos fijamos en un activo individual, los agentes entran en una puja que, a través de ajustes, permite estimar el que es, en teoría, el valor correcto del activo que está cotizando. No obstante, en otros mercados como el inmobiliario, la forma en la que se fijan los precios podríamos considerar que no es tan eficiente por los motivos comentados anteriormente. Además, la recolección de datos no se encuentra automatizada en una base de datos, creando la necesidad de estimar estas series de datos mediante estimaciones, como ocurre con la serie de datos del consumo. El hecho de poder considerarse un dato macroeconómico estimado hace que las pruebas empíricas de los modelos sobre estos mercados puedan no ser definitivas, siendo la práctica habitual en la literatura de valoración de activos el uso de variables de mercado.

Las pruebas empíricas realizadas en la investigación de la presente Tesis Doctoral se llevan a cabo en el mercado estadounidense. De esta manera, todos los datos correspondientes a la rentabilidad de activos de mercado se obtienen de la página web de Kenneth R. French. En la literatura de valoración de activos, desde las pruebas empíricas realizadas por Fama y French (1993), es común realizar las pruebas empíricas en base a las denominadas 25 carteras clásicas, que utilizan como variables de clasificación el

tamaño y el valor en libros de los activos (en adelante BE/ME) para formar las carteras. No obstante, existen diferentes autores que exponen la necesidad de utilizar otro tipo de carteras que recojan diferentes anomalías, ya que las anomalías que tienen estas carteras favorecen el buen funcionamiento de los modelos de valoración de activos (Campbell, 2018; Ferson, Nallareddy, y Xie, 2013; Lewellen, Nagel, y Shanken, 2010). Campbell (2018) indica que el incremento de la cantidad de activos sobre los que probar el modelo, en ocasiones, se considera como una buena práctica en la literatura. No obstante, ello puede llevar a observar variaciones más altas en los resultados del modelo, observando como el *J*-test rechaza el modelo de manera errónea. Por ese motivo, indica que es mejor utilizar activos que sabemos que van a generar dificultades al modelo en el momento de la valoración de los activos. Además, indica que otra práctica habitual es utilizar carteras, ya que es más sencillo reportar los resultados para diferentes carteras con diferentes anomalías en lugar de utilizar los activos sin agrupar. El uso de carteras, además, ayuda en el sentido de que hay menor presencia de riesgo idiosincrático dentro del activo, aumentando la precisión de los parámetros de exposición al riesgo.

Por todo lo anterior, en la investigación utilizamos cuatro carteras que recogen anomalías diferentes entre sí, para observar el comportamiento de los modelos de valoración de activos en todas ellas. Las pruebas empíricas se realizan en un horizonte temporal que abarca desde enero de 1980 hasta diciembre de 2021, por la disponibilidad de datos macroeconómicos, tal y como se expresará a lo largo del presente capítulo. La primera cartera que utilizamos como activos de prueba la componen 24 carteras que mezclan al mismo tiempo diferentes anomalías. A estas carteras las hemos denominado, con el objetivo de referirnos de manera sencilla a ellas, como “24 carteras composite”. En concreto, este grupo de carteras se ha formado de acuerdo con 6 carteras cuyas variables de ordenación son el tamaño de los activos y el valor en libros (BE/ME), 6 carteras cuyas variables de ordenación son el tamaño y el efecto *momentum*, 6 carteras ordenadas en base al tamaño y a la reversión a largo plazo y 6 carteras ordenadas en base al tamaño y a la reversión a corto plazo. En lo relativo a la estimación de estas carteras, en la web de French (2023) encontramos lo siguiente:

- 6 carteras tamaño-BE/ME: Los activos se construyen desde finales de enero en base a la intersección entre dos carteras formadas según el tamaño de los activos y tres carteras creadas conforme a su ratio BE/ME. El punto de corte coincide con la mediana del capital presente en el mercado NYSE a finales de junio del mismo

año. Estas carteras se han creado en base a todos los activos disponibles en cada uno de los años en los mercados NYSE, AMEX y NASDAQ (French, 2023).

- 6 carteras tamaño-momentum: Los activos se construyen con datos mensuales como la intersección entre dos carteras formadas en base al tamaño de los activos y tres carteras formadas en base al criterio de ordenación de *momentum* (las carteras más rentables continúan reportando una mayor rentabilidad en el futuro). Para formar estas carteras se han tenido en cuenta los rendimientos de los activos presentes en los mercados NYSE, AMEX y NASDAQ, de tal forma que, para que los activos sean tenidos en cuenta han debido reportar un precio durante los últimos trece meses y un alto rendimiento durante los últimos dos (French, 2023).
- 6 carteras tamaño-reversión a corto plazo: Los activos se construyen en frecuencia mensual como la intersección de dos carteras formadas en base al tamaño y tres carteras formadas en base a los rendimientos anteriores. Tengamos en cuenta que la reversión es el efecto contrario al *momentum*, es decir, aquellos activos que reportan una alta rentabilidad pasan a reportar una baja rentabilidad y viceversa. Las carteras se estiman en base a los activos presentes en los mercados NYSE, AMEX y NASDAQ. Para que los activos sean tenidos en cuenta en la muestra, un activo debe tener un precio de cotización durante los dos meses anteriores y un buen rendimiento durante el mes anterior, así como información sobre la capitalización bursátil de los activos en el mes anterior (French, 2023).
- 6 carteras tamaño-reversión a largo plazo: Los activos se construyen de manera mensual como la intersección de dos carteras formadas en base al tamaño y 3 carteras formada en base a los rendimientos de los trece meses anteriores. Las carteras incluyen todos los activos de los mercados de NYSE, AMEX y NASDAQ que cumplen el requisito de contar con precios de cotización en los últimos 61 meses y un alto rendimiento durante los últimos 13 meses, además de información acerca de su capitalización bursátil en el mes anterior (French, 2023).

Además de utilizar las 24 carteras *composite*, introducimos el uso de las siguientes carteras:

- 25 carteras tamaño-beneficio operativo: Las carteras están construidas como la intersección de 5 carteras formadas por el tamaño, y 5 carteras formadas en base al beneficio operativo. Los puntos de corte para la variable de tamaño coinciden con los quintiles del mercado NYSE a finales de junio de cada año. En lo referente al beneficio operativo, se estima a finales de junio en base a la estimación que surge de minorar los beneficios anuales por el coste de ventas, los gastos en conceptos de intereses y otros gastos operativos, dividiendo todo ello por los fondos propios de cada activo del último ejercicio fiscal. Para la estimación de las carteras se introducen todos los activos presentes en los mercados NYSE, AMEX y NASDAQ que cumplen la restricción de tener información de mercado para el mes de junio de cualquier año, sin tener ninguna falta de datos de beneficios en el último mes y sin que exista falta de información en las variables de coste de ventas, gastos generales y gastos en concepto de pago de intereses durante el último mes (French, 2023).
- 25 carteras tamaño-momentum: Las carteras se construyen de manera mensual como la intersección entre 5 carteras formadas en base al tamaño de los activos y 5 carteras construidas en base a los rendimientos anteriores. Dentro de la muestra se introducen todos los activos presentes en los mercados NYSE, AMEX y NASDAQ que cumplan las restricciones de tener la información del precio durante los últimos trece meses, así como un buen rendimiento desde los últimos dos meses. (French, 2023).
- 30 carteras industriales: Las carteras se construyen en frecuencia mensual en base a los activos presentes en los mercados NYSE, AMEX y NASDAQ, asignando cada activo a una cartera al final del mes de junio en base al código SIC del objeto empresarial de cada activo.

Además de utilizar las carteras de mercado como activos para las pruebas empíricas de los modelos, es necesario utilizar algunos factores construidos en base a datos de mercado. En primer lugar, se necesita la rentabilidad de la cartera de mercado para poder aproximar la rentabilidad de la cartera de riqueza, ya que es uno de los factores de exposición al riesgo del modelo DCAPM-SVA. Además, utilizamos el modelo de tres factores y el modelo de cinco factores de Fama y French (1993, 2015) como modelos de

referencia con fines comparativos. Por ese motivo, hemos descargado el archivo con los cinco factores de la web de French (2023). En la web indica que los factores se han construido en base a seis carteras ordenadas en base al tamaño de los activos y al ratio BE/ME, 6 carteras construidas en base al tamaño y al beneficio operativo de los activos y 6 carteras formadas en base al tamaño y la inversión de los activos. Los factores descargados son:

- Factor RMRF: Es el exceso de rendimientos de la cartera de mercado, estimado en base a la rentabilidad de la cartera de mercado menos la rentabilidad del activo libre de riesgo. Se introducen para el cálculo todas las empresas que se encuentran en el CRSP (*Center for Research in Security Prices*) de los mercados NYSE, AMEX o NASDAQ que tienen un código CRSP de 10 o 11 a principios de mes. El activo libre de riesgo se aproxima de acuerdo a los bonos del tesoro con un vencimiento de un mes (French, 2023).
- Factor SMB: Empresas pequeñas menos empresas grandes (*Small Minus Big*). Es el rendimiento medio de las nueve empresas más pequeñas minorada por el rendimiento medio de las nueve empresas más grandes (French, 2023).
- Factor HML: Empresas con alto valor menos empresas con bajo valor en libros (*High Minus Low*). Se estima como el rendimiento medio de las dos carteras con mayor valor en libros menos el rendimiento medio de las dos carteras en crecimiento (con menor valor en libros) (French, 2023).
- Factor RMW: Empresas con una rentabilidad operativa consolidada menos empresas con una rentabilidad operativa no consolidada (*Robust Minus Weak*). Se estima como el rendimiento medio de las dos carteras que contienen las empresas con un beneficio operativo más consolidado menos el rendimiento medio de las dos carteras con el beneficio operativo menos consolidado (French, 2023).
- Factor CMA: Empresas con inversiones conservadoras menos empresas con inversiones agresivas (*Conservative Minus Aggressive*). Se estima como el rendimiento medio de las dos carteras que contienen las empresas con inversiones más conservadoras (menor volumen) menos el rendimiento medio de las dos

carteras que contienen las empresas con las inversiones más arriesgadas (mayor volumen) (French, 2023).

Por último, con el objetivo de estimar el modelo VAR, en el que se introduce el ratio precio-dividendo debido a su alta persistencia y, por lo tanto, capacidad predictiva, descargamos dicha información para el mercado estadounidense de la web de Robert J. Shiller (Shiller, 2023).

Los estadísticos relativos a los datos de mercado expuestos anteriormente se muestran más adelante, en conjunto con los datos macroeconómicos utilizados para las pruebas empíricas del próximo capítulo.

4.2. Datos macroeconómicos.

Si bien es cierto que los datos de mercado son importantes para poder probar los modelos de valoración de activos, no debemos perder la perspectiva de que el modelo de valoración de activos propuesto denominado DCAPM-SVA es un modelo de valoración de activos basado en el consumo.

El modelo DCAPM-SVA utiliza 4 factores de exposición al riesgo. Tiene en cuenta las innovaciones que ocurren en base al flujo de caja, las innovaciones en la tasa de descuento, las noticias acerca de la volatilidad macroeconómica y las innovaciones sobre la ambigüedad. Las aproximaciones utilizadas para poner en práctica el modelo son el incremento del consumo, la rentabilidad de la cartera de mercado, la volatilidad macroeconómica y el factor de ambigüedad estimado en base a diferentes versiones publicadas del consumo en bienes no duraderos. No obstante, todas las variables macroeconómicas es posible estimarlas en base a la serie de datos del consumo estadounidense.

La serie de datos del consumo se ha obtenido de la base de datos económica (en adelante *ALFRED* que proviene de *Archival Federal Reserve Economic Database*) publicada en la web de la FRED (*Federal Research Economic Data*). Los datos descargados se encuentran en el apartado de datos *vintage* de las cuentas económicas de EE. UU. realizado por el NIPA (*National Institute of Pension Administrators*). Esta serie de datos tiene información acerca del consumo revisado y también dispone de información acerca de las diferentes revisiones que se han realizado sobre el consumo (*vintage data*). En concreto, utilizamos el consumo en bienes no duraderos de acuerdo con la investigación de ambigüedad de Borup y Schütte (2021).

Es importante señalar que no existen registros de la diferencia entre la primera versión del consumo y las subsiguientes revisiones antes de diciembre de 1979. Por ese motivo, el horizonte temporal utilizado en nuestro estudio comienza en enero de 1980 y finaliza en diciembre de 2021.

En base a los datos macroeconómicos obtenidos se realizan las estimaciones pertinentes para poder poner en funcionamiento los diferentes modelos de valoración de activos basados en el consumo. De esta manera, la volatilidad del consumo es estimada en base a la Ecuación (3.72) como la cuasi-varianza con una ventana variable de estimación de doce meses. Por otro lado, el factor de ambigüedad se estima conforme a la Ecuación (3.68).

Llegados a este punto, es necesario destacar la diferencia entre las series del consumo utilizadas. Los datos obtenidos recogen las diferencias entre las publicaciones del consumo que se han realizado a lo largo de los años. El modelo DCAPM-SVA utiliza la primera publicación del consumo en bienes no duraderos para aproximar el riesgo de flujo de caja, mientras que el resto de los modelos de valoración de activos basados en el consumo utilizan la serie del consumo revisado. Por ese motivo utilizamos series diferentes del consumo, dependiendo del modelo estimado.

Antes de mostrar los estadísticos relativos a los datos utilizados para las pruebas empíricas se exponen ciertas cuestiones en relación a la publicación de datos macroeconómicos seguidos por la BEA (*Bureau of Economic Analysis*). El procedimiento de publicación de los datos del consumo llevado a cabo por la BEA intenta cumplir un doble objetivo. En primer lugar, intenta publicar estimaciones puntuales, cada tres meses, y al mismo tiempo muy consistentes, de tal forma que enfatizan las tendencias a largo plazo y los componentes cíclicos en la serie del consumo para que sean fácilmente identificables (BEA, 2019). Para lograrlo, utiliza una secuencia de fases estadísticas que les permite realizar publicaciones periódicas de baja frecuencia que capturan los movimientos y las tendencias del consumo a largo plazo, denominándose procedimiento de *benchmarking*. Como resultado de esta metodología Borup y Schütte (2021) observan que durante un horizonte temporal que abarca desde el primer cuatrimestre de 1965 hasta el segundo cuatrimestre de 2018, el coeficiente de autocorrelación de la primera publicación del consumo asciende a 0.07, mientras que la autocorrelación de la serie del consumo revisada asciende a 0.23, implicando posibles detrimentos en la capacidad explicativa de los modelos de valoración de activos basados en el consumo.

Teniendo en cuenta que los estadísticos encargados de estimar las series del consumo del BEA no tienen como objetivo realizar una serie de datos óptima para valorar activos, Borup y Schütte (2021) concluyen que la primera publicación de los datos de consumo representa mejor la información que el inversor representativo utiliza para la toma de decisiones, sin ningún tipo de tratamiento estadístico.

A modo de resumen, la BEA realiza modificaciones tanto a la serie de datos del consumo, como a la serie de datos relacionada con el PIB por dos motivos, BEA (2019):

- Suele publicar las previsiones del consumo, y los subsiguientes dos ajustes en un horizonte temporal de tres meses, comenzando a contar desde que termina el cuatrimestre al que pertenecen las variables. La segunda y la tercera revisión, en teoría, incorporan información a las estimaciones que los estadísticos han ido introduciendo según han ido documentándose. Podemos considerar que estas modificaciones han sido producidas por la existencia de ambigüedad, de tal forma que la propia agencia estadística debe introducir modificaciones que recojan el comportamiento real de los agentes en lo relativo al consumo.
- Con respecto a las subsiguientes revisiones, BEA las realiza con el objetivo de introducir filtros para hacer menos volátil la serie de datos del consumo, ensalzando las tendencias a largo plazo.

Todo lo expuesto anteriormente motiva el uso de los datos expuestos para la puesta en funcionamiento de las pruebas empíricas de los modelos de valoración de activos, tanto el DCAPM-SVA como aquellos que se toman como referencia de la literatura de valoración de activos con fines comparativos.

4.3. Estadísticos de los datos.

A continuación, exponemos los estadísticos principales de los datos que se han usado, tanto de los factores de mercado expuestos, como de los factores macroeconómicos y las carteras utilizadas para realizar las pruebas empíricas. Mientras que en la Tabla IV.1 se recogen las medias y desviaciones típicas de todos los factores, en la Tabla IV.2 se encuentran las correlaciones existentes entre las variables macroeconómicas y los excesos de rendimiento de las diferentes carteras utilizadas en las pruebas empíricas.

En la Tabla IV.1 se hace necesario destacar diferentes cuestiones referentes a los datos. En primer lugar, tanto en las carteras que componen la prueba de las 24 carteras “*composite*”, en las 25 carteras formadas en base al tamaño y el beneficio operativo de los activos, así como en las 25 carteras formadas en base al tamaño y efecto *momentum*, se observa el patrón que cabía esperar en base a la literatura de valoración de activos. De esta manera, se muestra como incrementa la rentabilidad de los activos con respecto al tamaño, así como con respecto a la anomalía que afecta a los activos. Además, encontramos la desviación típica y la rentabilidad media de los activos de las 30 carteras industriales. Cabe señalar que, las carteras industriales han sido seleccionadas en base a la dificultad que históricamente han encontrado los modelos de valoración de activos para valorar estos activos, siendo una buena comprobación de la bondad del modelo (Lewellen *et al.*, 2010).

En lo referente a los factores de los modelos de valoración de activos que vamos a utilizar en la prueba empírica cabe destacar la diferencia existente entre la primera serie del consumo publicada y la última, la cual incluye todos los filtros estadísticos de BEA. Las medias del incremento del consumo no parecen demasiado diferentes entre ellas, con un 0.31% de crecimiento de media en el caso de la primera serie del consumo publicada y un 0.35% en el caso de la última serie del consumo publicada.

Tabla IV.1. Media y desviación típica de los datos

Panel A: 24 carteras <i>composite</i>																														
	Bajo			Alto				Bajo			Alto																			
	Medias							Desviaciones típicas																						
Pequeña-BE/ME	0.32	0.76	0.78	Pequeña-BE/ME	6.80	5.36	5.64	Grande-BE/ME	0.62	0.54	0.61	Grande-BE/ME	4.63	4.45	5.22															
Grande-BE/ME	0.12	0.71	0.94	Pequeña-Mom	7.32	5.20	6.11	Grande-Mom	0.38	0.56	0.69	Grande-Mom	6.15	4.30	4.73															
Pequeña-Mom	0.71	0.78	0.60	Pequeña-Rev. l/p	6.56	5.05	5.77	Grande-Rev. l/p	0.65	0.62	0.59	Grande-Rev. l/p	5.11	4.15	4.83															
Grande-Mom	0.64	0.72	0.33	Pequeña-Rev. c/p	7.23	5.42	5.99	Grande-Rev. c/p	0.61	0.67	0.42	Grande-Rev. c/p	5.85	4.34	4.63															
Pequeña-Rev. l/p	Panel B: 25 carteras tamaño-beneficio operativo																													
Grande-Rev. l/p	Beneficio Op.					Beneficio Op.																								
Pequeña-Rev. c/p	Medias					Desviaciones típicas																								
Grande-Rev. c/p	0.17	0.73	0.72	0.67	0.53	Pequeña	7.24	5.46	5.31	5.68	6.66																			
	0.26	0.57	0.74	0.77	0.78	2	7.13	5.65	5.26	5.60	6.31																			
	0.35	0.63	0.71	0.76	0.78	3	6.94	5.26	5.03	5.31	5.79																			
	0.49	0.65	0.69	0.76	0.75	4	6.37	5.21	4.82	5.02	5.21																			
	0.29	0.53	0.49	0.61	0.66	Grande	5.94	4.78	4.62	4.31	4.36																			
	Panel C: 25 carteras tamaño- <i>momentum</i>																													
Momentum																														
	Bajo					Alto						Bajo					Alto													
	Medias											Desviaciones típicas																		
Pequeña	-0.25	0.48	0.72	0.88	1.02	Pequeña	8.21	5.69	5.20	5.26	6.49	2	8.18	5.96	5.29	5.31	6.72													
2	0.01	0.60	0.75	0.88	0.95	2	8.18	5.96	5.29	5.31	6.72	3	7.82	5.73	5.09	5.05	6.29													
3	0.20	0.56	0.72	0.69	0.87	3	7.82	5.73	5.09	5.05	6.29	4	8.12	5.70	4.88	4.64	5.78													
4	0.07	0.62	0.74	0.73	0.81	4	8.12	5.70	4.88	4.64	5.78	Grande	7.34	4.98	4.38	4.22	5.10													
Grande	0.22	0.59	0.51	0.60	0.68	Grande	7.34	4.98	4.38	4.22	5.10	Panel D: 30 carteras industriales																		
Medias												Desviaciones típicas																		
Comida	Cerveza	Tabaco	Juegos	Libros	Consumo	Comida	Cerveza	Tabaco	Juegos	Libros	Consumo	Comida	Cerveza	Tabaco	Juegos	Libros	Consumo													
0.77	0.87	0.86	0.70	0.39	0.61	4.16	4.87	6.54	7.04	5.90	4.41	Ropa	Medicina	Química	Textil	Construcción	Metal.													
Ropa	Medicina	Química	Textil	Construcción	Metal.	6.44	4.61	5.83	7.98	6.39	8.19	Maquinaria	Eq. Elect	Autos	Envíos	Minas	Carbón													
0.70	0.73	0.54	0.42	0.48	0.39	6.63	6.53	7.86	6.52	8.16	11.46	Gasolina	Utilil.	Telecom.	Servicios	Eq. Empr.	Papel													
Maquinaria	Eq. Elect	Autos	Envíos	Minas	Carbón	6.17	3.89	4.99	6.34	7.26	5.16	Transporte	Mayorista	Retail	Restaurantes	Financiación	Otros													
0.46	0.71	0.58	0.60	0.05	-0.38	5.58	5.21	5.37	5.23	5.60	5.72	0.26	0.54	0.59	0.71	0.55	0.51													
Gasolina	Utilil.	Telecom.	Servicios	Eq. Empr.	Papel	Transporte	Mayorista	Retail	Restaurantes	Financiación	Otros	0.56	0.48	0.84	0.72	0.60	0.20													
0.26	0.54	0.59	0.71	0.55	0.51	Panel E: Factores de mercado y macroeconómicos																								
Transporte	Mayorista	Retail	Restaurantes	Financiación	Otros	RMRF					SMB					HML					RMW					CMA				
0.56	0.48	0.84	0.72	0.60	0.20	Medias					Desviaciones					Medias					Desviaciones									
						0.57	0.05	0.16	0.29	0.25	Medias	0.31	0.35	Medias	0.03	-0.01	Desviaciones	4.54	2.89	2.98	2.39	1.94	Desviaciones	1.72	1.19	Desviaciones	0.08	0.28		

Nota: La tabla de datos es la misma tabla utilizada en Lago-Balsalobre *et al.* (2023). La tabla muestra las medias y las desviaciones típicas en porcentaje de los excesos de rendimiento de las carteras utilizadas como activos de pruebas, así como de los factores utilizados para los modelos de valoración de activos. Las 24 carteras *composite* están formadas por la unión de 6 carteras tamaño-BE/ME, 6 carteras tamaño-*momentum*, 6 carteras tamaño-reversión a largo plazo y 6 carteras tamaño-reversión a corto plazo. El término $\Delta C_{t,t}$ representa el incremento de la primera publicación del consumo en bienes no duraderos y $\Delta C_{t,t+k}$ indica el incremento de la serie del consumo con todas las modificaciones realizadas hasta la fecha. \hat{V}_t denota la volatilidad macroeconómica estimada conforme a la ventana móvil de 12 meses y Ambigüedad referencia al factor expuesto en anteriores capítulos de la Tesis Doctoral. Los datos macroeconómicos se obtienen de la web de Kennet R. French, mientras que los datos macroeconómicos se extraen de la web de NBER.

Donde sí se observa una mayor variación entre las dos series de datos es en la volatilidad. En este sentido, la primera serie del consumo de bienes no duraderos tiene una desviación típica de 1.72%, mientras que la desviación típica de la serie de datos introduciendo todos los filtros estadísticos asciende a 1.19%. Ello coincide con los argumentos expuestos anteriormente por Borup y Schütte (2021), indicando que una de las explicaciones por las que la primera serie del consumo obtiene mejores resultados que el consumo final al utilizar el modelo C-CAPM radica en la volatilidad. Igualmente, corrobora lo expuesto en capítulos anteriores de la Tesis Doctoral por Kroencke (2017), en la misma dirección acerca de la volatilidad de la serie del consumo. El hecho de que los filtros utilizados por las agencias estadísticas reducen la volatilidad de la serie de datos, introduciendo distorsiones a la serie con la que los inversores realmente toman las decisiones, provoca un empeoramiento de la capacidad explicativa de los modelos de valoración de activos basados en el consumo.

Por otro lado, en la Tabla IV.2 se recoge la correlación existente entre diferentes factores y las diferentes carteras utilizadas en la prueba empírica. De esta manera, como concepto general se observa una correlación positiva entre el incremento del consumo y la rentabilidad de los activos. Debemos tener en cuenta que los activos analizados en la tabla se corresponden con activos con riesgo. Ya sabemos, por lo expuesto en el Capítulo II, que el riesgo de los activos se mide con respecto a la covarianza de la utilidad marginal con el propio activo. Teniendo en cuenta que aproximamos la utilidad marginal con respecto a la serie de datos del consumo, esperaríamos ver una correlación positiva entre los activos y la serie de datos del consumo, ya que, si el incremento del consumo es mayor, se infiere un incremento en el precio de los activos. En los momentos en los que la utilidad marginal se maximiza el precio de los activos suele ser bajo, al igual que debería observarse un decremento en el consumo.

Otra de las características destacables de la Tabla IV.2 es que la correlación existente entre la primera serie de datos de consumo en bienes no duraderos publicada y los activos es menor que la correlación entre los activos y la serie de datos final de consumo de bienes no duraderos. Además, se observa que sistemáticamente la volatilidad del consumo tiene una correlación positiva con los activos de renta variable, mientras que la ambigüedad tiene una correlación negativa con los activos.

Capítulo IV: Datos utilizados para la estimación de los modelos

Tabla IV.2. Correlación de los activos con los factores

Panel A: 24 carteras <i>composite</i>											
	Baja	2	Alta				Baja	2	Alta		
	Correlaciones con $\Delta C_{i,t}$						Correlaciones con $\Delta C_{i,t+k}$				
Peq.-BE/ME	18.31	19.41	22.13			Peq.-BE/ME	22.51	24.84	27.93		
Grande-BE/ME	13.65	14.47	20.50			Grande-BE/ME	19.15	22.67	28.15		
Peq.-Mom	15.52	20.04	20.79			Peq.-Mom	24.95	26.07	24.43		
Grande-Mom	13.90	13.62	15.12			Grande-Mom	26.70	20.79	20.15		
Peq.-Rev. l/p	20.76	20.80	16.76			Peq.-Rev. l/p	27.54	24.92	23.42		
Grande-Rev. l/p	16.91	14.22	14.57			Grande-Rev. l/p	22.29	20.20	21.41		
Peq.-Rev. c/p	21.60	19.90	16.52			Peq.-Rev. c/p	27.09	27.04	23.23		
Grande-Rev. c/p	21.20	15.98	10.87			Grande-Rev. c/p	28.52	22.84	18.71		
	Correlaciones con \hat{V}_t						Correlaciones con ambigüedad				
Peq.-BE/ME	11.89	10.14	12.38			Peq.-BE/ME	-0.07	0.59	1.46		
Grande-BE/ME	10.82	9.55	8.45			Grande-BE/ME	-1.94	-3.33	-1.95		
Peq.-Mom	16.00	10.89	9.63			Peq.-Mom	-5.55	0.24	2.11		
Grande-Mom	9.29	11.53	10.95			Grande-Mom	-6.84	-3.17	-0.55		
Peq.-Rev. l/p	13.26	10.47	11.34			Peq.-Rev. l/p	-0.29	1.95	-1.89		
Grande-Rev. l/p	10.63	10.58	9.48			Grande-Rev. l/p	-0.54	-2.16	-2.77		
Peq.-Rev. c/p	11.54	12.78	12.36			Peq.-Rev. c/p	0.39	-0.67	-2.43		
Grande-Rev. c/p	8.95	10.14	12.42			Grande-Rev. c/p	-0.95	-1.96	-5.06		

Panel B: 25 carteras tamaño-beneficio operativo											
Beneficio Op.	Baja	2	3	4	Alta	Beneficio Op.	Baja	2	3	4	Alta
	Correlaciones con $\Delta C_{i,t}$						Correlaciones con $\Delta C_{i,t+k}$				
Pequeña	17.40	19.29	18.71	21.32	23.41	Pequeña	22.52	23.36	24.67	27.19	27.82
2	16.01	19.24	19.04	19.80	24.44	2	21.88	24.62	23.38	25.89	29.90
3	17.72	19.43	21.87	21.28	22.79	3	19.99	24.90	27.40	26.96	28.85
4	18.78	21.70	19.74	18.23	17.52	4	23.94	27.21	28.79	24.86	23.44
Grande	12.79	17.85	15.22	11.65	12.87	Grande	21.79	24.64	21.07	18.23	18.99
	Correlaciones con \hat{V}_t						Correlaciones con ambigüedad				
Pequeña	12.99	10.01	9.77	11.89	14.31	Pequeña	-2.27	1.37	1.06	0.76	1.19
2	10.92	9.08	9.57	11.59	11.55	2	-1.38	0.74	2.45	1.31	1.22
3	12.05	10.79	9.15	12.64	11.76	3	1.46	0.48	2.72	1.13	1.18
4	13.44	9.52	9.82	12.99	12.18	4	-1.44	1.25	-1.18	-0.35	-0.78
Grande	8.94	12.02	10.54	9.26	10.22	Grande	-6.60	-1.62	-2.12	-3.52	-2.38

Panel C: 25 carteras tamaño-momentum											
Momentum	Baja	2	3	4	Alta	Momentum	Baja	2	3	4	Alta
	Correlaciones con $\Delta C_{i,t}$						Correlaciones con $\Delta C_{i,t+k}$				
Pequeña	15.49	18.44	18.89	16.94	17.73	Pequeña	25.75	26.38	25.71	24.54	24.16
2	13.94	19.17	18.21	21.56	21.44	2	23.66	26.11	24.29	25.95	25.26
3	13.29	19.35	20.36	21.01	20.46	3	22.55	28.14	26.08	26.26	24.30
4	16.98	16.81	18.80	17.97	21.27	4	30.18	26.32	25.54	22.23	25.28
Grande	16.55	10.98	10.81	12.79	14.54	Grande	30.18	21.86	19.12	18.49	18.92
	Correlaciones con \hat{V}_t						Correlaciones con ambigüedad				
Pequeña	17.53	13.64	10.57	10.73	10.65	Pequeña	-7.53	-3.37	-2.17	-3.32	-2.28
2	16.38	11.14	9.67	10.71	8.85	2	-5.90	-0.30	-0.32	2.58	3.25
3	15.01	12.80	11.17	10.59	8.99	3	-6.10	-2.75	0.75	2.33	2.83
4	12.61	12.49	11.65	9.55	10.74	4	-7.33	-4.42	-1.46	1.60	2.90
Grande	7.11	9.45	11.96	11.24	9.48	Grande	-6.79	-6.81	-6.11	-1.25	0.24

Tabla IV.2. Correlación de los factores con los activos (*cont.*)

Panel D: 30 carteras industriales											
Correlaciones con $\Delta C_{i,t}$						Correlaciones con $\Delta C_{i,t+k}$					
Comida	Cerveza	Tabaco	Juegos	Libros	Consumo	Comida	Cerveza	Tabaco	Juegos	Libros	Consumo
8.39	3.79	2.02	14.99	19.42	6.89	11.83	11.96	11.34	20.85	23.99	9.66
Ropa	Medicina	Química	Textil	Construc.	Metal	Ropa	Medicina	Química	Textil	Construc.	Metal
12.18	9.03	16.87	23.11	21.89	15.78	15.46	14.57	23.58	26.06	27.25	26.31
Maquinari.	Eq. Elect	Autos	Envíos	Minas	Carbón	Maquinari.	Eq. Elect	Autos	Envíos	Minas	Carbón
16.46	19.40	20.24	17.49	10.67	17.07	22.80	21.61	24.52	23.46	23.13	32.60
Gasolina	Utilill.	Telecom.	Servicios	Eq. Empr.	Papel	Gasolina	Utilill.	Telecom.	Servicios	Eq. Empr.	Papel
24.04	9.94	12.97	14.28	12.27	9.52	38.05	16.02	15.21	16.05	18.09	12.90
Transporte	Mayorista	Retail	Restaura.	Financ.	Otros	Transporte	Mayorista	Retail	Restaura.	Financ.	Otros
10.85	17.43	11.17	13.89	12.07	7.58	12.73	23.38	6.85	21.55	19.20	11.03
Correlaciones con \hat{V}_t						Correlaciones con ambigüedad					
Comida	Cerveza	Tabaco	Juegos	Libros	Consumo	Comida	Cerveza	Tabaco	Juegos	Libros	Consumo
6.28	5.88	3.41	12.48	11.54	10.08	-2.85	-6.54	-5.33	-1.83	2.16	-2.62
Ropa	Medicina	Química	Textil	Construc.	Metal	Ropa	Medicina	Química	Textil	Construc.	Metal
11.47	7.45	11.56	8.47	8.70	8.02	-0.04	-4.02	-2.47	7.18	4.50	-3.08
Maquinari.	Eq. Elect	Autos	Envíos	Minas	Carbón	Maquinari.	Eq. Elect	Autos	Envíos	Minas	Carbón
11.55	11.42	18.70	7.33	11.60	7.39	-0.57	3.84	5.24	-3.14	-7.70	-9.79
Gasolina	Utilill.	Telecom.	Servicios	Eq. Empr.	Papel	Gasolina	Utilill.	Telecom.	Servicios	Eq. Empr.	Papel
3.28	4.59	8.37	8.28	10.02	11.17	-3.37	-3.18	0.80	-0.08	0.39	-1.17
Transporte	Mayorista	Retail	Restaura.	Financ.	Otros	Transporte	Mayorista	Retail	Restaura.	Financ.	Otros
11.86	11.44	8.48	9.36	7.95	8.44	0.13	-1.37	4.51	-1.92	-4.88	-3.76

Nota: La tabla de datos es la misma tabla utilizada en Lago-Balsalobre *et al.* (2023). La tabla muestra las correlación entre factores macroeconómicos y las carteras utilizadas como activos de pruebas. Las 24 carteras *composite* están formadas por la unión de 6 carteras tamaño-BE/ME, 6 carteras tamaño-*momentum*, 6 carteras tamaño-reversión a largo plazo y 6 carteras tamaño-reversión a corto plazo. El término $\Delta C_{i,t}$ representa el incremento de la primera publicación del consumo en bienes no duraderos y $\Delta C_{i,t+k}$ indica el incremento de la serie del consumo con todas las modificaciones realizadas hasta la fecha. \hat{V}_t denota la volatilidad macroeconómica estimada conforme a la ventana móvil de 12 meses y Ambigüedad hace referencia al factor expuesto en anteriores capítulos de la Tesis Doctoral. Los datos macroeconómicos se obtienen de la web de Kenneth R. French, mientras que los datos macroeconómicos se extraen de la web de NBER.

Estos datos coinciden con la intuición de la ambigüedad, ya que en momentos en los que exista una menor volatilidad económica en un escenario positivo, preferirán la ausencia de ambigüedad, mientras que, en momentos de máxima volatilidad económica con un escenario negativo, preferirán la existencia de ambigüedad.

En cualquier caso, cabe destacar que las correlaciones mostradas en la tabla no son importantes en la estimación de los modelos de valoración de activos, ya que los factores determinantes son las correlaciones existentes entre las rentabilidades esperadas y la covarianza entre los factores y los rendimientos, debido a que en base a estos datos construimos los modelos lineales de betas, tal y como se ha demostrado anteriormente en la presente Tesis Doctoral.

En lo referente a la construcción del modelo VAR, con el objetivo de estimar las innovaciones sobre el incremento del consumo, la ambigüedad, la volatilidad y la rentabilidad de la cartera de mercado, los resultados de dicho modelo se exponen en

Capítulo IV: Datos utilizados para la estimación de los modelos

conjunto con los estadísticos obtenidos al realizar las pruebas empíricas de los diferentes modelos de valoración de activos para el mercado estadounidense.

Capítulo V. Resultado de las pruebas empíricas en EE. UU.

El presente capítulo tiene como objetivo exponer los resultados obtenidos al realizar las pruebas empíricas del modelo DCAPM-SVA. Para poner en contexto la capacidad explicativa del modelo de valoración de activos propuesto, utilizamos algunos modelos que sirven como referencia en la literatura de valoración de activos. En concreto, utilizamos dos modelos de valoración de activos basados en el consumo, a partir de los cuales evoluciona el modelo propuesto, así como tres modelos de valoración de activos de mercado. En concreto, utilizamos el modelo de Bansal *et al.* (2014), el modelo C-CAPM, el modelo CAPM, el modelo de tres factores de Fama y French (1993) y el modelo de cinco factores de Fama y French (2015).

A lo largo de los capítulos desarrollados en la presente Tesis Doctoral se ha expuesto la evolución de diferentes modelos basados en el consumo hasta llegar al modelo DCAPM-SVA. Algunos de esos modelos se utilizan a modo de comparación en las pruebas empíricas. No obstante, hasta el momento no se ha desarrollado en profundidad ningún modelo de mercado de valoración de activos.

Por ese motivo, el presente apartado tiene un doble objetivo. Al principio del capítulo se exponen los modelos de valoración de activos de mercado utilizados en las pruebas empíricas. Una vez expuestos dichos modelos, se procede a la exposición de los resultados obtenidos en la investigación para el mercado estadounidense, coincidentes con los resultados presentados en el artículo titulado “*Cross-sectional implications of dynamic asset pricing with stochastic volatility and ambiguity aversion*” de la revista *North American Journal of Economics and Finance* (Lago-Balsalobre *et al.*, 2023).

5.1. El modelo CAPM.

El CAPM es uno de los modelos más utilizados en la práctica, dada su facilidad de cálculo. Este modelo, surge en un contexto en el que la literatura de valoración de activos buscaba simplificar cálculos para tener en cuenta el descubrimiento de las carteras eficientes de Markowitz (1952). La dificultad de realizar la maximización con la tecnología disponible en la época hacía complicada la aplicación de cualquier modelo de valoración de activos. Además, estos modelos solían tener en mente únicamente la posibilidad de inversión en activos de renta variable, sin incluir la posibilidad de prestar y pedir prestado al tipo libre de riesgo.

El modelo CAPM reduce la complejidad de estimación de los modelos, incluyendo además la posibilidad de prestar y pedir prestado a la rentabilidad del activo libre de riesgo. Este modelo también se utiliza como referencia para el uso de otras metodologías de estimación ligadas a las finanzas, tal y como se ha expuesto en el primer capítulo de la presente Tesis Doctoral. En cualquier caso, el desarrollo del modelo de valoración de activos lleva aparejadas unas estrictas suposiciones que tienen una dudosa aplicabilidad en la práctica. Independientemente de la teoría del modelo, es bien cierto que la capacidad explicativa del modelo ha variado a lo largo del tiempo, sufriendo un decremento en el pasado reciente.

El desarrollo inicial del modelo es atribuible a Sharpe (1964) y Lintner (1965a), quienes suponen que los inversores presentes en el mercado realizan el examen y la toma de decisiones acerca de las inversiones en carteras utilizando como indicadores la media y la volatilidad de las mismas. Los agentes únicamente tienen en cuenta un período temporal, y además todos tienen un pensamiento común acerca de los estadísticos de las carteras, es decir, acerca de la media, varianza y desviación típica de los activos. De esta forma, todos los inversores serán capaces de categorizar el activo de la misma manera respecto a un criterio objetivo. Además, suponen que en el mercado no existen costes de transacción, ni impuesto sobre los beneficios obtenidos en base a las inversiones. Por último, hay que indicar que, según el modelo, no existen activos que no estén presentes en un mercado no cotizado.

Si las restricciones supuestas para el modelo CAPM se verifican, los inversores tomarán decisiones de inversión eficientes, por lo que a priori, todos los activos en los que invertirán los agentes se localizan sobre la propia frontera eficiente de Markowitz (1952). El modelo, además, supone que en el mercado se puede prestar y pedir prestado al tipo libre de riesgo. Si se verifica esta restricción en la realidad, entonces únicamente puede existir una inversión eficiente en la que los agentes van a decidir invertir, y será aquella cartera que estando en la frontera eficiente sea tangente a la recta que surge en el momento en el que tenemos en cuenta la presencia del activo libre de riesgo en el mercado. Dicha línea es conocida como la línea del mercado de capitales (CML, *the Capital Market Line*). De esta manera, dado que los inversores son diversificadores eficientes, no necesitan realizar un análisis de eficiencia de las posibles carteras en las que el agente va a invertir, ya que se va a dejar llevar por las inversiones del resto de los agentes. La cartera en la que invierten todos los agentes tiene que coincidir

necesariamente con la rentabilidad de la cartera de mercado. Ello lleva a que una de las restricciones más importantes del modelo CAPM sea que la cartera de mercado debe de ser eficiente (Campbell, 2018).

Teniendo en cuenta todo lo anterior, el modelo CAPM puede representarse conforme a la Ecuación (5.1).

$$E(R_i) - rf = \beta_{im}(E(R_m) - rf) \quad (5.1)$$

Donde β_{im} se estima conforme a la pendiente de una recta de regresión, recogiendo la covarianza entre el activo analizado y la rentabilidad de la cartera de mercado. La Ecuación (5.1) se convierte en una regresión definida con respecto a la Ecuación (5.2).

$$R_{it} - rf_t = \alpha_i + \beta_{im}(R_{mt} - rf_t) + \epsilon_{it} \quad (5.2)$$

Donde el parámetro α_i debe tomar valores iguales a cero. A dicho parámetro se le conoce, además, en la literatura de finanzas, como el Alfa de Jensen. Es tomado como una medida de performance, ya que determina si un activo está sobrevalorado o infravalorado con respecto al modelo CAPM. En el contexto de análisis de fondos de inversión, esa métrica es conocida como un ratio de performance, que mide el valor adicional creado por los gestores de un fondo de inversión en comparación con una cartera no gestionada. El α_i puede representarse conforme a la Ecuación (5.3) despejando la Ecuación (5.2).

$$\alpha_i = (E(R_i) - rf) - \beta_{im}(E(R_m) - rf) \quad (5.3)$$

La denominada *Security Market Line* (SML) derivada del modelo CAPM queda representada en la Ecuación (5.4).

$$E(R_i) = rf + (E(R_m) - rf)\beta_m \quad (5.4)$$

Black *et al.* (1972) dota de flexibilidad al modelo relajando las restricciones acerca del endeudamiento. De esta manera, si los inversores pueden prestar y pedir prestado al tipo libre de riesgo, los inversores controlan su exposición al riesgo realizando una cartera en la que deciden la proporción del presupuesto que utilizan para invertir en el activo libre de riesgo y la proporción del presupuesto que utilizan para invertir en la cartera de renta variable.

La decisión de la cartera de renta variable en la que los agentes invierten es sencilla, y coincide con la rentabilidad de la cartera de mercado. De esta manera, surge el teorema de la decisión de inversión de Tobin. Dicho teorema indica que un agente basará el proceso de toma de decisiones de inversión en una secuencia de dos fases. En primer lugar, tomará una decisión objetiva en la que determinará la cartera de renta variable que usará para llevar a cabo la inversión. Es objetiva debido a que, tal y como hemos comentado anteriormente, hay una única decisión de inversión eficiente cuando tenemos en cuenta la posibilidad de inversión en el activo libre de riesgo, por lo que los inversores tomarán la decisión de invertir en la cartera de mercado bajo las suposiciones del modelo CAPM. En segundo lugar, tomarán una decisión de inversión subjetiva, en la que determinarán la proporción del presupuesto a invertir en la cartera de renta variable y la proporción de presupuesto a invertir en el activo libre de riesgo, conforme a su perfil de riesgo.

Con respecto a estas teorías, se categorizan las subsiguientes carteras creadas por los inversores como carteras de endeudamiento y carteras de préstamo. De esta manera, un agente que tenga una alta aversión al riesgo utilizará un mayor porcentaje de su presupuesto para invertir en el activo libre de riesgo que en la cartera de mercado, tanto más cuanto mayor sea su aversión al riesgo (cartera de préstamo). En cambio, aquellos agentes que pueden categorizarse como propensos al riesgo tenderán a pedir prestado al tipo libre de riesgo para apalancar su inversión e invertir más presupuesto en la cartera de mercado, aumentando la volatilidad y el rendimiento de su inversión (carteras de endeudamiento). En cualquier caso, Campbell (2018) expone que, a pesar de las infinitas carteras que pueden crear los diferentes agentes, estas nuevas carteras siguen siendo eficientes.

El hecho de que el modelo sea lineal, ha facilitado muchas comprobaciones en la literatura de valoración de activos, de tal forma que, por ejemplo Treynor y Black (1973) y Campbell (2018) utilizan el modelo CAPM para probar la eficiencia de una cartera de inversión, mientras que Black y Litterman (1992) utilizan el modelo para construir carteras eficientes.

En cualquier caso, las pruebas empíricas realizadas en la presente Tesis Doctoral se llevan a cabo de acuerdo con la recta de regresión de corte transversal. Tomando esperanzas en la recta de regresión expuesta en la Ecuación (5.2), y sustituyendo el

término de la prima de riesgo de mercado por el parámetro lambda de prima de riesgo, o precio de riesgo, obtenemos la expresión común, similar a las expuestas en anteriores capítulos. Dicha expresión se presenta en la Ecuación (5.5).

$$E(R_i) = \alpha_i + \beta_{im}\lambda_{im} + \epsilon_{it} \quad (5.5)$$

A pesar de que el modelo CAPM es un modelo intensivamente utilizado en la práctica, y uno de los modelos más conocidos de la literatura de finanzas en general, la capacidad explicativa del mismo no es excesivamente alta. Por ese motivo, la literatura acerca de modelos de factores ha continuado creciendo en la literatura de valoración de activos. El uso de dichos modelos con fines comparativos es importante en nuestra investigación, de cara a no sobrevalorar la capacidad explicativa del modelo DCAPM-SVA.

5.2. El modelo de tres factores de Fama y French (1993).

El CAPM significó un avance mayúsculo en la literatura de valoración de activos. No obstante, las subsiguientes pruebas empíricas realizadas en dicho modelo dejan al descubierto ciertos problemas en lo referente a la capacidad explicativa. Diferentes autores descubrieron ciertos efectos presentes en la literatura de valoración de activos que no pueden ser valorados por el modelo CAPM, denominando a dichos efectos anomalías. De Bondt y Thaler (1985) realizan un estudio de eficiencia en los mercados en los que se preguntan si los inversores tienden a reaccionar de una manera exagerada en los mercados, obteniendo unos resultados compatibles con su hipótesis, demostrando que en rendimientos a largo plazo encuentran reversiones a la media. Jegadeesh y Titman (1993) estudian la estrategia de comprar activos que han estado otorgando unas altas rentabilidades y vender aquellos que no se han comportado de manera correcta, observando que dichas tendencias se mantienen en un período que abarca desde los tres a los doce meses, es decir, corto plazo. Ello también es considerado una teoría ya que la rentabilidad obtenida por esta estrategia no viene determinada por soportar un mayor grado de riesgo sistemático, a pesar de que indican que normalmente la rentabilidad extra obtenida durante los primeros meses, en media, termina por disiparse después de dos años. Otros investigadores encuentran que el rendimiento de los activos de una empresa se encuentra relacionado con variables como el tamaño de la empresa, el crecimiento de las ventas pasadas o diferentes ratios como el ratio Precios-Beneficio Neto (Banz, 1981; Basu, 1983; Lakonishok, Shleifer, y Vishny, 1994).

El modelo CAPM no es capaz de valorar correctamente el tipo de anomalías expuestas anteriormente, observándose un decremento de la capacidad explicativa de la recta de regresión de corte transversal. Por ese motivo, las investigaciones llevan a la creación de modelos multifactoriales. En concreto, uno de los modelos que mejores resultados ha obtenido históricamente es el modelo de tres factores de Fama y French (1993). Las pruebas empíricas realizadas en la literatura de valoración de activos corroboran la gran capacidad explicativa del modelo expuesto.

En concreto, el modelo supone que los excesos de rendimientos medios de los activos pueden explicarse por la sensibilidad de éstos con respecto a tres factores. La regresión *time-series* del modelo se expresa conforme a la Ecuación (5.6).

$$R_i - rf = \alpha_i + b_i(R_m - rf) + s_i(SMB) + h_iHML + \epsilon_i \quad (5.6)$$

Donde $R_m - rf$ son los excesos de rendimiento de la cartera de mercado, SMB es el factor explicado en anteriores capítulos de la presente Tesis Doctoral, estimado como la rentabilidad de las carteras que se forman de acuerdo a las empresas más pequeñas menos la rentabilidad de las carteras compuesta de las empresas más grandes, y HML es el factor estimado en base a la rentabilidad de las carteras compuestas por empresas con un alto valor menos la rentabilidad de las carteras compuestas por empresas con un bajo valor.

Tomando esperanzas, la regresión de corte transversal se expresa conforme a la Ecuación (5.7).

$$E(R_i) - rf = b_i[E(R_m) - rf] + s_iE(SMB) + h_iE(HML) \quad (5.7)$$

Donde b_i , s_i y h_i son los parámetros de pendiente estimados de acuerdo con la Expresión (5.6).

Fama y French (1996) realizan pruebas empíricas del modelo, en un primer momento basado en 25 carteras construidas en base al tamaño y al valor de las empresas. Esta anomalía ha sido muy utilizada en la literatura de valoración de activos, ya que se observa un incremento en las rentabilidades conforme existe un mayor tamaño o valor en libros. Ello puede observarse en los estadísticos de la Tabla IV.1. No obstante, estos mayores rendimientos quedan en un principio inexplicados. Al observar unos mayores rendimientos, a priori cabría esperar unas mayores betas, debido a que los rendimientos

deben ser proporcionales a estos parámetros. No obstante, en la literatura no se ha encontrado dicha señal, permaneciendo inexplicado hasta el momento de la prueba empírica del modelo de tres factores. Además de la prueba empírica realizada en las 25 carteras clásicas, llevan a cabo diferentes pruebas del modelo para otras anomalías.

Fama y French (1996) muestran los resultados del modelo demostrando ciertos hechos. En primer lugar, observan que, utilizando tres factores, sí consiguen explicar la anomalía anteriormente mencionada, de tal forma que los factores h_i aumentan conforme aumentan los rendimientos de las carteras. Por otro lado, los parámetros α_i muestran los errores de valoración de los modelos, observando que no encuentran valores de cero, y además se encuentran valores significativos. No obstante, todos estos datos, incluidos los estadísticos R^2 de la regresión, deben ser examinados con cierta cautela, ya que, en realidad, tal y como se ha expuesto, en valoración de activos nos interesa explicar la rentabilidad esperada de los activos, no la regresión *time-series*.

Para saber si podemos aceptar que los errores de valoración cometidos por el modelo son conjuntamente igual a cero, Fama y French (1996) utilizan el test GRS de Gibbons *et al.* (1989). A pesar de la repercusión del modelo de tres factores, la prueba rechaza los resultados del modelo. Cochrane (2005) explica que, gracias a la existencia de este precedente, la literatura de valoración de activos no debería fijarse únicamente en los estadísticos de los modelos. El modelo de tres factores puede tomarse como un ejemplo de modelo rechazado por las pruebas estadísticas, pero que sí tiene una teoría económica subyacente importante para el desarrollo de la investigación sobre la valoración de activos.

No obstante, las anteriores pruebas empíricas no son las únicas realizadas por el modelo de tres factores. Si bien es cierto que la capacidad explicativa de los modelos es importante, de cara a su aplicabilidad en la práctica relacionada con la valoración de activos financieros, la mayor aportación científica viene de la mano de permitir a los investigadores entender el funcionamiento de los mercados en lo relativo a diferentes anomalías.

Hasta el momento se ha expuesto los resultados referentes a las 25 carteras formadas en base al tamaño y al valor en libros de las empresas, no obstante, Fama y French (1996) realizan otras pruebas empíricas relacionadas con el nivel de ventas de una empresa. Ello es debido a que, a priori, el modelo puede parecer que se encuentra

diseñado para que tenga una alta capacidad explicativa, ya que los factores, tal y como se ha expuesto en capítulos anteriores, también están formados en base al tamaño y valor en libros de las empresas.

De esta manera, Fama y French (1996) utilizan también carteras construidas en base al nivel de ventas de los activos en el mercado. En base a los resultados que obtienen, concluyen que, a diferencia de lo que a priori cabría pensar, los mejores activos en los que invertir son aquellos que tienen un menor nivel de ventas, dado que la rentabilidad esperada de dichos activos es mucho mayor. En dicho trabajo demuestran que el modelo CAPM no es capaz de explicar la diferencia entre rentabilidades observada en los datos y las rentabilidades estimadas por el modelo, mientras que, utilizando los tres factores del modelo expuesto, observamos como el s_i aumenta conforme aumenta la rentabilidad de los activos con peores ventas, a pesar de que el patrón puede observarse de una manera, incluso más evidente, con el factor h_i . Ello implica que la anomalía de las ventas covaría con el efecto valor analizado por los factores del modelo.

Además, en esta prueba empírica se observa un parámetro α_i cercano a cero, e incluso el J -test no es capaz de rechazar la hipótesis de que los errores de valoración del modelo son conjuntamente iguales a cero. De esta manera, en lo referente a dicha prueba empírica, demuestran que los activos con la anomalía de bajas ventas se comportan como el efecto valor, de tal forma que un inversor no obtendría, en términos de rendimiento, una ventaja entre invertir en activos con la anomalía de las ventas, o invertir en un activo con la anomalía de valor analizada anteriormente.

Fama y French (1996) realizan una prueba adicional con otra anomalía, utilizando *momentum* y reversión a la media. *Momentum* es una anomalía observada en la literatura de valoración de activos, en la que se detecta el patrón de que las empresas denominadas como “*ganadoras*”, es decir, que tienen un alto rendimiento esperado, continúan siendo ganadoras, mientras que las carteras “*perdedoras*” siguen reportando bajos rendimientos. Por otro lado, la reversión a la media es un proceso contrario, donde se encuentran activos que, a pesar de estar observando una rentabilidad esperada alta, por ejemplo, siendo unos activos “*ganadores*”, comienzan a empeorar su rendimiento. En lo referente a estas anomalías, se observa como el modelo explica las carteras que sufren reversión a la media, de nuevo, gracias al factor h_i , mientras que para las carteras *momentum*

observamos una menor capacidad explicativa, debido a que la correlación entre el efecto valor y el efecto *momentum* es negativa.

De esta manera, Fama y French (1996) concluyen que el modelo tiene muchos puntos positivos que deben ser considerados. El modelo permite facilitar a los investigadores la reducción de las anomalías para que puedan ser probadas en la realidad. Además, el modelo tiene una aplicación práctica, por ejemplo, para medir la performance de los fondos de inversión, debido a que, con dichos factores, pueden construir una cartera similar a la observada en el fondo, determinando si los gestores de los fondos aportan valor, o simplemente están obteniendo la rentabilidad que podríamos obtener con una cartera en el mercado. No obstante, en este trabajo una de las hipótesis a contrastar es si el modelo propuesto tiene una explicación racional. De esta manera, los autores indican que al menos su modelo podría considerarse un APT. Dicho modelo de valoración indica que, si hay factores que afectan a la explicación de las rentabilidades de los activos, deben ser introducidos incluso si son factores irracionales. El problema radica en que no son capaces de explicar a ciencia cierta el porqué del funcionamiento de HML. A este respecto, Fama y French (1996) mencionan en su artículo que la relación de HML con sucesos reales, puede venir de la mano de que sea capaz de ser una aproximación relativa al capital humano, desde el punto de vista de que un alto porcentaje de la población trabaja para empresas con alto valor. No obstante, no aportan pruebas empíricas, lo que hace que, hasta el momento, esta explicación pueda ser tomada como una hipótesis. En cualquier caso, para realizar dicha afirmación se basan en artículos que han explorado posibilidades similares (Chan y Chen, 1991; Fama y French, 1995, 1997).

Este modelo supuso un avance en la línea de investigación de valoración de activos y, si bien es cierto que es un modelo imperfecto, es capaz de explicar correctamente una buena fracción de la variación de los precios de los activos de un mercado. Por ese motivo, en las pruebas empíricas realizadas en el presente capítulo y en los subsiguientes, es tomado como modelo de referencia de la valoración de activos.

5.3. El modelo de cinco factores de Fama y French (2015).

Fama y French (2015) aportan a la literatura de valoración de activos un nuevo modelo que tiene una mayor capacidad explicativa que el anterior modelo de Fama y French (1993), introduciendo dos nuevos factores explicativos al modelo, creando un modelo multifactorial con cinco factores. La motivación de la creación del nuevo modelo

de valoración de activos viene de la mano de la identificación de ciertas anomalías que no se tuvieron en cuenta en el modelo de tres factores. En concreto, dichas anomalías tienen que ver con la inversión que realizan las empresas (si son agresivas o conservadoras), así como la anomalía relativa a los beneficios esperados. Previo al modelo de cinco factores, en la literatura de valoración de activos se encuentran artículos que ya ahondaban en las anomalías mencionadas. Desde ese punto de vista, Novy-Marx (2013) identifican una aproximación para los beneficios esperados de una empresa, demostrando que el comportamiento producido por esta variable hace mejorar los resultados de las estrategias de inversión basadas en las anomalías del valor en libros analizada anteriormente, encontrando una capacidad explicativa similar a la del ratio BE/ME. Por otro lado, Aharoni, Grundy y Zeng (2013) encuentra una relación positiva entre los rendimientos y las inversiones esperadas de los activos. Para mejorar la performance indican en su artículo que las variables de medición utilizadas deben estimarse en mayor medida teniendo en cuenta los datos empresariales en lugar de los datos bursátiles, encontrando así una mejora de la variable de inversión.

Si bien es cierto que Fama y French (2015) prueban sus modelos en las carteras ordenadas en base a las anomalías de las dos nuevas variables que introduce en su modelo, tal y como en un inicio hacían en el anterior modelo Fama y French (1996), en estudios subsiguientes prueban su modelo de cinco factores en comparación con el modelo de tres factores para otro tipo de anomalías diferentes a las analizadas, observando una mayor capacidad explicativa del modelo de cinco factores (Fama y French, 2016).

En base a todo lo anterior, y mencionado que el modelo de tres factores no incluye ciertas informaciones de los rendimientos que, a priori deberían ser capaces de explicar un alto porcentaje de la variación de los precios de un mercado, Fama y French (2015) representan su modelo de cinco factores conforme a la Ecuación (5.8).

$$R_{it} - rf_t = a_i + b_i(R_{mt} - rf_t) + s_iSMB_t + h_iHML_t + r_iRMW_t + c_iCMA_t + \epsilon_{it} \quad (5.8)$$

Donde CMA_t se construye estimando la diferencia entre las carteras formadas por empresas que cuentan con pocas inversiones financieras (conservadoras) y empresas que cuentan con muchas inversiones financieras en su balance (agresivas). Por otro lado, RMW_t se estima mediante la diferencia de los rendimientos de las carteras compuestas por las empresas con los beneficios más altos (robustas) y las empresas que reportan unos

peores resultados (frágiles). De esta manera, r_i es la exposición de los activos ante la anomalía de los beneficios operativos, mientras que c_i representa la exposición ante la anomalía de las inversiones empresariales. De esta manera, si estas exposiciones explican la totalidad de la variación de precio de los activos de un mercado, el parámetro a_i toma valores de cero (Fama y French, 2015).

En lo referente a la estimación de las 25 carteras ordenadas en base al tamaño y al beneficio operativo de las empresas, Fama y French (2015) destacan que, a pesar de que el nombre de la variable es beneficio operativo, realmente es el beneficio operativo incluyendo el pago en concepto de intereses. De esta forma, conforme disminuyen los beneficios operativos se observa un incremento sobre la rentabilidad de los activos. Por otro lado, los patrones encontrados por Fama y French (2015) son diferentes para las 25 carteras ordenadas en base al tamaño e inversión. De esta manera, las empresas que tienen una menor inversión ofrecen un mayor rendimiento esperado que aquellas que sí realizan grandes inversiones.

Además de las anteriores carteras mencionadas, estiman carteras basadas en tres anomalías conjuntas, de tal forma que realizan las pruebas empíricas de los modelos en 32 carteras ordenadas en base al tamaño, el beneficio operativo y la inversión; 32 carteras ordenadas en base al tamaño, al ratio BE/ME y al beneficio operativo; y 32 carteras ordenadas en base al tamaño de los activos, al ratio BE/ME y a la inversión.

En lo referente a la capacidad explicativa del modelo, tal y como se ha expresado anteriormente, de manera general podemos asegurar que el modelo de cinco factores mejora la capacidad explicativa del modelo de tres factores. No obstante Fama y French (2015) encuentran pruebas de que, en sus pruebas empíricas, el factor HML parece ser redundante con otros factores. Por ese motivo, realizan una prueba en la que convierten el modelo de cinco factores en un modelo de cuatro, dejando de lado el factor HML para observar si realmente es un factor redundante. Los resultados obtenidos en sus pruebas empíricas son negativos para dicho factor, ya que la capacidad explicativa del modelo no varía a pesar de que no se introduzca dicho factor dentro del modelo. Indican que el valor de los parámetros parece ser absorbido por algunos de los parámetros presentes en la regresión, observando que, en el caso del factor CMA, se encuentran parámetros positivos, coincidiendo con la tendencia de que un mayor valor del ratio BE/ME implica menores inversiones por parte de la empresa. No obstante, los valores de la exposición a

RMW también son positivos, implicando que los activos con mucho valor se comportan como los activos que tienen mucha rentabilidad. Fama y French (2015) indican que es probable que la redundancia del factor HML se produzca por la serie de datos utilizada en la prueba empírica: activos del mercado estadounidense entre 1963 y 2015, indicando que es interesante realizar otras pruebas empíricas con datos anteriores a 1963.

En cualquier caso, adicionalmente proponen una modificación al modelo de cinco factores, el cual se expone en la Ecuación (5.9).

$$R_{it} - rf_t = a_i + b_i(R_{mt} - rf_t) + s_iSMB_t + h_iHML0_t + r_iRMW_t + c_iCMA_t + \epsilon_{it} \quad (5.9)$$

El factor $HML0_t$ se define como el factor HML ortogonal, estimado como la suma del parámetro a_i y las perturbaciones aleatorias de una regresión que toma como variable dependiente el factor HML y como variables independientes los excesos de rendimiento de la cartera de mercado, el factor SMB, el factor RMW y el factor CMA.

Observan que la diferencia entre el uso del modelo de 5 factores original y el expuesto en la Ecuación (5.9) no difiere demasiado en lo referente al factor HML, por lo que utilizan dicha expresión para realizar las pruebas empíricas.

En lo referente a los resultados utilizando como activos 25 carteras ordenadas en base al tamaño y el beneficio operativo, hay que señalar que la aplicabilidad del modelo de tres factores y el de cinco factores es similar. Los resultados obtenidos para las 25 carteras ordenadas en base al tamaño y la inversión demuestran que el modelo de cinco factores tiene una mayor capacidad explicativa que el modelo de tres factores.

En las pruebas empíricas realizadas, Fama y French (2015) indican que, en la mayoría de los casos, el J -test rechaza que los errores de valoración de los modelos sean conjuntamente iguales a cero. No obstante, indican que, para las diferentes anomalías probadas, el modelo de cinco factores es capaz de explicar entre un 71% y un 94% de la variación de los precios de los activos analizados. Además, encuentran pruebas empíricas de que los activos con menor tamaño tienen exposiciones a los factores de CMA y RMW negativas, y ello provoca los mayores problemas del modelo de cinco factores en gran parte de las pruebas empíricas realizadas. De esta manera, encuentran que la exposición negativa al factor CMA coincide con la evidencia de que las empresas dentro del grupo de las más pequeñas realizan altas inversiones, pero la exposición al riesgo negativa al

factor RMW coincide con unos altos rendimientos, cuando esperaban observar lo contrario. De esta manera, teniendo en cuenta que son las únicas empresas en las que se encuentran un comportamiento no esperado, indican que el comportamiento de los rendimientos de las empresas pequeñas sería el de empresas que realizan altas inversiones a pesar de tener unos escasos beneficios operativos.

Dichas sospechas son corroboradas de manera clara por los resultados obtenidos conforme a las 32 carteras ordenadas en base al tamaño, beneficio operativo e inversión. En cualquier caso, Fama y French (2015) indican que a pesar de ser capaz de explicar la problemática de las empresas pequeñas que tienen rendimientos bajos y tienen una gran actividad inversora a pesar de tener unos beneficios operativos bajos, ello conlleva una nueva incógnita implícita, y es la explicación de los rendimientos medios obtenidos por empresas grandes que tienen una alta actividad inversora, pero, al mismo tiempo tienen bajos rendimientos operativos.

Si bien es cierto que existen modelos similares al modelo de cinco factores de Fama y French (2015), no son capaces de explicar tan en profundidad los efectos de las anomalías de la inversión y del beneficio operativo en la explicación de los rendimientos de los activos. De esta manera, Hou, Xue y Zhang (2014) desarrolla un modelo de cuatro factores que no tiene en cuenta el factor de HML. No obstante, Fama y French (2015) indican que el hecho de que utilicen para las pruebas empíricas de su modelo carteras formadas en base a un único criterio de ordenación, en cierto modo, puede distorsionar los efectos evidenciados en las pruebas empíricas del modelo de cinco factores. Ello se basa en que en las carteras formadas en base a un único criterio de ordenación, las empresas más grandes tienen un mayor peso, lo que camufla los resultados debido a que las carteras que provocan problemas a los modelos de valoración de activos se ha demostrado que son las empresas de pequeño tamaño. Otro modelo de cuatro factores interesante es el modelo de Carhart (1997). Este modelo introduce un factor adicional al modelo de tres factores de Fama y French (1993) para absorber la anomalía de las carteras *momentum*. En concreto, introduce un factor denominado UMD que se estima conforme a la diferencia entre el rendimiento de una cartera formada en base a empresas “*ganadoras*”, y el rendimiento de una cartera formada en base a empresas “*perdedoras*”, incrementando la performance del modelo de tres factores de Fama y French (1993) en el contexto de pruebas empíricas en carteras que tienen en cuenta la anomalía de *momentum*. Ello provocó en su momento que, en la literatura de valoración de activos, los

investigadores introdujesen en sus investigaciones el mencionado factor de *momentum* para los modelos de valoración de activos basado en factores de mercado.

En cualquier caso, dada la performance observada en el modelo de cinco factores de Fama y French (2015), siendo una de las mejores de los modelos existentes en la literatura de valoración de activos, seleccionamos este modelo para cerrar el conjunto de modelos presentes en la literatura de valoración de activos que tomamos con fines comparativos.

5.4. Resultados de la investigación.

A modo de recapitulación de lo expuesto anteriormente en el presente capítulo, es importante recordar los modelos que se utilizan como referencia para las pruebas empíricas del modelo DCAPM-SVA. En concreto, se puede dividir los modelos de referencia de la literatura entre modelos basados en el consumo y modelos basados en factores de mercado. En lo relativo a los modelos basados en el consumo, a modo comparativo, estimamos tanto el modelo de Bansal *et al.* (2014) debido a que es el predecesor del modelo DCAPM-SVA, así como el modelo clásico de valoración de activos basado en el consumo, denominado C-CAPM. Los modelos de valoración de activos que hacen uso de factores de mercado seleccionados con fines comparativos se han expuesto anteriormente en el presente capítulo. Así, estimamos el modelo CAPM, el modelo de tres factores de Fama y French (1993), así como el modelo de cinco factores de Fama y French (2015). En lo referente a los activos utilizados en las pruebas empíricas, éstos fueron expuestos en el Capítulo IV, aunque a modo de recordatorio, utilizamos 24 carteras *composite*, 25 carteras ordenadas por tamaño y beneficio operativo, 25 carteras ordenadas en base al tamaño y anomalía *momentum*, así como 30 carteras industriales. Las 24 carteras *composite* están compuestas al mismo tiempo por 6 carteras ordenadas en base al tamaño y al ratio BE/ME de los activos, 6 carteras ordenadas en base al tamaño y a la anomalía *momentum*, 6 carteras ordenadas en base al tamaño y a la reversión a corto plazo y 6 carteras ordenadas en base al tamaño y a la reversión a largo plazo.

En lo relativo a la evaluación de los modelos, utilizamos diferentes métricas que ayudan a cuantificar la aplicabilidad de los modelos de valoración de activos utilizados en la presente prueba empírica. En concreto, reportaremos los resultados que arroja el estadístico MAE (*Mean Absolute Error*). Dicha medición se estima conforme a la Ecuación (5.10).

$$MAE = E_t[|E(R_t^e) - E(\widehat{R}_t^e)|] \quad (5.10)$$

Donde $E(R_t^e)$ evidencia la media de los datos utilizados como variable dependiente de los modelos, es decir, las diferentes carteras ordenadas en base a diferentes anomalías, y $E(\widehat{R}_t^e)$ se estima como la media de los valores estimados por los diferentes modelos.

Por otro lado, utilizaremos el estadístico R^2 con el objetivo de observar la capacidad explicativa de los modelos, y estimaremos el denominado J -test, con el objetivo de determinar si los errores de valoración pueden considerarse conjuntamente como cero. Teniendo en cuenta los hallazgos de Lewellen *et al.* (2010), los cuales demuestran que el estadístico R^2 puede arrojar resultados erróneos al estimar modelos lineales de valoración de empresas conforme a la metodología OLS, estimamos el mismo estadístico R^2 a través de GLS. Lewellen *et al.* (2010) demuestran en su artículo que esto es así debido a que el estadístico R^2 estimado a través de la metodología GLS está más ligado a la eficiencia de los factores que la estimación del estadístico a través de OLS, haciendo que sea un estadístico más restrictivo de cara a la evaluación de modelos de valoración de activos.

No obstante, tanto el modelo de Bansal *et al.* (2014) como el modelo DCAPM-SVA, utilizan las innovaciones sobre los diferentes factores expuestos anteriormente, estimándolos en base a un modelo VAR (1). De este modo, en la Tabla V.1 se muestran los resultados obtenidos para el VAR (1) de ambos modelos. En ella se puede observar tanto la pendiente de los factores como la capacidad explicativa de la regresión de predictibilidad medida conforme al estadístico R^2 . En la primera columna encontramos la variable dependiente, mientras que cada columna se refiere a los resultados de las variables independientes utilizadas para cada estimación.

En el Panel A de la Tabla V.1 recogemos los resultados obtenidos en base a la estimación de las innovaciones para el modelo DCAPM-SVA, mientras que en el Panel B encontramos los resultados obtenidos en base a la estimación de las innovaciones del modelo de Bansal *et al.* (2014). Es importante recordar, tal y como se expuso en el Capítulo III, que el modelo DCAPM-SVA, en contraposición con el modelo de Bansal *et al.* (2014) utiliza como factor de exposición al riesgo de la variación del consumo la primera serie de datos publicada relativa al consumo de bienes no duraderos.

Tabla V.1. Estimación del modelo VAR

Panel A: Modelo DCAPM-SVA						
	$\Delta C_{t,t}$	$RMRF_t$	PD_t	\hat{V}_t	f_t^A	R^2
$\Delta C_{t+1,t+1}$	-0.22 (-3.67)	0.01 (0.85)	0.00 (1.06)	1.35 (1.48)	0.67 (2.01)	0.03
$RMRF_{t+1}$	-0.13 (-0.85)	0.07 (1.45)	0.00 (-1.11)	4.98 (2.08)	0.35 (0.41)	0.02
PD_{t+1}	-7.61 (-1.42)	19.18 (12.18)	0.99 (241.30)	294.63 (3.59)	26.73 (0.89)	0.99
\hat{V}_{t+1}	0.00 (-1.67)	0.00 (0.46)	0.00 (-0.90)	0.93 (54.82)	0.01 (0.83)	0.87
f_{t+1}^A	0.00 (-0.36)	-0.01 (-1.87)	0.00 (0.03)	0.03 (0.16)	-0.02 (-0.40)	0.01
Panel B: Modelo de Bansal et al. (2014)						
	$\Delta C_{t,t+k}$	$RMRF_t$	PD_t	\hat{V}_t		R^2
$\Delta C_{t+1,t+1+k}$	-0.30 (-6.86)	0.05 (3.91)	0.00 (-0.41)	5.73 (4.52)		0.13
$RMRF_{t+1}$	-0.14 (-0.83)	0.07 (1.48)	0.00 (-1.51)	13.09 (2.69)		0.02
PD_{t+1}	-9.34 (-1.63)	19.42 (12.38)	0.99 (238.57)	649.97 (3.90)		0.99
\hat{V}_{t+1}	0.00 (-4.34)	0.00 (-0.77)	0.00 (-0.01)	0.96 (69.14)		0.91

Notas: Las estimaciones presentadas en la presente tabla se han tomado de los resultados expuestos en el artículo (Lago-Balsalobre *et al.*, 2023). En la tabla encontramos la estimación de los coeficientes, así como los estadísticos t expresados entre paréntesis y el estadístico R^2 . En el Panel A estimamos el modelo VAR del modelo DCAPM-SVA en base a la primera serie publicada del consumo en bienes no duraderos para EE. UU. ($\Delta C_{t,t}$), los excesos de rendimiento de la cartera de mercado ($RMRF_t$), el ratio precio-dividendo PD_t , la volatilidad macroeconómica estimada en base a la varianza de 12 meses utilizando la ventana móvil para la primera serie de datos publicada del consumo, y el factor de ambigüedad f_t^A estimado en base a la metodología de Borup y Schütte (2021). De la misma manera, en el Panel B presentamos los resultados de las estimaciones de los factores del modelo de Bansal *et al.* (2014), teniendo en cuenta que para las estimaciones utilizamos la serie del consumo en bienes no duraderos totalmente revisado.

En líneas generales, la mayoría de las variables utilizadas para la estimación de las innovaciones tienen una baja capacidad explicativa. En el caso del modelo DCAPM-SVA observamos como el R^2 del incremento del consumo, la rentabilidad de la cartera de mercado y el factor de ambigüedad no llegan al 5%, evidenciando la baja capacidad explicativa con respecto a dichas variables. No obstante, el ratio precio-dividendo y la volatilidad macroeconómica estimada como la varianza de la serie de datos del consumo en bienes no duraderos obtienen un R^2 de 99% y 87% respectivamente, evidenciando la alta persistencia de dichos parámetros. En base a lo expuesto por Bansal *et al.* (2014), en los casos en los que la capacidad predictiva de las variables es baja, sería lo mismo utilizar la innovación que el factor propiamente dicho.

En lo referente al Panel B, indicar que el estadístico R^2 para la estimación de la innovación sobre el incremento del consumo en el modelo de Bansal *et al.* (2014) es de un 13%, observándose un incremento de la capacidad predictiva con respecto a la serie de la primera publicación del consumo, validando lo expuesto anteriormente en el

Capítulo IV en lo relativo a las modificaciones estadísticas de la serie de datos. La capacidad predictiva de la rentabilidad de la cartera de mercado por variables sigue siendo baja, con un R^2 de 2%. De igual manera, las variables con una mayor persistencia vuelven a ser el ratio precio-dividendo y la volatilidad macroeconómica con estadísticos R^2 de 99% y 91% respectivamente. En lo referente a las modificaciones entre los resultados expuestos en la Tabla V.1 y los resultados expuestos por Bansal *et al.* (2014) se deben a la diferencia de frecuencia, debido a que nuestras pruebas empíricas utilizan una frecuencia mensual en lugar de anual.

Cabe señalar que, para la estimación de los diferentes modelos de valoración de activos, hemos utilizado la metodología de estimación de GMM de la manera en la que se ha expuesto en el Capítulo III. En concreto, utilizamos dicha metodología para poder estimar los parámetros de la regresión *time-series* y de la regresión de corte transversal al mismo tiempo, realizando las correcciones pertinentes por la correlación de los errores en la regresión de corte transversal, tal y como se ha expuesto anteriormente en la presente Tesis Doctoral.

La Tabla V.2 muestra los resultados obtenidos para el modelo DCAPM-SVA, además de para el resto de los modelos utilizados con fines comparativos. En concreto, los datos pertenecen a los resultados de la regresión de corte transversal, de tal forma que en la primera línea se muestra la prima de riesgo λ para cada uno de los factores de exposición al riesgo de los diferentes modelos. En la segunda línea se recogen los estadísticos t asociados a las estimaciones. Por otro lado, en la columna de los estadísticos R^2 , se indica en primer lugar el estadístico estimado en base a la metodología OLS, y debajo, el estadístico estimado en base a la metodología GLS. Por último, se indica el J -test en la primera línea, mientras que en la segunda línea se encuentra el p -valor de dicha prueba.

Para complementar la exposición de los resultados de los modelos, la Ilustración V.1 incluye un conjunto de gráficos en los que se representan los valores reales enfrentados a los valores estimados por los modelos, así como una línea de cuarenta y cinco grados. De esta manera, la performance del modelo será mejor cuanto más se acerquen los valores a dicha línea. En concreto, en la Ilustración V.1 se observa el gráfico de los tres modelos de consumo, mientras que en la Ilustración V.2 se representa los

gráficos de los tres modelos que hacen uso de factores de mercado para las carteras seleccionadas.

En general, el modelo DCAPM-SVA es capaz de explicar un alto porcentaje de la variación de los excesos de rendimiento de corte transversal de todas las carteras ordenadas en base a las anomalías analizadas. En concreto, el modelo supera la capacidad explicativa del modelo de 5 factores de Fama-French, en concreto, en el Panel A para las 24 carteras *composite*, y en el Panel C para las 25 carteras ordenadas en base al tamaño y *momentum*.

Por el contrario, el modelo de cinco factores de Fama-French comete menos errores de valoración en el Panel B (25 carteras ordenadas en base al tamaño y beneficio operativo), y en el Panel D (30 carteras industriales). Es importante destacar que, a pesar de que el parámetro de la volatilidad macroeconómica arroja primas de riesgo bajas y parámetros que no son estadísticamente significativos en ninguno de los dos modelos que hacen uso de dicha variable, el parámetro de ambigüedad es estadísticamente significativo en prácticamente todos los casos, excepto para las 30 carteras industriales. En lo relativo a los modelos clásicos de valoración de activos, el modelo CAPM y el modelo C-CAPM son los modelos con las menores capacidades explicativas de aquellos que se muestran en la tabla.

En concreto, en el Panel A se observa que el modelo con mejores resultados es el DCAPM-SVA, arrojando un estadístico R^2 estimado a través de OLS de 78.5% y un MAE de 0.06%. El segundo modelo que mejores resultados reporta en lo referente al Panel A es el modelo de cinco factores de Fama-French, con un R^2 estimado a través de OLS de 51.4% y un MAE de 0.09%. Si bien es cierto que el modelo de Bansal *et al.* (2014) arroja unos resultados pobres en comparación con los dos modelos analizados, con un R^2 de 22.7% y un MAE de 0.12%, la introducción de la volatilidad macroeconómica como factor le permite mejorar el modelo CAPM (con un R^2 de 11.2% y un MAE de 0.13%), y prácticamente igualar los resultados obtenidos por el modelo de tres factores de Fama-French, que reporta un R^2 de 27.5% y un MAE de 0.11%. El modelo con menor capacidad explicativa es el C-CAPM con un R^2 de 1.3% y un MAE de 0.13%, evidenciando la mejora de la capacidad explicativa del modelo basado en el consumo al tomar en cuenta el factor de volatilidad macroeconómica. Por último, cabe señalar que el factor de ambigüedad produce un parámetro λ^A positivo de 0.003 que es estadísticamente

significativo, lo que significa que, aquellos activos que covaríen positivamente con el factor reportarán una mayor prima de riesgo por este concepto. En cualquier caso, ese factor le permite al modelo DCAPM-SVA aumentar drásticamente su capacidad explicativa en comparación con su modelo predecesor, el de Bansal *et al.* (2014).

No obstante, cabe señalar que si nos fijamos en el R^2 a través de GLS, el estadístico se reduce drásticamente a un 35.2%, valores cercanos a los tomados por el modelo de cinco factores de Fama-French. Por otro lado, el J -test rechaza todos los modelos expuestos en el Panel A. Sin embargo, la primera línea de la Ilustración V.1 y la Ilustración V.2, muestran que los modelos de Bansal *et al.* (2014) y el de cinco factores de Fama-French tienen mucha dispersión en los datos, lo cual explica dichos resultados. Llegados a este punto, es necesario recordar el punto de vista de Cochrane (2005), que delimitaba el alcance de los test estadísticos como el J -test, indicando que era factible utilizar los gráficos mencionados para observar el comportamiento de los modelos. A pesar del rechazo de la prueba estadística, los gráficos muestran que los activos analizados se ajustan a la línea de 45 grados en el caso del modelo DCAPM-SVA, demostrando la alta capacidad explicativa de este modelo.

En lo referente al Panel B, hay que indicar que los activos utilizados en esta ocasión son 25 carteras ordenadas en base al tamaño y a los resultados operativos. Una de las primeras diferencias que se encuentran radica en que los modelos de valoración de activos basados en factores de mercado mejoran la capacidad explicativa observada en el Panel A.

Tabla V.2. Resultados de corte transversal

Col.	Modelo	Intercep.	Factores macro			Factores de Fama-French					R ²	MAE (%)	J-test
			λ^{CF}	λ^V	λ^A	λ^{RMRF}	λ^{SMB}	λ^{HML}	λ^{RMW}	λ^{CMA}			
Panel A: 24 carteras <i>composite</i>													
1	DCAPM-SVA	.011 (2.206)	.014 (2.587)	.000 (-1.148)	.003 (2.169)	-.006 (-1.009)					.785 .352	.06	41.422 (.002)
2	Bansal <i>et al.</i> (2014)	.010 (2.680)	.002 (.596)	.000 (-1.270)		-.004 (-.959)					.312 .227	.12	78.325 (.000)
3	C-CAPM	.007 (3.367)	-.001 (-.333)								.013 .004	.13	101.911 (.000)
4	CAPM	.010 (3.073)				-.004 (-.992)					.112 .103	.13	98.366 (.000)
5	Fama-French (3 factores)	.014 (4.230)				-.009 (-2.177)	.001 (.549)	.001 (.994)			.275 .231	.11	93.509 (.000)
6	Fama-French (5 factores)	.000 (.049)				.005 (.806)	.001 (.881)	.001 (.563)	.009 (3.642)	.002 (1.401)	.514 .392	.09	61.367 (.000)
Panel B: 25 carteras tamaño-beneficio operativo													
7	DCAPM-SVA	.015 (3.371)	.010 (1.863)	.000 (-.937)	.002 (2.003)	-.010 (-1.919)					.727 .644	.08	19.446 (.493)
8	Bansal <i>et al.</i> (2014)	.017 (4.394)	.004 (1.536)	.000 (.742)		-.011 (-2.529)					.649 .481	.08	31.012 (.073)
9	C-CAPM	.007 (3.185)	-.001 (-.287)								.006 .006	.14	45.574 (.003)
10	CAPM	.016 (4.440)				-.009 (2.131)					.404 .385	.10	39.168 (.019)
11	Fama-French (3 factores)	.010 (3.560)				-.005 (1.267)	-.001 (-.478)	.005 (2.399)			.603 .441	.09	38.756 (.010)
12	Fama-French (5 factores)	.008 (2.397)				-.002 (-.506)	-.001 (-.450)	.001 (.764)	.003 (3.011)	.001 (.272)	.796 .761	.06	31.851 (.032)

Tabla V.2. Resultados de corte transversal (cont.)

Col.	Modelo	Intercep.	Factores macro.			Factores de Fama-French					R ²	MAE (%)	J-test
			λ^{CF}	λ^V	λ^A	λ^{RMRF}	λ^{SMB}	λ^{HML}	λ^{RMW}	λ^{CMA}			
Panel C: 25 carteras tamaño-momentum													
13	DCAPM-SVA	.011 (2.813)	.011 (1.813)	-.001 (-1.677)	.002 (2.074)	-.004 (-.940)					.816 .612	.09	30.807 (.058)
14	Bansal <i>et al.</i> (2014)	.012 (2.746)	-.004 (-1.165)	.000 (-1.830)		-.004 (-.880)					.493 .430	.17	48.833 (.001)
15	C-CAPM	.013 (5.480)	-.005 (-2.421)								.358 .197	.19	72.559 (.000)
16	CAPM	.018 (5.637)				-.011 (-2.829)					.432 .366	.17	80.200 (.000)
17	Fama-French (3 factores)	.021 (5.273)				-.013 (-3.202)	.000 (.303)	-.004 (-1.430)			.686 .549	.13	70.943 (.000)
18	Fama-French (5 factores)	.013 (3.312)				-.007 (-1.616)	.002 (1.094)	-.006 (-1.825)	.007 (2.693)	-.003 (-.962)	.771 .717	.11	61.314 (.000)
Panel D: 30 carteras industriales													
19	DCAPM-SVA	.009 (3.351)	.000 (.084)	.000 (-.497)	.001 (1.243)	-.003 (-1.008)					.665 .343	.13	26.369 (.388)
20	Bansal <i>et al.</i> (2014)	.008 (3.264)	-.004 (-2.233)	.000 (.425)		-.002 (-.664)					.600 .284	.14	26.874 (.416)
21	C-CAPM	.009 (4.185)	-.003 (-2.308)								.584 .286	.14	28.269 (.450)
22	CAPM	.009 (3.741)				-.004 (-1.200)					.123 .029	.18	31.320 (.303)
23	Fama-French (3 factores)	.003 (1.025)				.003 (.890)	-.008 (-2.493)	-.002 (.961)			.469 .398	.14	23.573 (.600)
24	Fama-French (5 factores)	.002 (.537)				.004 (1.045)	-.008 (2.380)	-.004 (-1.843)	.007 (2.466)	-.005 (-1.940)	.719 .658	.10	17.160 (.842)

Notas: Las estimaciones presentadas en la presente tabla se han tomado de los resultados expuestos en el artículo (Lago-Balsalobre *et al.*, 2023). Para estimar los parámetros se ha utilizado la metodología GMM, obteniendo los datos de mercado de la web de Kenneth R. French para EE. UU., con una frecuencia mensual, y los datos macroeconómicos de la web de ALFRED. En la tabla la primera línea representa las estimaciones realizadas y la segunda línea, los estadísticos *t*. Además, en la columna de R² representamos los resultados obtenidos por OLS y GRS. En la última columna se recogen los resultados del *J*-test.

En concreto, el modelo con mejores resultados dentro del Panel B es el modelo de 5 factores de Fama-French, reportando un R^2 estimado a través de OLS de 79.6% con un MAE de 0.06%. El segundo modelo con la mejor performance que se observa en el Panel B es el modelo DCAPM-SVA, el cual reporta un R^2 de 72.7% y un MAE de 0.08%. A pesar de la buena capacidad explicativa, el modelo de Bansal *et al.* (2014) mejora su capacidad explicativa con respecto al Panel A, obteniendo un R^2 de 64.9% y un MAE de 0.08%, implicando una importante mejora con respecto al modelo C-CAPM que reporta un R^2 de 0.6% y un MAE de 0.14%. Ello significa que el factor de la volatilidad macroeconómica es capaz de mejorar la performance en un mayor nivel que el factor de ambigüedad para esta anomalía. Independientemente de ello, el precio del riesgo del factor de ambigüedad sigue siendo estadísticamente significativo y con un valor cercano al expuesto en el Panel A. Otro hecho que debemos señalar es que, tal y como se ha comentado, los modelos que usan factores de mercado mejoran la capacidad explicativa, así, el modelo CAPM reporta un R^2 de 40.4% y un MAE de 0.10%.

En lo referente a los *J*-test, indicar que la prueba estadística únicamente no rechaza el modelo DCAPM, mientras que el resto de los modelos sí son rechazados. Además, en la segunda línea de la Ilustración V.1 se muestra que existe un buen ajuste de los activos a la línea de 45 grados.

En el Panel C se recogen los resultados que generan los modelos para las 25 carteras ordenadas en base al tamaño y a la anomalía *momentum*. Dicha anomalía ha sido seleccionada debido a que en la literatura queda documentada como una de las más difíciles de valorar para los modelos de valoración de activos (Fama y French, 1993; Roh, Lee, y Min, 2019). A pesar de dichas dificultades se comprueba que el modelo con mejor performance es el DCAPM-SVA, reportando un R^2 de 81.6% y un MAE de 0.09%. Asimismo, se observa, al igual que en el Panel A una mejoría capital con respecto al modelo de Bansal *et al.* (2014), el cual reporta un R^2 de 49.3% y un MAE de 0.17%, implicando que el factor de ambigüedad tiene mucha importancia en la valoración de los activos bajo la anomalía de *momentum*. Además, este factor toma valores similares al de los apartados anteriores, y continúa siendo estadísticamente significativo. El modelo que tiene la segunda mejor performance es el de 5 factores de Fama-French, el cual reporta un R^2 de 77.1% con un MAE de 0.11%. El modelo C-CAPM, con un R^2 de 35.8% y un MAE de 0.19% se queda cerca de la performance obtenida por el modelo CAPM, que muestra un R^2 de 43.2% y un MAE de 0.17%.

Los J -test recogidos en el Panel B indican que el modelo DCAPM-SVA no es rechazado por la prueba estadística, mientras que el resto de los modelos si son rechazados por el mismo. De igual manera, en la tercera línea de la Ilustración V.1 se muestra también un buen ajuste de los activos a la línea de 45 grados para el modelo DCAPM-SVA, lo que implica que, podemos interpretar que los errores de valoración de este modelo son igual a cero.

Por último, el Panel D recoge los resultados obtenidos por los modelos al utilizar como rendimientos 30 carteras industriales. En este caso, se observa que ni el factor de ambigüedad ni la volatilidad macroeconómica son capaces de generar mejoras significativas en la capacidad explicativa de los modelos de valoración de activos basados en el consumo. Si bien es cierto que el estadístico R^2 reportado por el modelo DCAPM-SVA es de un 66.5%, con un MAE de 0.13%, la mejora con respecto al modelo de Bansal *et al.* (2014) es de tan solo un 6.5%, debido a que el R^2 reportado por el modelo es de 60% con un MAE de 0.14%. Al mismo tiempo, el modelo de Bansal *et al.* (2014) tampoco mejora drásticamente la performance del modelo C-CAPM, ya que éste presenta un R^2 de 58.4% y un MAE de 0.14%. El mejor modelo que explica la variación de precios de las 30 carteras industriales es el modelo de cinco factores de Fama-French, el cual presenta un R^2 de 71.9% con un MAE de 0.10%. Además, observamos que el modelo CAPM arroja peores resultados que el modelo C-CAPM, con un R^2 de 12.3% y un MAE de 0.18%.

En cualquier caso, las pruebas estadísticas del J -test no rechazan ninguno de los modelos para la prueba empírica presentada en el Panel D. No obstante, se vuelve a poner en consideración lo expuesto por Cochrane (2005), ya que el no rechazo de la prueba estadística puede deberse a una alta varianza de los errores de valoración, más que a unos errores de valoración prácticamente iguales a cero. Ello se representa en la Ilustración V.1 y la Ilustración V.2, donde se puede comprobar que el ajuste de los activos a la línea de 45 grados no es tan claro como para activos anteriormente analizados.

Es importante señalar que en la literatura de valoración de activos se encuentra una explicación para los resultados obtenidos en el Panel D, ya que las carteras industriales siempre han llevado aparejada una dificultad mayúscula para los modelos de valoración de activos (Fama y French, 1997; Lewellen *et al.*, 2010). De hecho, las pruebas empíricas del Panel D son las únicas en las que el factor de ambigüedad no es

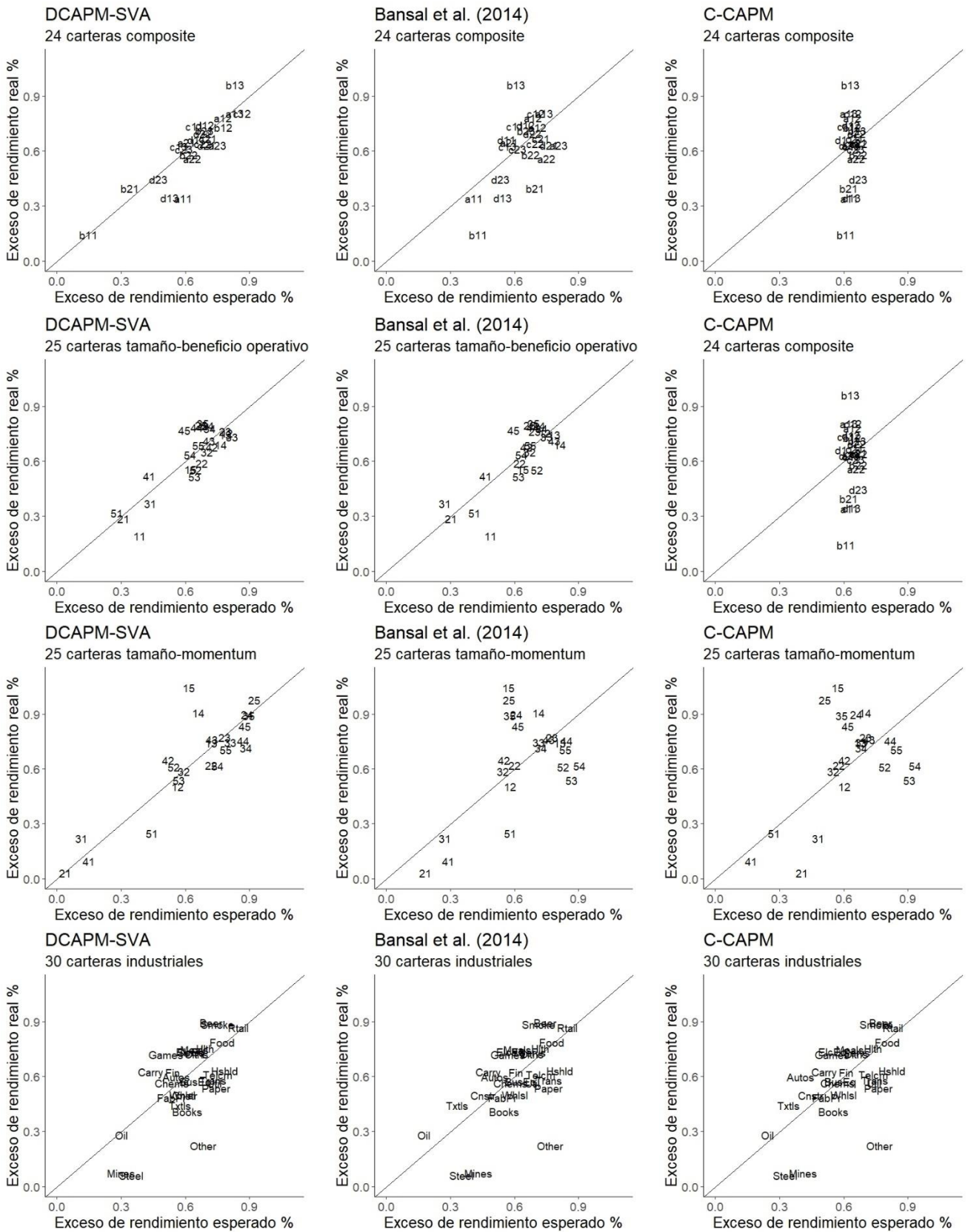
estadísticamente significativo, con valores menores a los observados en el resto de las pruebas empíricas.

A pesar de los resultados obtenidos en el Panel D, se puede demostrar, en base a los resultados, que el modelo DCAPM-SVA aporta una mejora en la capacidad explicativa de los modelos de valoración de activos basados en el consumo, complementando el modelo de Bansal *et al.* (2014) al introducir el factor de ambigüedad. De esta manera, demostramos que el modelo DCAPM-SVA es capaz de mejorar los resultados de los modelos de valoración de activos que se utilizan comúnmente en la literatura con objetivos comparativos.

En lo referente a las primas de riesgo, hay que indicar que el coeficiente de ambigüedad es estadísticamente significativo en prácticamente todos los casos y toma valores positivos. En lo referente a la prima de riesgo asociada a la volatilidad, hemos de señalar que no es estadísticamente significativa en ninguna de las pruebas empíricas realizadas, tomando valores negativos para el modelo DCAPM-SVA, y valores positivos o negativos, dependiendo de la prueba empírica para el modelo de Bansal *et al.* (2014). Ello difiere de los resultados observados por Bansal *et al.* (2014), ya que ellos observan una prima de riesgo positiva. No obstante, debemos señalar que, para el caso del modelo DCAPM-SVA, utilizamos la primera publicación de la serie del consumo en bienes no duraderos en lugar del consumo totalmente revisado, lo que puede explicar esa primera diferencia. Además, la diferencia en los activos seleccionados para llevar a cabo el estudio, así como la diferencia en los períodos y frecuencia para la estimación de la volatilidad económica, y la diferencia entre los horizontes temporales seleccionados para llevar a cabo la estimación de los modelos, puede explicar la diferencia existente en dichos resultados.

Por último, es importante señalar que nuestros datos incluyen la recesión económica que se produjo en el momento de la pandemia, donde se encuentra una caída del consumo y un importante incremento de la volatilidad. Ello puede explicar la aparición de mayores errores de valoración en modelos intensivamente utilizados en la práctica como el modelo de tres factores de Fama-French.

Ilustración V.1. Valores reales vs. valores estimados (modelos de consumo)

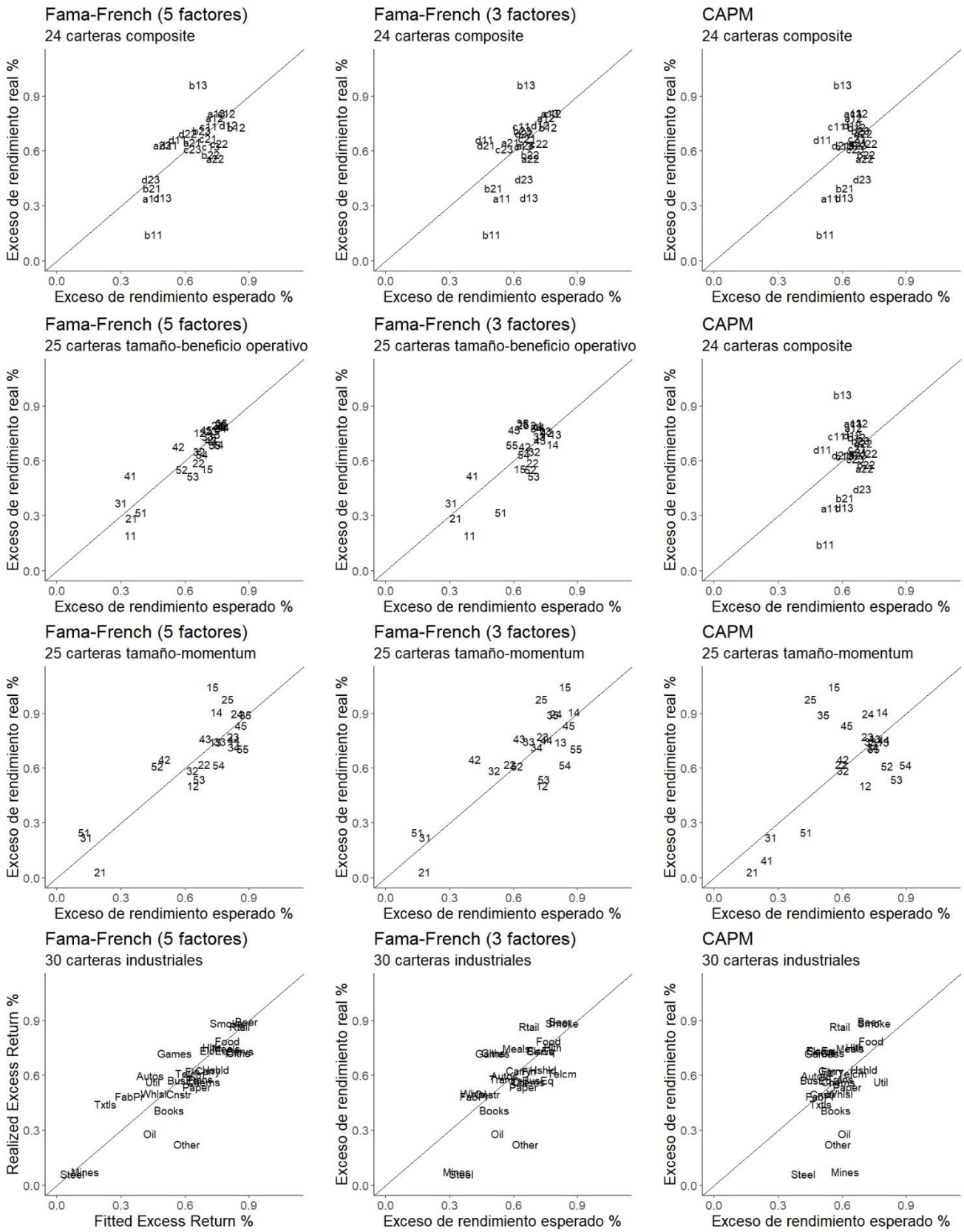


Notas: La ilustración muestra los resultados obtenidos para los modelos de consumo tomados de los resultados expuestos en el artículo (Lago-Balsalobre *et al.*, 2023). En la primera línea encontramos las 24 carteras *composite*. La letra “a” representa las 6 carteras tamaño-BE/ME, la letra “b” representa las 6 carteras tamaño-*momentum*, la letra “c” representa las 6 carteras tamaño-reversión a largo plazo, y la letra “d” representa las 6 carteras tamaño-reversión a corto plazo. Las siguientes tres líneas representan las 25 carteras tamaño-beneficio operativo, las 25 carteras tamaño-*momentum*, y las 30 carteras industriales.

Los resultados obtenidos en lo relativo al DCAPM-SVA avanzan en la línea de algunos autores recientes, dentro de la literatura de valoración de activos. De esta manera, Wang (2022) demuestra que la aversión a la ambigüedad puede producir complicaciones en períodos en los que existen crisis financieras, mientras que Dlugosch y Wang (2022) sostienen que los inversores toman decisiones de inversión sobre sus activos en base al nivel de ambigüedad que éstos perciben.

En cualquier caso, la gran importancia observada en el factor de la ambigüedad induce a reflexionar acerca de su estimación. En el caso de EE. UU. es un parámetro fácil de estimar debido al gran detalle de las magnitudes macroeconómicas disponible en la web de ALFRED, no obstante, en otros mercados no existe una serie macroeconómica tan completa de datos que permitan estimar el parámetro de ambigüedad. Es por ello que, en el siguiente capítulo se lleva a cabo una subsiguiente prueba empírica, en la que se analizan los resultados obtenidos por el factor de ambigüedad en un mercado diferente al estadounidense, utilizando las series macroeconómicas disponibles a estos efectos.

Ilustración V.2. Valores reales vs. valores estimados (modelos de mercado)



Notas: La ilustración muestra los resultados obtenidos para los modelos de mercado tomados de los resultados expuestos en el artículo (Lago-Balsalobre *et al.*, 2023). En la primera línea se recogen las 24 carteras *composite*. La letra “a” representa las 6 carteras tamaño-BE/ME, la letra “b” representa las 6 carteras tamaño-*momentum*, la letra “c” representa las 6 carteras tamaño-reversión a largo plazo, y la letra “d” representa las 6 carteras tamaño-reversión a corto plazo.

Capítulo VI. El factor de ambigüedad en los mercados europeos

En el Capítulo V se ha expuesto los resultados relativos al modelo de valoración de activos basado en el consumo denominado DCAPM-SVA. A través de los resultados hemos mostrado la alta capacidad explicativa que tiene el factor de ambigüedad en lo referente a la variación de los precios de los activos de un mercado. No obstante, en las conclusiones del anterior capítulo se refleja cómo la cantidad y calidad de los datos estadounidenses superaba a la de otros mercados similares dentro de los países desarrollados. Por ese motivo, es interesante realizar una prueba empírica con los datos disponibles en otro mercado, con el objetivo de comprobar si la estimación del parámetro de ambigüedad en base a la metodología de Borup y Schütte (2021) sigue siendo posible.

Por ese motivo, a lo largo del presente capítulo se desarrollan las pruebas empíricas de los modelos expuestos en el capítulo anterior. Para llevarlas a cabo, es necesario realizar ligeras modificaciones en la metodología aplicada en las pruebas empíricas anteriores, las cuales serán expuestas previamente a la exposición de los resultados.

Es necesario considerar que las series de datos de consumo europeas no son similares a la serie de datos para EE. UU., debido a que las europeas son más cortas, teniendo en cuenta que para la mayoría de los países, la serie de datos del consumo comienza en 1990. No obstante, no encontramos diferencias únicamente en lo referente a la propia serie de datos histórica, sino que solo existe recopilación de datos entre la diferencia de la primera publicación y las subsiguientes modificaciones a partir de febrero de 1999. Ello implica una gran reducción de los años disponibles, por ese motivo, entre los años 1990 y 1999 utilizaremos como consumo inicial la primera serie de datos visible para nosotros, y la revisión será la primera revisión a dicha serie de datos del consumo. A partir de 1999 utilizaremos la misma metodología que en el Capítulo V para EE. UU., con el objetivo de estimar el factor de ambigüedad como la diferencia entre la primera publicación de la serie de datos del consumo y la primera revisión.

No obstante, el hecho de que la serie de datos sea más corta no es el único problema en lo relativo a tener suficientes puntos de datos, ya que se corre el riesgo de que el modelo estadístico arroje resultados positivos debido a la falta de puntos de datos. En este sentido, se debe tener en cuenta que la frecuencia utilizada para la prueba empírica anterior es mensual, mientras que la máxima frecuencia encontrada para los países

Europeos ha sido trimestral. Además, no existen datos en países europeos acerca del consumo en bienes no duraderos, lo que obliga a utilizar una clase diferente de consumo para poder llevar a cabo las pruebas empíricas de los modelos basados en el consumo. Para ello nos basamos en la literatura de valoración de activos, en la que se observa la práctica habitual de sustituir la serie de datos de consumo en bienes no duraderos por la serie del consumo privado final en los modelos de valoración de activos basados en el consumo, siempre que la clasificación no se encuentra disponible (Darrat, Li, y Park, 2011; Engsted, Hyde, y Møller, 2010). No obstante, a pesar de dichas observaciones, la literatura acerca de la serie de datos que debe ser utilizada como mejor aproximación de la serie de datos del consumo de los inversores sigue estando activa hoy en día. De esta manera, Parker y Julliard (2005) encuentran que la serie de consumo privado final se comporta marginalmente mejor que la serie de consumo en bienes no duraderos. Savov (2011) utiliza el incremento de las basuras municipales para aproximar la información del consumo real de los agentes representativos, mientras que Kroencke (2017) determina que el éxito de dicha serie de datos puede replicarse eliminando filtros utilizados por las agencias estadísticas sobre la serie de datos del consumo, tal y como se ha expuesto anteriormente en la presente Tesis Doctoral. Ait-Sahalia *et al.* (2004) detecta que la serie del consumo de bienes no duraderos lleva implícito un pequeño componente de consumo de bienes de lujo, mientras que Bond, Guo y Yang (2022) utiliza dicho factor de lujo para analizar el efecto que tiene en el mercado inmobiliario conforme a modelos de valoración de activos basados en el consumo.

Por último, es importante señalar que la información acerca de rendimientos bursátiles para realizar pruebas empíricas también es más escaso que en el caso de EE. UU. De esta manera, no se dispone de datos del ratio precio-dividendo para llevar a cabo la estimación de las innovaciones a través de la metodología VAR de Campbell y Shiller (1988).

Teniendo todo lo expuesto anteriormente en cuenta, en el presente capítulo se detalla en primer lugar los datos utilizados, así como la procedencia de estos, posteriormente se recogen las pruebas empíricas realizadas en el mercado europeo, para, en último lugar, exponer los resultados obtenidos.

6.1. Datos utilizados en las pruebas empíricas.

Para las pruebas empíricas de los modelos de valoración de activos en el mercado europeo utilizamos cuatro anomalías recogidas en carteras, al igual que en el capítulo anterior, para un horizonte temporal que abarca desde el primer cuatrimestre de 1991 y el primer cuatrimestre de 2022, evitando el uso de las 25 carteras clásicas cuyo criterio de ordenación son el tamaño y el ratio BE/ME, conforme a lo expuesto anteriormente en la literatura de valoración de activos (Campbell, 2018; Ferson *et al.*, 2013; Lewellen *et al.*, 2010). Los datos de los rendimientos los hemos obtenido de la web de French (2023). En concreto, utilizamos un conjunto de 24 carteras, a las que hemos denominado 24 carteras *composite*, que están compuestas por 6 carteras ordenadas en base al tamaño y valor de los activos, 6 carteras ordenadas en base al tamaño e inversión de los activos, 6 carteras formadas en base al tamaño y beneficio operativo de las empresas y 6 carteras ordenadas en base al tamaño y a la anomalía *momentum*. Además, realizamos pruebas empíricas en 25 carteras ordenadas en base al tamaño y a los beneficios operativos de los activos, en 25 carteras ordenadas en base al tamaño y anomalía *momentum* y sobre 32 carteras en las que se utilizan tres criterios de ordenación, el tamaño, el ratio BE/ME y el beneficio operativo de los activos. Además, de la web descargamos los factores necesarios para llevar a cabo las estimaciones de todos los modelos (RMRF, SMB, HML, RMW y CMA).

En lo relativo a la estimación de las 32 carteras ordenadas en base al tamaño, al ratio BE/ME y al beneficio operativo, indicar que en la web de French (2023) se indica que todos los rendimientos utilizados se encuentran en dólares. En cuanto a la construcción de la cartera, se dividen los activos de cada región en dos grupos conforme a la capitalización de mercado de los activos, en cuatro grupos de acuerdo al ratio BE/ME y en cuatro grupos de acuerdo con los beneficios operativos de los activos para finales del mes de junio de cada año. De esta manera, una empresa se categoriza como grande si está por encima del 90% de la capitalización bursátil, y pequeña si la capitalización se encuentra por debajo del 10%. En lo referente a los activos que se tienen en cuenta para la construcción de la cartera, se señala que se utilizan todos los activos para los que existen datos entre el mes de junio del año estimado y diciembre del año anterior, si además se observa un valor positivo del valor en libros de los activos para el año anterior. La construcción del resto de carteras, así como el de los factores de mercado, coinciden con lo expuesto en el Capítulo IV de la presente Tesis Doctoral. Es importante destacar que,

el uso de las mismas carteras para construir las 24 carteras *composite* no es posible debido a la falta de datos.

En lo relativo a la definición de Europa, nos basamos en la agrupación encontrada en la web de French (2023). En concreto, las carteras europeas se componen de los activos pertenecientes a Austria, Alemania, Bélgica, Dinamarca, España, Finlandia, Francia, Grecia, Irlanda, Italia, Noruega, Países Bajos, Portugal, Reino Unido Suecia y Suiza.

En lo referente a los datos macroeconómicos, hay que indicar que obtenemos los datos de la sección estadística de OECD. En concreto, utilizamos la base de datos denominada “*Revisions Analysis Dataset*”. En base a la matriz obtenida podemos estimar la serie de datos del consumo inicial, así como de las subsiguientes revisiones realizadas conforme a la primera publicación, al igual que en el caso de los datos estadounidenses. Es importante señalar que los datos obtenidos se encuentran expresados en la moneda nacional de cada uno de los países utilizados en las pruebas empíricas, por lo que, es necesario descargar el tipo de cambio para cada trimestre entre el dólar y las monedas de cada uno de los países, descargando dicha información de la OECD. Este hecho implica que nos posicionamos en la presente prueba empírica en el caso de un inversor representativo estadounidense que realiza inversiones financieras en el mercado europeo. Para poder realizar las pruebas empíricas tomamos como referencia la metodología expuesta por Rojo-Suárez, Alonso-Conde y Ferrero-Pozo (2020), realizando una media ponderada por población del consumo de cada uno de los países utilizados para determinar el consumo europeo.

Una vez estimada la serie de datos del consumo privado final europeo, hemos estimado los diferentes parámetros necesarios de manera similar a la realizada en la prueba empírica anterior. En concreto, en lo relativo a la estimación de la volatilidad macroeconómica, utilizamos la varianza estimada en base a una ventana móvil de cuatro trimestres de acuerdo con la Ecuación (6.1).

$$\hat{v}_t = \sum_{j=1}^4 \frac{(\Delta c_{t+j-4,t+j-4} - \Delta \bar{c}_{t,t})^2}{3} \quad (6.1)$$

Además, estimamos el parámetro de ambigüedad de acuerdo con la Ecuación (3.68), la cual replicamos a continuación para mejorar la claridad de la exposición del presente capítulo.

Tabla VI.1. Media y desviación típica de los datos en Europa

Panel A: 24 carteras <i>composite</i>												
	Bajo			2			Alto					
	Media						Desviación típica					
Peq.-BE/ME	0.92	1.51	2.08	Peq.-BE/ME	11.75	10.58	10.93					
Gran.-BE/ME	1.28	1.53	1.31	Gran.-BE/ME	8.99	9.55	11.53					
Peq.-Invest.	1.73	2.02	1.11	Peq.-Invest.	10.62	10.00	12.07					
Gran.-Investm.	1.36	1.44	1.32	Gran.-Investm.	9.21	9.54	10.46					
Peq.-OP	0.93	2.00	2.37	Peq.-OP	11.06	10.46	11.05					
Gran.-OP	0.74	1.48	1.63	Gran.-OP	11.18	9.61	9.04					
Peq.-MoM	-0.34	1.86	3.64	Peq.-MoM	13.17	9.89	10.69					
Gran.-MoM	0.28	1.68	2.01	Gran.-MoM	12.12	8.80	9.68					

Panel B: 25 carteras tamaño-beneficio operativo											
	Bajo		2		3		4		Alto		
	Media					Desviación típica					
Pequeño	0.46	2.00	2.22	2.62	2.22	Pequeño	11.56	10.20	10.59	10.50	10.93
2	0.66	1.72	1.81	2.15	2.66	2	11.72	10.73	10.89	10.99	11.42
3	0.69	1.76	2.04	1.74	2.27	3	11.15	10.54	10.22	10.79	11.04
4	0.66	1.52	1.79	2.08	2.01	4	11.37	10.02	10.46	9.97	10.07
Grande	0.11	1.38	1.39	1.28	1.78	Grande	12.28	10.15	9.86	9.57	8.78

Panel C: 25 carteras tamaño-momentum											
	Bajo		2		3		4		Alto		
	Media					Desviación típica					
Pequeño	-1.28	0.99	1.88	2.81	4.50	Pequeño	14.21	10.32	9.67	9.46	11.21
2	-0.80	1.05	1.92	2.70	3.83	2	14.19	10.97	10.09	9.82	11.59
3	-0.20	1.24	1.72	2.37	2.94	3	14.14	10.91	10.17	9.83	11.34
4	0.01	1.45	1.75	2.06	2.89	4	14.10	10.73	9.42	9.78	10.03
Grande	-0.16	1.06	1.61	1.81	1.84	Grande	13.55	10.13	8.68	8.99	10.46

Panel D: 32 carteras tamaño-BE/ME-beneficio operativo										
	Pequeño					Grande				
BE/ME→	Bajo	2	3	Alto	BE/ME→	Bajo	2	3	Alto	
	Media					Desviación típica				
Bajo BO	-1.71	-0.48	0.80	1.93	Bajo BO	-0.36	1.21	1.07	1.51	
2	-0.82	0.84	1.80	2.21	2	-0.16	1.68	1.37	1.51	
3	0.44	1.74	2.29	3.19	3	1.28	1.34	1.64	2.12	
Alto BO	0.36	2.14	2.95	2.95	Alto BO	0.85	1.72	1.67	1.63	

Panel E: Factores de mercado y macroeconómicos										
	RMRF	SMB	HML	RMW	CMA		$\Delta C_{t,t}$	$\Delta C_{t,t+k}$	\hat{V}_t	Ambigüedad
Media	1.39	0.24	0.59	1.05	0.20	Media	0.29	0.37	0.16	0.01
Desv. t.	9.60	3.82	5.54	3.07	3.94	Desv. t.	4.62	4.50	0.31	0.03

Notas: La tabla muestra la media y la desviación típica de los excesos de rendimiento de las carteras construidas en base a diferentes anomalías para un horizonte temporal de entre Q1:1991 y Q1:2022 para el mercado europeo. Todos los datos expuestos en la tabla se presentan como porcentajes. En el Panel A se muestran los estadísticos pertenecientes a las denominadas 24 carteras *composite*, construidas en base a cuatro tipos de carteras: 6 carteras ordenadas en base al tamaño y al ratio BE/ME, 6 carteras ordenadas en base al tamaño y al beneficio operativo, 6 carteras ordenadas en base al tamaño y la inversión y 6 carteras ordenadas en base al tamaño y a la anomalía *momentum*. En el Panel B se recogen los estadísticos relativos a 25 carteras formadas en base al tamaño y al beneficio operativo, mientras que el Panel C muestra 25 carteras ordenadas en base al tamaño y al efecto *momentum*. En el Panel D se detallan los estadísticos relativos a 32 carteras formadas en base al tamaño, al ratio BE/ME y al beneficio operativo. Por último, el Panel E recoge los estadísticos relativos a los cinco factores de Fama y French (2015), además de factores macroeconómicos. $\Delta C_{t,t}$ representa la primera publicación del consumo privado final, mientras que $\Delta C_{t,t+k}$ representa la última versión disponible de la serie de datos del consumo privado. \hat{V}_t se estima de acuerdo con la varianza de la serie del consumo utilizando una ventana móvil de 4 trimestres.

$$f_t^A = \Delta c_{t,t} | a_{t,t+1} | \quad (3.68)$$

En lo referente a los modelos utilizados a modo de comparación para el modelo DCAPM es importante señalar que no existen modificaciones con respecto a la prueba empírica descrita en el Capítulo V. De esta manera, se exponen los resultados obtenidos por el modelo de Bansal *et al.* (2014) así como por el modelo C-CAPM, por el modelo CAPM y por el modelo de 3 y 5 factores de Fama y French (1993, 2015). Es importante destacar que para la estimación del modelo de Bansal *et al.* (2014) y el modelo C-CAPM utilizamos la serie del consumo privado totalmente revisado, mientras que para el modelo DCAPM-SVA utilizamos la primera publicación.

La Tabla VI.1 recoge el resumen de los estadísticos clásicos de media y varianza de los datos utilizados, mientras que la Tabla VI.2 refleja la correlación de una selección de factores con los rendimientos de los activos utilizados para la prueba empírica desarrollada en el presente capítulo. Es importante señalar que, al igual que en el Capítulo V, los resultados obtenidos por el modelo VAR se presentan en conjunto con los resultados.

En lo relativo a los estadísticos expuestos en la Tabla VI.1, es conveniente señalar el cumplimiento de los estándares de la literatura de valoración de activos, observando, en general, un aumento de la rentabilidad conforme aumenta el tamaño de los activos, y conforme existe una mayor incidencia de las diferentes anomalías utilizadas en la actual prueba empírica. En lo referente al Panel E de la Tabla VI.1 se observa una menor diferencia entre la media de la primera publicación del consumo y la última versión. De esta manera, la media de la primera publicación del consumo es de 0.29%, mientras que la media del consumo final asciende a 0.37%. No obstante, de cara a los modelos de valoración de activos ya hemos expuesto que la volatilidad es el estadístico más importante. De acuerdo con esto, la volatilidad de la primera publicación del consumo asciende a un 4.62%, mientras que la volatilidad de la última versión disponible del consumo asciende a un 4.50%, observando una diferencia en la volatilidad de un 0.12% a favor de la primera publicación del consumo. En cualquier caso, surgen dos efectos a destacar, en primer lugar, parece que el consumo privado para Europa es más volátil que el consumo en bienes no duraderos para EE. UU. No obstante, esta afirmación debe ser tomada con cautela, ya que entre las dos pruebas empíricas existen diferencias tanto en el horizonte temporal como en la frecuencia de los datos.

Tabla VI.2. Correlación de los activos con los factores en Europa

Panel A: 24 carteras <i>composite</i>											
	Bajo	2	Alto		Bajo	2	Alto				
	Correlaciones con $\Delta C_{i,t}$				Correlaciones con $\Delta C_{i,t+k}$						
Peq.-BE/ME	30.33	41.32	46.23	Peq.-BE/ME	32.53	43.64	48.16				
Gran.-BE/ME	26.12	34.48	35.21	Gran.-BE/ME	30.09	38.74	39.11				
Peq.-Invest.	43.30	44.32	34.97	Peq.-Invest.	45.27	46.52	37.05				
Gran.-Investm.	37.51	33.19	28.79	Gran.-Investm.	40.94	37.48	33.05				
Peq.-OP	39.78	42.64	41.16	Peq.-OP	41.78	44.89	43.20				
Gran.-OP	31.27	34.26	30.89	Gran.-OP	35.48	38.18	35.02				
Peq.-MoM	35.41	42.87	41.25	Peq.-MoM	38.21	45.29	42.34				
Gran.-MoM	29.81	36.13	30.43	Gran.-MoM	33.57	40.11	34.31				
	Correlaciones con \hat{V}_t				Correlaciones con ambigüedad						
Peq.-BE/ME	19.28	13.55	8.47	Peq.-BE/ME	14.88	24.07	29.82				
Gran.-BE/ME	9.32	7.92	7.17	Gran.-BE/ME	13.04	19.86	23.35				
Peq.-Invest.	11.49	11.27	15.83	Peq.-Invest.	28.19	26.81	18.76				
Gran.-Investm.	4.72	8.77	11.33	Gran.-Investm.	26.20	18.05	14.59				
Peq.-OP	13.20	12.40	14.25	Peq.-OP	22.83	25.92	25.40				
Gran.-OP	6.98	8.85	8.10	Gran.-OP	19.72	20.24	16.12				
Peq.-MoM	16.02	9.25	14.21	Peq.-MoM	22.09	25.51	24.29				
Gran.-MoM	9.11	8.30	6.47	Gran.-MoM	19.65	21.56	13.70				
Panel B: 25 carteras tamaño-beneficio operativo											
	Bajo	2	3	4	Alto		Bajo	2	3	4	Alto
	Correlaciones con $\Delta C_{i,t}$						Correlaciones con $\Delta C_{i,t+k}$				
Pequeño	38.97	47.12	45.74	43.04	40.20	Pequeño	40.85	48.95	47.39	45.04	42.31
2	37.57	42.49	41.71	44.79	40.84	2	39.39	44.41	43.94	46.88	42.99
3	35.36	43.23	38.34	39.11	42.34	3	38.14	46.15	41.02	41.67	44.07
4	35.51	37.03	41.48	39.30	37.37	4	38.81	40.34	44.05	42.44	40.32
Grande	29.94	31.68	31.66	32.56	26.96	Grande	33.93	35.85	35.95	36.52	31.52
	Correlaciones con \hat{V}_t						Correlaciones con ambigüedad				
Pequeño	16.42	13.03	14.24	14.52	14.11	Pequeño	22.97	28.61	29.78	25.37	24.29
2	11.96	12.70	12.70	14.73	13.39	2	21.28	25.68	25.24	28.36	25.08
3	10.25	12.18	8.81	13.23	13.87	3	17.57	27.23	22.51	23.47	27.01
4	10.26	7.74	10.05	11.99	11.84	4	21.01	22.98	27.85	22.85	21.96
Grande	5.10	9.10	7.61	7.03	6.98	Grande	19.71	21.20	17.74	15.45	14.24
Panel C: 25 carteras tamaño-momentum											
	Bajo	2	3	4	Alto		Bajo	2	3	4	Alto
	Correlaciones con $\Delta C_{i,t}$						Correlaciones con $\Delta C_{i,t+k}$				
Pequeño	37.12	42.99	46.99	46.06	38.29	Pequeño	39.22	45.26	48.93	47.77	39.38
2	32.33	39.96	41.26	44.26	40.10	2	35.14	43.07	43.63	45.99	40.88
3	32.35	37.21	38.93	41.76	40.32	3	35.99	40.02	41.47	44.16	41.26
4	28.86	35.75	40.95	41.42	38.28	4	32.86	39.06	44.12	43.99	39.85
Grande	25.59	34.71	35.77	30.84	26.49	Grande	29.46	38.31	39.72	35.56	29.73
	Correlaciones con \hat{V}_t						Correlaciones con ambigüedad				
Pequeño	19.48	13.40	11.91	10.29	17.57	Pequeño	25.44	26.24	28.87	28.11	22.71
2	15.57	11.11	10.60	9.27	17.16	2	19.35	23.08	24.70	27.27	23.03
3	14.27	9.48	8.05	8.02	9.74	3	20.05	22.97	24.32	24.58	23.84
4	11.45	11.93	10.95	7.57	8.95	4	19.01	23.66	22.57	24.16	22.31
Grande	7.89	9.20	6.60	6.57	7.19	Grande	17.28	22.68	21.20	14.34	11.34
Panel D: 32 carteras tamaño-BE/ME-beneficio operativo											
	Pequeño					Grande					
BE/ME→	Bajo	2	3	Alto	BE/ME→	Bajo	2	3	Alto		
	Correlaciones con $\Delta C_{i,t}$										
Bajo BO	21.72	25.68	31.62	35.99	Bajo BO	26.39	25.77	28.77	22.91		
2	33.17	40.25	42.65	43.82	2	23.71	27.45	33.75	32.63		
3	45.71	44.56	45.49	44.30	3	31.78	37.55	37.02	34.38		
Alto BO	44.29	43.54	50.27	48.59	Alto BO	33.89	33.32	38.99	36.32		

Tabla VI.3. Correlación de los activos con los factores en Europa (cont.)

Pequeño					Grande				
Correlaciones con $\Delta C_{t,t+k}$									
BE/ME→	Bajo	2	3	Alto	BE/ME→	Bajo	2	3	Alto
Bajo BO	23.87	28.22	33.66	38.39	Bajo BO	29.63	28.04	31.56	27.11
2	35.41	42.38	45.23	45.70	2	27.45	31.75	37.54	36.75
3	47.10	46.95	47.61	46.03	3	36.70	41.59	40.81	37.82
Alto BO	45.69	45.37	51.49	50.17	Alto BO	37.74	36.79	42.84	38.97

Correlaciones con \hat{V}_t									
Pequeño					Grande				
BE/ME→	Bajo	2	3	Alto	BE/ME→	Bajo	2	3	Alto
Bajo BO	23.91	21.05	16.93	16.57	Bajo BO	19.13	11.37	7.69	8.28
2	25.49	17.69	12.69	10.81	2	6.49	5.61	4.28	9.29
3	16.89	5.06	10.15	7.58	3	8.75	10.59	4.95	10.17
Alto BO	17.23	6.46	9.67	5.77	Alto BO	4.87	10.14	7.28	0.53

Correlaciones con ambigüedad									
Pequeño					Grande				
BE/ME→	Bajo	2	3	Alto	BE/ME→	Bajo	2	3	Alto
Bajo BO	7.49	9.51	15.10	20.12	Bajo BO	14.69	12.39	13.49	11.67
2	18.44	24.15	24.23	27.48	2	9.98	16.41	19.28	19.19
3	30.99	23.43	28.07	30.61	3	19.97	24.26	19.79	23.49
Alto BO	33.06	28.07	36.13	36.75	Alto BO	23.82	23.77	24.81	26.39

Notas: La tabla muestra la correlación entre los excesos de rendimiento de las carteras construidas en base a diferentes anomalías para un horizonte temporal de entre Q1:1991 y Q1:2022 para el mercado europeo y ciertos factores. Todos los datos expuestos en la tabla se presentan como porcentajes. El Panel A recoge los estadísticos pertenecientes a las denominadas 24 carteras *composite*, construidas en base a cuatro tipo de carteras: 6 carteras ordenadas en base al tamaño y al ratio BE/ME, 6 carteras ordenadas en base al tamaño y al beneficio operativo, 6 carteras ordenadas en base al tamaño y la inversión y 6 carteras ordenadas en base al tamaño y a la anomalía *momentum*. En el Panel B se encuentran los estadísticos relativos a 25 carteras formadas en base al tamaño y al beneficio operativo, mientras que el Panel C muestra 25 carteras ordenadas en base al tamaño y al efecto *momentum*. En el Panel D se recogen los estadísticos relativos a 32 carteras formadas en base al tamaño, al ratio BE/ME y al beneficio operativo. $\Delta C_{t,t}$ representa la primera publicación del consumo privado final, mientras que $\Delta C_{t,t+k}$ representa la última versión disponible de la serie de datos del consumo privado. \hat{V}_t se estima de acuerdo con la varianza de la serie del consumo utilizando una ventana móvil de 4 trimestres. Los datos se obtienen de la OCDE y de la web de French (2023).

En segundo lugar, también se observa que la diferencia en la volatilidad entre la primera serie del consumo publicada y la última versión disponible es menor en el mercado europeo (0.12%) que en el mercado estadounidense (0.53%).

En lo referente a las correlaciones entre las carteras utilizadas para llevar a cabo las pruebas empíricas y los datos utilizados para estimar las innovaciones destinadas a estimar los modelos de valoración de activos basados en el consumo expuestos en la Tabla VI.2, se muestra que, en líneas generales, existe una correlación positiva entre los activos y el consumo. Además, parece deducirse que, en general, la primera publicación de la serie del consumo está ligeramente menos correlacionada con los activos que la última versión disponible del consumo. Por otro lado, es importante señalar que encontramos una correlación positiva entre los activos y la volatilidad macroeconómica.

Al igual que la prueba empírica del Capítulo V, es necesario señalar que las correlaciones expuestas en la Tabla VI.2 no afectan realmente a los resultados que reportan los modelos de valoración de activo, ya que los modelos realmente se ven afectados por la correlación existente entre las covarianzas de los factores y los rendimientos con los rendimientos esperados.

6.2. Resultados de las pruebas empíricas para el mercado europeo.

Una vez presentados los datos con los que se realizan las pruebas empíricas en el mercado europeo procedemos a expresar los resultados obtenidos por los diferentes modelos de valoración. Es importante señalar que, del mismo modo que en las estimaciones realizadas a lo largo del Capítulo V, utilizamos la metodología de estimación de GMM para realizar las pruebas empíricas, por los motivos expuestos en capítulos anteriores de la presente Tesis Doctoral.

Antes de presentar los resultados obtenidos por los modelos, en la Tabla VI.4 se recogen los resultados obtenidos por el modelo VAR (1) con el objetivo de determinar las innovaciones para aplicar el modelo DCAPM-SVA y el modelo de Bansal *et al.* (2014). Tal y como se ha expuesto anteriormente en el presente capítulo, para la estimación del modelo VAR hemos tenido que asumir una ligera variación, eliminando el ratio precio-dividendo como variable de estimación por falta de datos para el mercado europeo.

El Panel A engloba los datos obtenidos en la estimación de las innovaciones del modelo DCAPM-SVA. En ella se observa como el parámetro con mayor capacidad predictiva es la volatilidad macroeconómica, debido a su persistencia. En cualquier caso, las innovaciones sobre el consumo y sobre la ambigüedad tienen mayor capacidad explicativa que al aplicar el VAR en las pruebas empíricas para EE. UU. Es importante recordar que para realizar dichas estimaciones se ha utilizado la primera publicación del consumo privado.

En el Panel B de la Tabla VI.4 se encuentran los resultados de las innovaciones del modelo de Bansal *et al.* (2014). De los resultados se desprende que la capacidad predictiva de la primera serie publicada del consumo tiene una persistencia marginalmente mayor que la serie del consumo privado totalmente revisada. En cualquier caso, el factor con mayor persistencia vuelve a ser la volatilidad macroeconómica.

Tabla VI.4. Estadísticos Modelo VAR (1) en Europa

Panel A: Innovaciones DCAPM-SVA					
	$\Delta C_{t,t}$	$RMRF_t$	\hat{V}_t	f_t^A	R^2
$\Delta C_{t+1,t+1}$	0.26 (2.28)	0.14 (3.52)	1.27 (1.14)	-56.92 (-3.79)	0.22
$RMRF_{t+1}$	-0.01 (-0.04)	-0.01 (-0.11)	5.62 (2.16)	19.48 (0.55)	0.05
\hat{V}_{t+1}	0.00 (0.05)	-0.00 (-0.11)	0.87 (17.75)	-1.96 (-2.96)	0.74
f_{t+1}^A	0.00 (1.18)	0.01 (2.00)	0.02 (1.88)	-0.41 (-3.36)	0.15
Panel B: Innovaciones Bansal <i>et al.</i> (2014)					
	$\Delta C_{t,t+k}$	$RMRF_t$	\hat{V}_t		R^2
$\Delta C_{t+1,t+1+k}$	-0.01 (-0.11)	0.18 (4.40)	0.49 (0.40)		0.15
$RMRF_{t+1}$	0.16 (0.82)	-0.02 (-0.23)	6.34 (2.30)		0.05
\hat{V}_{t+1}	-0.01 (-2.47)	0.00 (-0.18)	0.85 (16.66)		0.71

Notas: En la tabla se encuentran los resultados relativos a la estimación de los coeficientes, así como los estadísticos t expresados entre paréntesis, así como el estadístico R^2 . En el Panel A se ha estimado el modelo VAR del modelo DCAPM-SVA en base a la primera serie publicada del consumo privado final para Europa ($\Delta C_{t,t}$), los excesos de rendimiento de la cartera de mercado ($RMRF_t$), la volatilidad macroeconómica estimada en base a la varianza de 4 trimestres utilizando la ventana móvil para la primera serie de datos publicada del consumo, y el factor de ambigüedad f_t^A estimado en base a la metodología de Borup y Schütte (2021). De la misma manera, en el Panel B se presentan los resultados de las estimaciones de los factores del modelo de Bansal *et al.* (2014), teniendo en cuenta que para las estimaciones utilizamos la serie del consumo privado final totalmente revisado. Además, en el Panel B obviamos el parámetro de ambigüedad para desarrollar el modelo.

A este respecto, en la Tabla VI.5 se presentan los resultados obtenidos tanto por el modelo DCAPM-SVA como de los modelos de referencia de la literatura de valoración de activos usados con fines comparativos. Por otro lado, en la Ilustración VI.1 se representan los gráficos que enfrentan los valores estimados y los datos reales de los modelos de consumo, mientras que se dedica la Ilustración VI.2 a la exposición de los modelos que hacen uso de factores de mercado. Como se ha señalado con anterioridad, cuánto más cerca están los activos de la línea de 45 grados, mejor performance tendrá el modelo.

En lo referente a la morfología de la tabla, en la primera fila se exponen las estimaciones de los parámetros, mientras que, en la segunda fila, entre paréntesis, se recogen los estadísticos t de los mismos. En la columna del R^2 se presentan en la primera línea la estimación del estadístico a través de OLS, mientras que en la segunda línea se detalla el estadístico estimado a través de GLS. La última columna de la tabla muestra el denominado J -test, mientras que en la segunda fila de esa misma columna se indica el p -valor asociado a dicho test.

Tabla VI.5. Resultados de corte transversal en Europa

Col.	Modelo	Intercept	Factores de consumo			Factores de Fama-French					R^2	MAE (%)	J -test
			λ_{AC}	λ_v	λ_A	λ_{RMRF}	λ_{SMB}	λ_{HML}	λ_{RMW}	λ_{CMA}			
Panel A: 24 carteras <i>composite</i>													
1	DCAPM-SVA	.039 (.977)	.090 (1.636)	.002 (1.271)	.001 (1.458)	-.024 (-.566)					.769 .244	.24	18.505 (.489)
2	Bansal et. al (2014)	.033 (1.168)	.075 (1.701)	.002 (.781)		-.018 (-.577)					.711 .226	.32	30.858 (.057)
3	C-CAPM	-.015 (-.714)	.063 (1.719)								.296 .216	.47	64.483 (.000)
4	CAPM	.057 (3.920)				-.041 (-2.323)					.266 -.192	.46	158.068 (.000)
5	Fama-French (3 factores)	.074 (4.902)				-.060 (-3.420)	.005 (1.296)	-.001 (-.124)			.502 -.212	.37	129.201 (.000)
6	Fama-French (5 factores)	.013 (1.065)				.001 (.062)	.004 (1.256)	.004 (.803)	.015 (4.066)	.008 (2.098)	.674 .501	.25	104.718 (.000)
Panel B: 25 carteras tamaño-beneficio operativo													
7	DCAPM-SVA	.049 (2.505)	-.011 (-.545)	.000 (-.344)	.000 (-1.920)	-.034 (-1.617)					.557 .439	.32	53.308 (.000)
8	Bansal et. al (2014)	.055 (2.681)	.035 (1.096)	.002 (1.032)		-.039 (-1.716)					.356 .201	.40	37.950 (.013)
9	C-CAPM	-.005 (-.296)	.043 (1.520)								.151 -.025	.47	65.990 (.000)
10	CAPM	.060 (4.405)				-.042 (-2.505)					.186 .178	.48	83.657 (.000)
11	Fama-French (3 factores)	.070 (4.837)				-.056 (-3.285)	.005 (1.383)	-.004 (-.511)			.473 .454	.34	69.406 (.000)
12	Fama-French (5 factores)	.021 (1.326)				-.007 (-.364)	.004 (.982)	.013 (1.538)	.012 (4.062)	.003 (.489)	.797 .754	.21	48.742 (.000)

Tabla VI.5. Resultados de corte transversal en Europa (cont.)

Col.	Modelo	Intercept	Factores de consumo			Factores de Fama-French					R^2	MAE (%)	J -test
			λ_{AC}	λ_v	λ_A	λ_{RMRF}	λ_{SMB}	λ_{HML}	λ_{RMW}	λ_{CMA}			
Panel C: 25 carteras tamaño-momentum													
13	DCAPM-SVA	.076 (2.038)	.060 (1.063)	.004 (1.632)	.001 (1.202)	-.058 (-1.452)					.843 .426	.45	12.235 (.908)
14	Bansal et. al (2014)	.071 (2.570)	.044 (1.113)	.003 (1.916)		-.055 (-1.916)					.722 .235	.54	21.591 (.423)
15	C-CAPM	-.028 (-.759)	.091 (1.838)								.392 -.139	.81	28.117 (.211)
16	CAPM	.083 (4.573)				-.064 (-3.195)					.511 .377	.64	91.368 (.000)
17	Fama-French (3 factores)	.077 (4.380)				-.061 (-3.187)	.006 (1.640)	-.032 (-2.284)			.713 .010	.49	70.928 (.000)
18	Fama-French (5 factores)	.024 (.998)				-.011 (-.423)	.008 (2.023)	-.008 (-.497)	.012 (1.312)	.027 (2.435)	.788 .462	.42	35.802 (.011)
Panel D: 32 carteras tamaño-BE/ME-beneficio operativo													
19	DCAPM-SVA	.000 (.012)	.042 (1.134)	-.002 (-1.967)	.000 (.492)	.012 (.339)					.593 .270	.56	21.999 (.737)
20	Bansal et. al (2013)	-.007 (-.179)	.045 (1.197)	-.002 (-1.723)		.021 (.483)					.584 .344	.58	20.527 (.844)
21	C-CAPM	.000 (-.032)	.027 (1.602)								.066 -.020	.85	87.050 (.000)
22	CAPM	.054 (3.854)				-.039 (-2.273)					.150 .100	.79	91.635 (.000)
23	Fama-French (3 factores)	.065 (4.818)				-.051 (-3.204)	.001 (.211)	.014 (2.518)			.756 .503	.44	73.100 (.000)
24	Fama-French (5 factores)	.043 (2.665)				-.029 (-1.581)	.002 (.412)	.010 (1.919)	.009 (2.736)	.015 (3.071)	.865 .800	.32	60.123 (.000)

Notas: Para estimar los parámetros se ha utilizado la metodología GMM, obteniendo los datos de la web de Kenneth R. French para Europa, con una frecuencia trimestral. Los datos macroeconómicos se obtienen de la sección estadística de la OCDE con frecuencia trimestral, utilizando como serie de consumo el consumo privado final de cada nación. En la tabla se reflejan dos líneas, representando la primera las estimaciones realizadas, y la segunda los estadísticos t . Además, en la columna de R^2 se representan los resultados obtenidos por OLS y GLS. En la última columna se muestran los resultados del J -test.

En líneas generales, podemos señalar que el modelo DCAPM-SVA reporta una buena capacidad explicativa de la variación de los precios del mercado europeo implementando el factor de ambigüedad como factor de exposición al riesgo en los modelos de consumo. En concreto, el modelo DCAPM-SVA es el modelo con mayor R^2 de los expuestos en la Tabla VI.5 para las 24 carteras *composite* y para las 25 carteras tamaño-*momentum*. No obstante, estos resultados deben ser matizados, dado que no se encuentra la misma contundencia observada en la prueba empírica del Capítulo V. A continuación se analizan detalladamente los resultados obtenidos en la presente prueba empírica.

En el Panel A de la Tabla VI.5 en la cual se exponen los resultados obtenidos en lo referente a las 24 carteras *composite*, se observa que el modelo con el mejor performance de los expuestos es el DCAPM-SVA, el cual reporta un R^2 de 76.9% y un MAE de 0.24%. No obstante, se aprecia que la mejora con respecto al modelo de Bansal *et al.* (2014) es marginal, debido a que el R^2 que éste reporta es de un 71.1% con un MAE de 0.32%. El último modelo que encontramos con resultados similares es el modelo de 5 factores de Fama-French, con un R^2 de 67.4% y un MAE de 0.25%. Por otro lado, los modelos con los peores resultados son el CAPM (R^2 de 26.6% y MAE de 0.46%), y el modelo C-CAPM (29.69% y MAE de 0.47). Así mismo, se observa que no existe ningún factor estadísticamente significativo para el modelo DCAPM-SVA, aunque si se deduce que la prima de riesgo del factor de ambigüedad es positivo. En cualquier caso, los resultados no son directamente comparables con los resultados obtenidos para EE. UU. por dos motivos: (i) la composición de las 24 carteras *composite*, debido a la no disponibilidad de las carteras de reversión a corto y largo plazo para el mercado europeo y, (ii) existe una diferencia en el horizonte temporal de los datos utilizados, así como de la frecuencia.

En lo referente a los J -test, debemos destacar que, en el Panel A, el único modelo que no es capaz de ser rechazado por la prueba estadística es el DCAPM-SVA. Teniendo en cuenta lo expuesto en la Ilustración VI.1, observamos que salvo una cartera, el resto de activos se ajusta a la línea de 45 grados, por lo que no existen motivos para sospechar que la aceptación del modelo pueda venir de la mano de la existencia de una excesiva volatilidad en los errores de valoración del modelo. Cabe reseñar que, si en lugar de observar los resultados a través del R^2 estimado conforme a OLS, evaluamos la performance de los modelos en lo referente al R^2 estimado a través de GLS, el estadístico

del modelo DCAPM-SVA y del modelo de Bansal *et al.* (2014) caen con respecto al primero. Ello implica, conforme a lo expuesto por Lewellen *et al.* (2010), que las estimaciones realizadas por el modelo se alejan de ser eficientes según el criterio de media-varianza. En cualquier caso, también se observa que para el modelo CAPM y para el modelo de tres factores de Fama-French el estadístico R^2 estimado a través de GLS toma valores negativos.

El Panel B, en el cual se exponen los resultados obtenidos para 25 carteras formadas en base al tamaño y al beneficio operativo de los activos, muestra que el modelo con la mejor performance de todos los expuestos es el modelo de cinco factores de Fama-French, el cual reporta un estadístico R^2 de 79.7% y un MAE de 0.21%. El segundo mejor modelo es el DCAPM-SVA, reportando un R^2 de 55.7% y un MAE de 0.32%. Es cierto que los resultados obtenidos no pueden considerarse bajos para el modelo que incluye el factor de ambigüedad, y más observando la mejora con respecto a los resultados obtenidos por el modelo de Bansal *et al.* (2014), al presentar un R^2 de 35.6% y un MAE de 0.40%. No obstante, la diferencia en materia de capacidad explicativa con respecto al modelo de cinco factores es grande, superando los resultados obtenidos por el modelo de tres factores de Fama-French (R^2 de 47.3% y MAE de 0.34%). Este panel muestra que el factor de ambigüedad, a pesar de reportar un valor pequeño y negativo es estadísticamente significativo. Ello subraya la importancia del factor de ambigüedad en lo relativo a la literatura de valoración de activos.

Con respecto a los *J*-test, cabe señalar que la prueba estadística rechaza todos los modelos expuestos en el panel. Por otro lado, la segunda línea de la Ilustración VI.1 y la Ilustración VI.2, muestra que los resultados evaluados anteriormente coinciden con el grado de ajuste a la línea de 45 grados. Los resultados obtenidos en ese sentido son similares a los obtenidos para las 25 carteras tamaño-beneficio operativo en la prueba empírica realizada en el Capítulo V, donde se observaba un decremento en la capacidad explicativa del modelo DCAPM-SVA con respecto a otras anomalías.

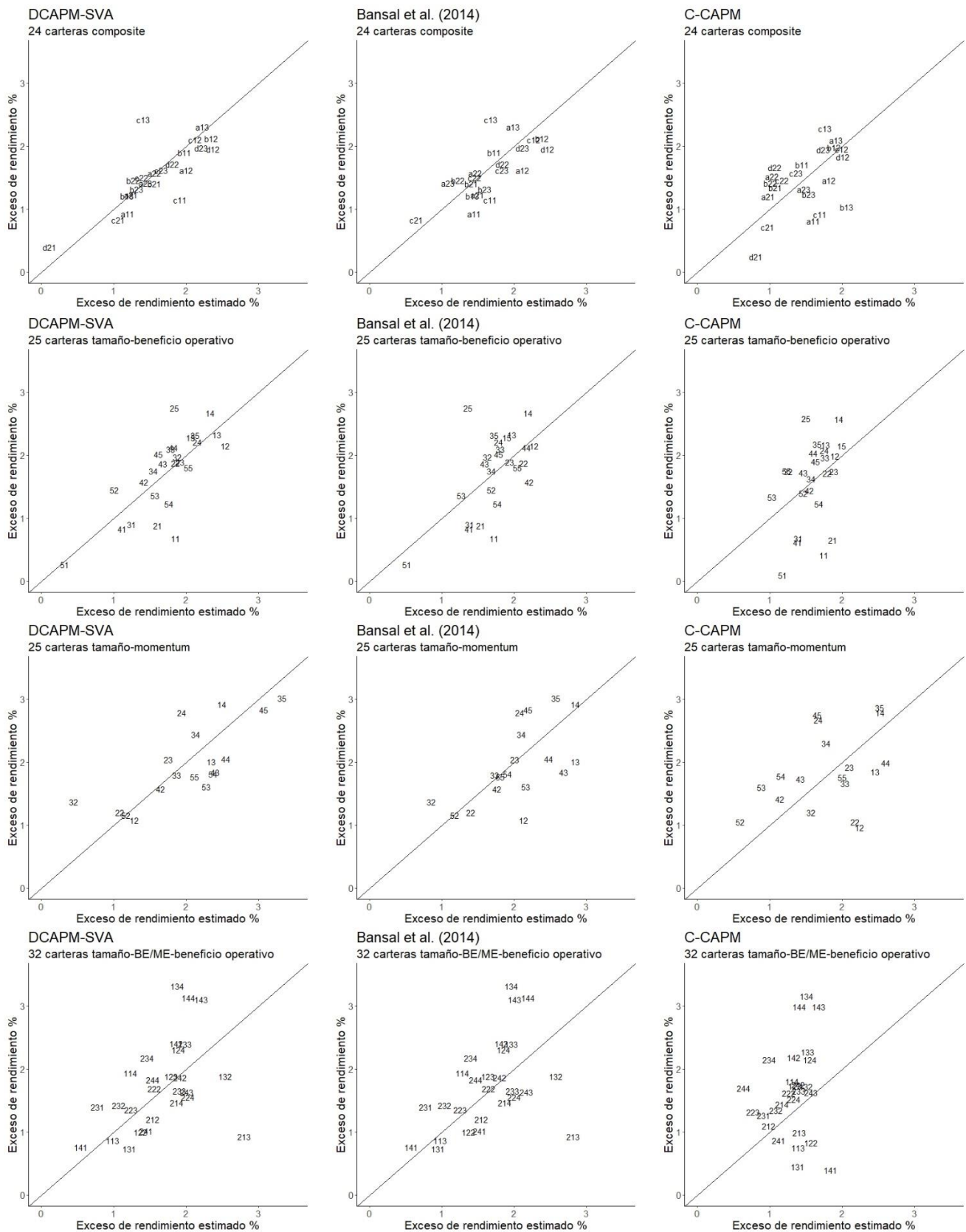
Otra de las carteras expuestas en las pruebas empíricas del Capítulo V son las 25 carteras ordenadas en base al tamaño y a la anomalía *momentum* de los activos. Teniendo en cuenta que tradicionalmente esta anomalía ha supuesto problemas para ser valorada por los modelos de valoración de activos, los resultados obtenidos por los modelos se muestran en el Panel C. De esta forma, el modelo DCAPM-SVA es el modelo que mayor

capacidad explicativa de la variación de los precios de los activos tiene para esta anomalía, reportando un R^2 de 84.3% y un MAE de 0.45%. El segundo modelo con la mejor performance es el modelo de cinco factores de Fama-French, seguido muy de cerca por el modelo de Bansal *et al.* (2014), presentando unos estadísticos R^2 de 78.8% y 72.2% respectivamente y con unos MAE de 0.42% y 0.54% respectivamente. Si bien es cierto que la diferencia de capacidad explicativa existente entre el modelo de Bansal *et al.* (2014) y el DCAPM-SVA para la anomalía *momentum* no es tan reseñable como la observada para las 25 carteras tamaño-beneficio operativo, si presenta una mejora destacable al introducir el parámetro de ambigüedad. En cualquier caso, se observa que en lo referente al estadístico t del parámetro de ambigüedad, no llega a indicar que éste sea estadísticamente significativo.

En lo referente a los estadísticos R^2 estimados a través de GLS, hay que indicar que se produce una caída reseñable en todos los modelos expuestos en el Panel C, indicando que ninguno de los parámetros de los diferentes modelos son eficientes bajo el criterio media-varianza. Por otro lado, los modelos que acepta el J -test aplicado son el DCAPM-SVA y el modelo de Bansal *et al.* (2014). No obstante, estos resultados, tal y como se ha expuesto anteriormente, deben ser tomados con cautela, ya que el rechazo puede venir de la mano de una existencia de mucha variación en los errores de valoración en lugar de por unos errores de valoración cercanos a cero. En concreto, si nos fijamos en la tercera línea de la Ilustración VI.1, se muestra que la nube de puntos que respresentan las carteras para el modelo de Bansal *et al.* (2014), no se ajustan en muchas ocasiones a la recta de 45 grados de la manera que si se observa en el modelo DCAPM-SVA, o en el modelo de cinco factores de Fama-French.

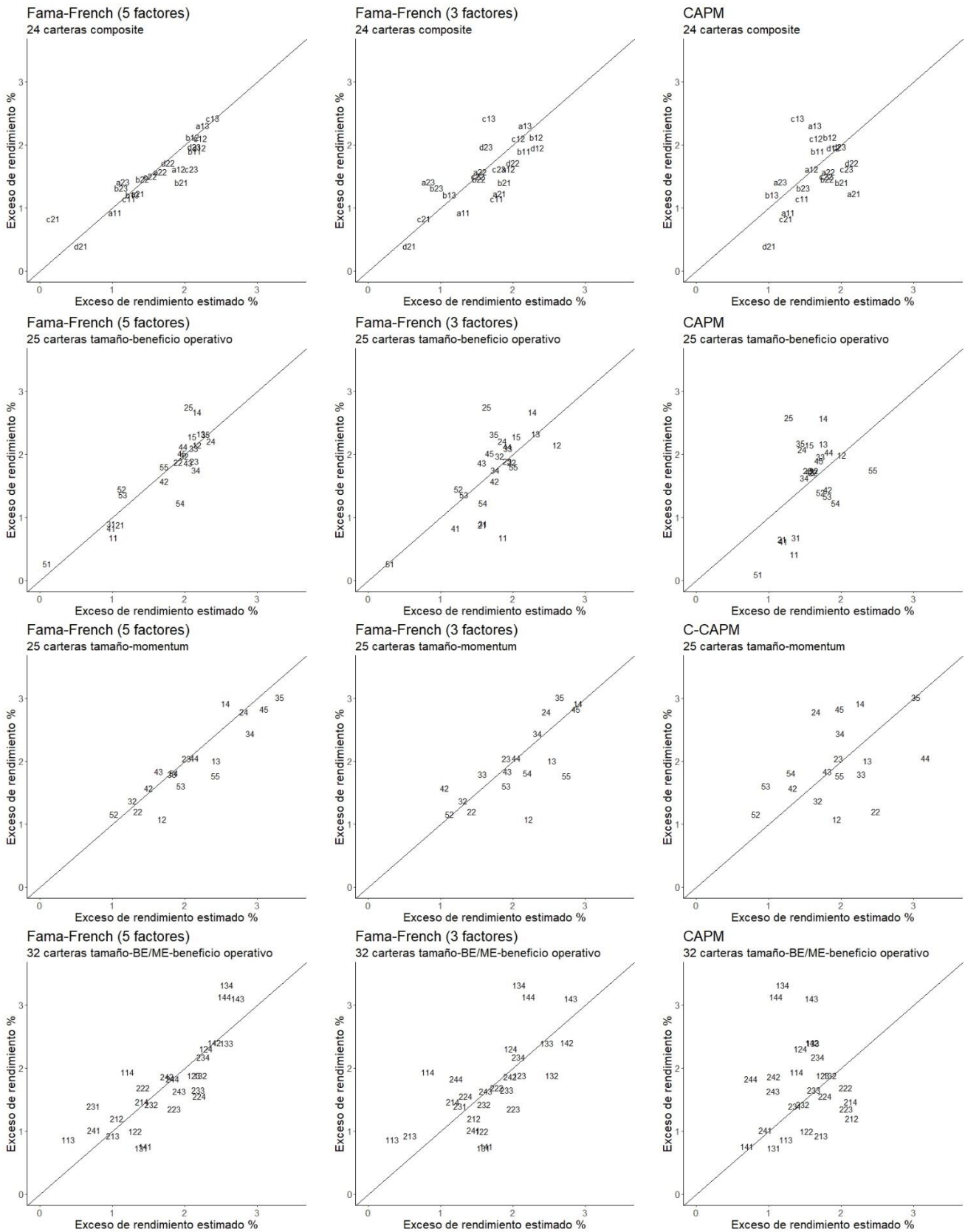
Por último, en el Panel D de la Tabla VI.5 se recopilan los resultados obtenidos para 32 carteras ordenadas en base a tres anomalías, el tamaño de los activos, el valor de los activos recogido conforme al ratio BE/ME, y el beneficio operativo de los activos. En este panel se muestra que el modelo DCAPM-SVA reduce su capacidad explicativa, reportando un R^2 de 59.3% y un MAE de 0.56%. En ese sentido, la aportación del parámetro de ambigüedad para este conjunto de anomalías es baja, ya que el modelo de Bansal *et al.* (2014) obtiene un R^2 de 58.4% y un MAE de 0.58%. Además, la prima de riesgo del factor de ambigüedad es prácticamente igual a cero, y se queda muy lejos de ser estadísticamente significativo.

Ilustración VI.1. Valores reales vs. valores estimados en Europa



Notas: En la primera línea de la ilustración se representan las 24 carteras *composite*. La letra "a" representa las 6 carteras tamaño-BE/ME, la letra "b" representa las 6 carteras tamaño-inversión, la letra "c" representa las 6 carteras tamaño-beneficio operativo, y la letra "d" representa las 6 carteras tamaño-momentum. Las siguientes dos líneas representan las 25 carteras tamaño-beneficio operativo y 25 carteras tamaño-momentum. Las carteras se representan con dos dígitos, indicando el primer dígito el tamaño, y el segundo dígito la segunda anomalía. Por último, la cuarta línea contiene la información relativa a las 32 carteras tamaño-BE/ME-beneficio operativo, representando cada cartera con dos dígitos. El primer dígito representa el nivel de tamaño, el segundo valor, y el tercero el beneficio operativo. La figura actual contiene los resultados de los modelos de consumo.

Ilustración VI.2. Valores reales vs. valores estimados en Europa (II)



Notas: En la primera línea de la ilustración encontramos las 24 carteras *composite*. La letra “a” representa las 6 carteras tamaño-BE/ME, la letra “b” representa las 6 carteras tamaño-inversión, la letra “c” representa las 6 carteras tamaño-beneficio operativo, y la letra “d” representa las 6 carteras tamaño-*momentum*. Las siguientes dos líneas representan las 25 carteras tamaño-beneficio operativo y 25 carteras tamaño-*momentum*. Las carteras se representan con dos dígitos, indicando el primer dígito el tamaño, y el segundo dígito la segunda anomalía. Por último, la cuarta línea contiene la información relativa a las 32 carteras tamaño-BE/ME-beneficio operativo, representando cada cartera con dos dígitos. El primer dígito representa el nivel de tamaño, el segundo valor, y el tercero el beneficio operativo. La figura actual contiene los resultados de los modelos de mercado.

En cualquier caso, el modelo de valoración de activos con mejores resultados para este conjunto de anomalías es el modelo de cinco factores de Fama-French con un R^2 de 86.5% y un MAE de 0.32%, seguido del modelo de tres factores de Fama-French con un R^2 de 75.6% y un MAE de 0.44%. Los modelos con los peores resultados son el CAPM (R^2 de 15% y MAE de 0.79%), y el C-CAPM (R^2 de 6.6% con un MAE de 0.85%).

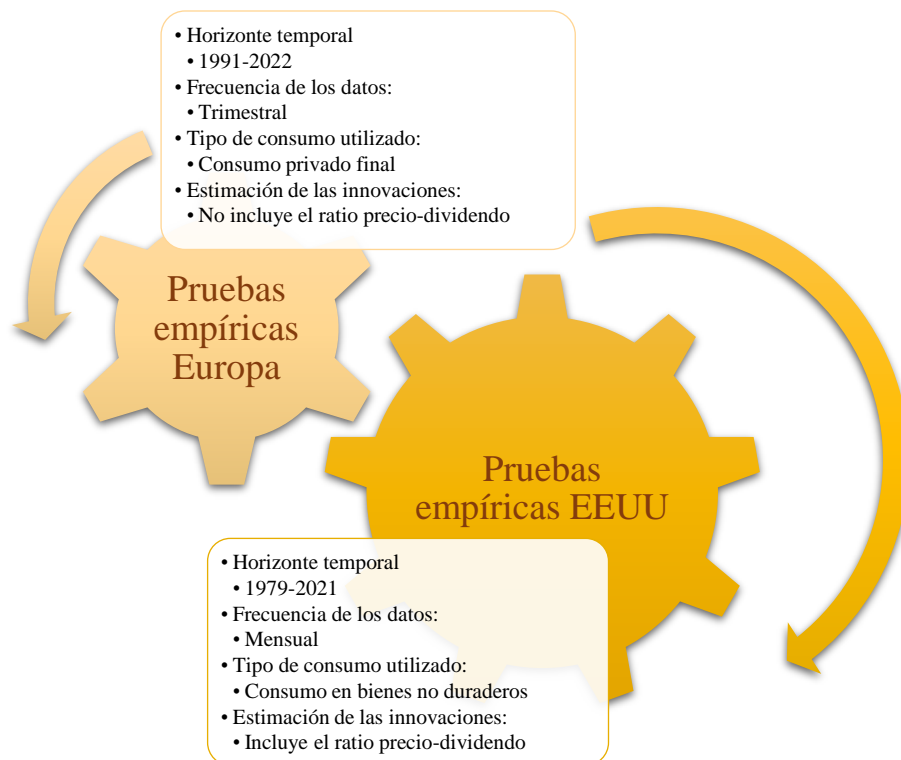
En lo referente al R^2 estimado a través de GLS se produce una reducción significativa del estadístico con respecto al estadístico estimado a través de OLS en prácticamente todos los modelos utilizados para la prueba empírica expuesta en el Panel D, a excepción del modelo de cinco factores de Fama-French, en el cual el decremento es de únicamente un 6.5%, implicando que los factores de este modelo son eficientes bajo el criterio media-varianza. En lo referente a los J -test, indicar que los dos modelos que son aceptados por el indicador vuelven a ser el modelo DCAPM-SVA y el modelo de Bansal *et al.* (2014). No obstante, es importante destacar que, en este caso, existen muchas probabilidades de que este rechazo se produzca por la volatilidad existente en los errores, más que porque los errores sean conjuntamente iguales a cero, tal y como se puede observar en la última línea de la Ilustración VI.1.

En lo relativo a la volatilidad macroeconómica, cabe indicar que para las pruebas empíricas realizadas en Europa parece un factor de exposición al riesgo clave para los modelos de valoración de activos basados en el consumo, ya que en prácticamente todas las pruebas empíricas realizadas a través de las diferentes anomalías, la capacidad explicativa del modelo es significativamente mayor que la expuesta por el modelo clásico de valoración de activos de consumo (C-CAPM). Además, a pesar de los resultados del Panel D, la prima de riesgo que se observa en los modelos que introducen la exposición a la ambigüedad como variable explicativa es positiva, de acuerdo con la literatura previa de valoración de activos.

Los resultados obtenidos en la presente prueba empírica, en cualquier caso, son compatibles con artículos recientes como las conclusiones de Su, Liu y Fang (2022), quienes demuestran los importantes efectos que tiene la ambigüedad en lo referente a la rentabilidad y la volatilidad de los mercados, o las conclusiones a las que llegan Liu y Matthies (2022), quienes demuestran que los inversores tienen en cuenta la volatilidad del consumo a largo plazo en lo concerniente a la toma de decisiones de inversión. En lo referente a los datos utilizados para la realización de las pruebas empíricas, indicar que la

serie de datos utilizada introduce el período de la pandemia, que se caracteriza por la reducción del consumo y del aumento de la volatilidad. Además, el horizonte temporal de los datos utilizados también tiene en cuenta el inicio de la problemática relativa a los cuellos de botella de las cadenas de suministro a nivel mundial, así como el comienzo del conflicto en Ucrania, eventos que también han producido modificaciones en los patrones del consumo de los agentes de la economía.

Ilustración VI.3. Diferencias en las pruebas empíricas entre Europa y EE. UU.



Notas: En la ilustración se muestran las diferencias generales existentes entre las pruebas empíricas realizadas en Europa y en EE. UU. El origen de dichas diferencias viene de la mano de la falta de disponibilidad de datos en el mercado europeo.

De esta manera, como conclusión general a las pruebas empíricas realizadas en el presente capítulo, destaca la importancia de tener en cuenta la volatilidad macroeconómica para los modelos de valoración de activos basados en el consumo, así como la importancia del factor de ambigüedad. No obstante, dada la rotundidad de los resultados obtenidos en las pruebas empíricas expuestas en el Capítulo V, destacamos que con dichos resultados no podemos asegurar con la misma credibilidad la idoneidad del factor de ambigüedad para la aplicación de los modelos de valoración de activos basados en el consumo en el mercado europeo. Teniendo esto en cuenta, es necesario evaluar las diferencias existentes entre los datos utilizados para las pruebas empíricas de los

Capítulos V y VI. A modo de resumen, estas diferencias se encuentran en la Ilustración VI.3.

La primera diferencia observada en los datos es el horizonte temporal para el que se realizan las estimaciones. De esta manera, mientras que en el caso de EE.UU. la serie comienza en 1979 y finaliza en 2021, la serie en Europa comienza en 1991 y finaliza en 2022. Ello se debe a que en el momento de la realización de la estimación no se disponía de más información. Esta diferencia en el horizonte temporal puede llevar a que los modelos de valoración de activos arrojen resultados diferentes debido a que a lo largo del tiempo han tenido lugar diferentes hechos económicos que pueden afectar al comportamiento de los datos utilizados. En segundo lugar, existe una diferencia en la frecuencia de las estimaciones. Dicha diferencia es consecuencia de la falta de datos macroeconómicos en frecuencia mensual para los diferentes países europeos seleccionados para realizar las pruebas empíricas. La tercera diferencia radica en la serie de datos del consumo utilizado, tal y como se ha expuesto anteriormente, mientras que la última diferencia con respecto a la metodología viene de la mano de la inclusión del ratio precio-dividendo en la estimación de las innovaciones.

De las diferencias mostradas en la Ilustración VI.3 una de ellas es necesaria su comprobación de cara a continuar evaluando el factor de ambigüedad, y es la diferencia en la tipología de consumo utilizado para realizar las pruebas empíricas. Por ese motivo, a lo largo del Capítulo VII realizamos una prueba empírica para comprobar si el hecho de usar diferentes tipos de consumo explica la modificación de los resultados obtenidos. Para ello, estimamos los modelos utilizados en las anteriores pruebas empíricas para el mercado estadounidense, utilizando el mismo horizonte temporal que en las pruebas europeas, para el consumo en bienes no duraderos (tal y como se desarrolla en el Capítulo V), así como para el consumo privado final (equiparable al consumo utilizado en las pruebas empíricas del presente apartado).

Capítulo VII. Consumo privado final vs. consumo en bienes no duraderos para EE. UU.

A lo largo del Capítulo anterior se han expuesto los resultados obtenidos por los modelos de valoración de activos para el mercado europeo. Del mismo modo que en las pruebas empíricas desarrolladas en el mercado estadounidense se podía categorizar a la ambigüedad como un factor de exposición al riesgo esencial, capaz de explicar un alto porcentaje de la variación de los precios, no podemos afirmar con total rotundidad que la ambigüedad en el mercado europeo tenga la misma importancia que en el mercado estadounidense.

Si bien es cierto que la diferencia es observable a través de los resultados, debemos intentar encontrar una explicación lógica a dicha diferencia de resultados. En la Ilustración VI.3 se expresan las diferencias existentes entre las pruebas empíricas realizadas para los diferentes mercados. Una de las diferencias más notables entre ambas pruebas es el uso de una serie alternativa de consumo para el desarrollo de las pruebas empíricas. De esta manera, en la prueba empírica centrada en el mercado estadounidense utilizamos la serie del consumo en bienes no duraderos, mientras que en el mercado europeo utilizamos la serie del consumo privado final. La diferencia entre ambas series del consumo puede ser significativa para estimar la ambigüedad.

Por ese motivo, en el presente capítulo enfrentamos los resultados entre el consumo en bienes no duraderos y el consumo privado final. Tal y como se ha expresado anteriormente, para el mercado europeo únicamente existen datos para el consumo privado final. Teniendo en cuenta que las pruebas empíricas realizadas para los diferentes mercados no son directamente comparables dado que no utilizamos las mismas carteras por falta de disponibilidad, de cara a intentar homogeneizar los datos de las pruebas empíricas utilizaremos el mercado estadounidense, debido a que tiene disponible información acerca de las dos series de consumo.

En el presente capítulo, por lo tanto, en primer lugar expondremos los datos utilizados en las pruebas empíricas, así como sus estadísticos principales, mientras que en segundo lugar expondremos el análisis de resultados de las pruebas empíricas realizadas.

7.1. Datos utilizados.

Para llevar a cabo las pruebas empíricas utilizamos tanto datos de mercado como datos macroeconómicos. De esta manera, los datos de mercado se han obtenido de la web

de French (2023), mientras que los datos macroeconómicos se han obtenido de la base de datos FRED. La frecuencia de los datos utilizada para las pruebas empíricas es trimestral, con el objetivo de homogeneizar las estimaciones con respecto a las realizadas en el Capítulo VI.

En lo referente a los activos utilizados para probar los modelos, indicar que utilizamos un total de 4 carteras diferentes, las cuales coinciden con las pruebas empíricas realizadas en Europa con el objetivo de homogeneizar los resultados de las pruebas empíricas para EE. UU. En concreto, hacemos uso de un set de cuatro carteras que agrupan a su vez carteras afectadas por diferentes anomalías, utilizamos 25 carteras ordenadas en base al tamaño y al beneficio operativo de los activos, 25 carteras ordenadas en base al tamaño y a la anomalía *momentum* y 32 carteras para las que se utilizan tres criterios de ordenación, a saber, el tamaño, el ratio BE/ME y el beneficio operativo de los activos.

En lo referente a la estimación de las magnitudes macroeconómicas cabe destacar que la volatilidad macroeconómica se estima en base a la Ecuación (6.1), ya que las estimaciones realizadas en el presente Capítulo tienen una frecuencia trimestral. El factor de ambigüedad se ha estimado en base a la metodología de Borup y Schütte (2021), al igual que en los capítulos anteriores, de acuerdo con la Ecuación (3.68).

Cabe señalar que, de cara al desarrollo del modelo DCAPM-SVA, se ha utilizado la primera publicación de la serie del consumo, tanto de bienes duraderos como de consumo privado final, para aproximar el riesgo del flujo de caja, así como para estimar la volatilidad y el factor de ambigüedad. No obstante, para la estimación del modelo C-CAPM, así como para la estimación del modelo de Bansal *et al.* (2014), se utiliza la serie del consumo revisada, de acuerdo con la asunción clásica de la literatura de valoración de activos de que dicha información es la que realmente tienen los agentes de una economía para tomar las decisiones de inversión.

En lo relativo a la estimación del riesgo de la tasa de descuento, se utiliza para aproximar la cartera de riqueza, el exceso de rendimiento de la cartera de mercado obtenido de la web de French (2023). Los modelos empleados con fines comparativos en las pruebas empíricas no varían con respecto a las pruebas empíricas anteriores, siendo el modelo C-CAPM, el modelo de Bansal *et al.* (2014), el modelo CAPM, así como los modelos de tres y cinco factores de Fama y French (1993, 2015).

Tabla VII.1. Estadísticos del consumo privado final

Panel A: 24 carteras <i>composite</i>													
	Bajo			Alto				Bajo			Alto		
	Media							Desviación típica					
Peq.-BE/ME	1.16	2.33	2.52	Peq.-BE/ME	13.10	10.40	11.88	13.10	10.40	11.88			
Gran.-BE/ME	1.96	1.80	1.87	Gran.-BE/ME	8.41	8.37	10.88	8.41	8.37	10.88			
Peq.-Inver.	2.45	2.46	1.21	Peq.-Inver.	12.31	10.03	12.55	12.31	10.03	12.55			
Gran.-Inver.	2.23	1.95	1.70	Gran.-Inver.	7.87	7.65	9.94	7.87	7.65	9.94			
Peq.-OP	1.24	2.42	2.50	Peq.-OP	13.02	10.02	11.81	13.02	10.02	11.81			
Gran.-OP	0.95	1.74	2.19	Gran.-OP	11.12	8.59	7.66	11.12	8.59	7.66			
Peq.-MoM	0.85	2.31	2.91	Peq.-MoM	15.59	10.25	11.36	15.59	10.25	11.36			
Gran.-MoM	0.87	1.88	2.19	Gran.-MoM	11.90	7.67	8.45	11.90	7.67	8.45			

Panel B: 25 carteras tamaño-beneficio operativo											
	Bajo					Alto					
	Media										
Pequeño	1.15	2.84	2.56	2.72	1.96	Pequeño	14.71	10.75	10.52	12.18	13.40
2	0.90	2.04	2.39	2.43	2.58	2	13.86	10.81	10.05	10.86	12.35
3	1.16	2.01	2.21	2.29	2.53	3	13.56	10.26	9.72	10.49	11.35
4	1.18	2.21	2.21	2.39	2.47	4	13.13	10.25	9.23	9.44	9.70
Grande	0.41	1.50	1.72	1.99	2.06	Grande	12.15	9.43	9.24	7.68	7.79

Panel C: 25 carteras tamaño-momentum											
	Bajo					Alto					
	Media										
Pequeño	0.01	1.77	2.39	3.17	3.35	Pequeño	18.02	11.99	10.56	10.66	13.11
2	0.62	2.10	2.36	2.76	2.94	2	17.34	11.95	10.16	10.15	12.69
3	0.78	1.89	2.22	2.11	2.45	3	16.49	11.63	9.85	9.37	11.26
4	0.10	2.05	2.34	2.24	2.46	4	16.98	10.89	9.13	8.11	10.58
Grande	0.21	1.70	1.81	2.06	2.16	Grande	14.31	9.26	7.82	7.20	8.97

Panel D: 32 carteras tamaño-BE/ME-beneficio operativo										
BE/ME→	Pequeño				Grande					
	Bajo	2	3	Alto	Bajo	2	3	Alto		
Bajo BO	-0.39	1.70	2.06	2.44	Bajo BO	1.30	1.89	2.05	2.00	
2	1.51	2.58	2.28	2.64	2	1.39	2.66	2.11	1.93	
3	1.99	2.36	2.83	2.30	3	1.68	2.12	2.02	2.04	
Alto BO	2.29	2.45	2.88	2.87	Alto BO	1.20	1.82	2.51	0.70	

	Pequeño				Grande				
	Desviación típica								
Bajo BO	17.14	12.41	10.66	11.13	Bajo BO	16.50	12.39	8.95	8.33
2	13.32	10.28	9.31	11.84	2	10.50	8.71	7.88	8.12
3	12.46	10.23	10.73	14.59	3	8.81	8.65	8.95	9.47
Alto BO	13.67	12.64	14.91	17.68	Alto BO	10.61	10.26	10.84	17.86

Panel E: Factores de mercados y series macroeconómicas										
	RMRF	SMB	HML	RMW	CMA	Media	$\Delta C_{t,t}$	$\Delta C_{t,t+k}$	Media	Ambigüedad
							Desv. t.	Desv. t.		
Media	1.80	0.28	0.48	0.96	0.75	Media	0.78	0.69	Media	0.02
Desv. t.	8.57	5.00	6.68	4.93	4.10	Desv. t.	1.63	1.32	Desv. t.	0.07

Notas: La tabla muestra la media y la desviación típica de los excesos de rendimiento de las carteras construidas en base a diferentes anomalías para un horizonte temporal de entre Q1:1991 y Q1:2022 para el mercado estadounidense. Todos los datos expuestos en la tabla se presentan como porcentajes. En el Panel A mostramos los estadísticos pertenecientes a las denominadas 24 carteras *composite*, construidas en base a cuatro tipos de carteras: 6 carteras ordenadas en base al tamaño y al ratio BE/ME, 6 carteras ordenadas en base al tamaño y al beneficio operativo, 6 carteras ordenadas en base al tamaño y la inversión y 6 carteras ordenadas en base al tamaño y a la anomalía *momentum*. En el Panel B encontramos los estadísticos relativos a 25 carteras formadas en base al tamaño y al beneficio operativo, mientras que en el Panel C encontramos 25 carteras ordenadas en base al tamaño y al efecto *momentum*. En el Panel D mostramos los estadísticos relativos a 32 carteras tamaño-BE/ME-beneficio operativo. Por último, en el Panel E encontramos los estadísticos relativos a los cinco factores de Fama y French (2015), además de factores macroeconómicos. $\Delta C_{t,t}$ representa la primera publicación del consumo privado final, mientras que $\Delta C_{t,t+k}$ representa la última versión disponible de la serie de datos del consumo privado. \hat{V}_t se estima de acuerdo con la varianza de la serie del consumo utilizando una ventana móvil de 4 trimestres.

Tabla VII.2. Correlaciones utilizando el consumo privado final

Panel A: 24 carteras <i>composite</i>									
Correlaciones con $\Delta C_{t,t}$					Correlaciones con $\Delta C_{t,t+k}$				
	Bajo	2	Alto			Bajo	2	Alto	
Peq.-BE/ME	31.63	37.41	42.16		Peq.-BE/ME	33.06	40.26	46.49	
Gran.-BE/ME	32.81	39.29	41.27		Gran.-BE/ME	34.61	41.87	45.53	
Peq.-Inver.	36.88	41.11	34.56		Peq.-Inver.	40.31	44.50	36.75	
Gran.-Inver.	36.15	40.18	30.85		Gran.-Inver.	38.25	43.31	33.43	
Peq.-OP	32.66	38.70	46.13		Peq.-OP	34.02	42.60	50.75	
Gran.-OP	33.40	37.83	35.36		Gran.-OP	35.39	39.93	38.43	
Peq.-MoM	33.23	39.96	39.82		Peq.-MoM	35.99	43.01	43.57	
Gran.-MoM	36.55	35.79	36.30		Gran.-MoM	40.14	38.53	38.32	
Correlaciones con \hat{V}_t					Correlaciones con ambigüedad				
Peq.-BE/ME	27.21	17.93	16.28		Peq.-BE/ME	11.99	12.77	13.66	
Gran.-BE/ME	23.78	13.62	13.28		Gran.-BE/ME	10.80	12.41	12.70	
Peq.-Inver.	21.22	17.94	23.78		Peq.-Inver.	12.22	13.54	12.36	
Gran.-Inver.	21.76	18.20	22.16		Gran.-Inver.	9.76	11.32	10.55	
Peq.-OP	22.41	18.09	23.30		Peq.-OP	12.61	12.08	14.94	
Gran.-OP	21.12	19.20	22.60		Gran.-OP	11.45	12.56	10.15	
Peq.-MoM	21.95	18.16	23.38		Peq.-MoM	10.45	13.81	13.31	
Gran.-MoM	17.54	20.60	20.76		Gran.-MoM	9.90	9.59	13.72	

Panel B: 25 carteras tamaño-beneficio operativo											
Correlaciones con $\Delta C_{t,t}$					Correlaciones con $\Delta C_{t,t+k}$						
	Bajo	2	3	4	Alto		Bajo	2	3	4	Alto
Pequeño	30.81	38.75	40.26	46.13	43.58	Pequeño	33.43	42.70	44.45	50.42	47.91
2	30.32	38.76	39.93	38.88	46.34	2	30.64	42.09	43.78	42.67	51.13
3	26.76	35.30	41.85	42.60	43.83	3	26.55	38.13	45.41	46.20	46.98
4	30.08	39.05	43.11	40.25	37.02	4	31.44	40.75	44.81	43.70	39.11
Grande	27.96	38.02	35.65	37.55	32.28	Grande	30.25	40.73	38.28	39.70	35.37
Correlaciones con \hat{V}_t					Correlaciones con ambigüedad						
Pequeño	21.68	14.76	17.90	18.72	21.13	Pequeño	10.45	11.45	13.06	14.91	13.29
2	21.75	17.21	17.21	22.81	18.74	2	12.61	13.48	13.09	12.01	14.59
3	24.37	16.29	19.62	25.34	22.64	3	12.45	13.59	13.21	14.65	14.52
4	23.43	15.44	19.73	22.98	20.56	4	10.05	14.20	17.36	13.47	13.56
Grande	19.23	23.85	13.90	19.09	21.95	Grande	8.23	11.56	12.04	10.70	9.41

Panel C: 25 carteras tamaño-momentum											
Correlaciones con $\Delta C_{t,t}$					Correlaciones con $\Delta C_{t,t+k}$						
	Bajo	2	3	4	Alto		Bajo	2	3	4	Alto
Pequeño	32.41	36.65	38.28	37.84	36.66	Pequeño	35.93	40.29	41.35	40.93	40.44
2	32.35	36.19	37.81	41.72	41.57	2	35.03	38.36	39.77	45.34	45.93
3	31.65	39.54	38.63	42.53	36.30	3	35.03	42.72	41.60	46.17	38.85
4	40.58	39.99	42.52	41.13	37.03	4	45.11	42.99	43.65	42.63	39.15
Grande	41.65	32.67	31.60	37.37	32.68	Grande	46.67	36.10	33.39	39.53	34.97
Correlaciones con \hat{V}_t					Correlaciones con ambigüedad						
Pequeño	23.61	20.01	12.97	18.10	20.16	Pequeño	10.01	11.80	14.23	12.78	11.53
2	20.49	17.51	15.40	23.26	22.27	2	10.53	13.41	13.95	13.99	14.15
3	21.97	20.10	19.27	21.73	24.72	3	8.07	13.21	14.01	14.54	13.34
4	18.26	22.01	18.85	19.96	23.49	4	13.10	13.22	17.03	15.32	14.82
Grande	12.76	75.35	19.62	19.02	19.04	Grande	9.34	7.09	7.98	13.07	11.77

Panel D: 32 carteras tamaño-BE/ME-beneficio operativo									
Correlaciones con $\Delta C_{t,t}$									
	Pequeño					Grande			
BE/ME→	Bajo	2	3	Alto	BE/ME→	Bajo	2	3	Alto
Bajo BO	24.64	28.93	31.67	41.66	Bajo BO	22.33	26.48	34.11	31.59
2	25.28	34.34	40.99	46.95	2	24.69	29.58	34.55	26.44
3	32.14	41.41	42.02	54.07	3	28.55	35.92	45.50	39.14
Alto BO	42.44	40.92	37.39	51.39	Alto BO	38.99	41.29	36.48	22.43

Tabla VII.2. Correlaciones utilizando el consumo privado final (*cont.*)

Correlaciones con $\Delta C_{t,t+k}$									
Pequeño					Grande				
BE/ME→	Bajo	2	3	Alto	BE/ME→	Bajo	2	3	Alto
Bajo BO	24.11	28.63	34.04	46.16	Bajo BO	24.18	24.97	33.23	34.38
2	26.73	36.68	44.29	51.47	2	26.85	33.17	36.05	28.78
3	34.31	44.07	47.08	59.23	3	28.86	35.99	51.15	41.83
Alto BO	47.52	45.77	44.08	56.02	Alto BO	41.87	44.85	40.31	26.47

Correlaciones con \hat{V}_t									
Pequeño					Grande				
Bajo BO	24.36	20.92	20.07	26.20	Bajo BO	24.55	34.64	19.66	22.52
2	16.38	14.84	15.71	22.75	2	21.40	17.53	19.33	14.44
3	21.78	13.23	17.38	15.32	3	21.14	8.33	18.17	18.81
Alto BO	18.97	13.91	17.11	15.36	Alto BO	10.87	7.85	13.76	4.80

Correlaciones con ambigüedad									
Pequeño					Grande				
Bajo BO	12.12	14.26	9.55	11.98	Bajo BO	10.28	16.70	15.34	9.41
2	9.20	12.27	14.19	16.94	2	8.30	5.33	8.45	9.83
3	10.55	14.75	13.23	17.61	3	9.03	14.93	12.75	12.93
Alto BO	12.14	12.81	10.72	17.86	Alto BO	12.60	13.63	9.34	3.33

Notas: La tabla muestra la correlación entre los excesos de rendimiento de las carteras construidas en base a diferentes anomalías para un horizonte temporal de entre Q1:1991 y Q1:2022 para el mercado estadounidense y ciertos factores macroeconómicos. Todos los datos expuestos en la tabla se presentan como porcentajes. El Panel A muestra los estadísticos pertenecientes a las denominadas 24 carteras *composite*, construidas en base a cuatro tipos de carteras: 6 carteras ordenadas en base al tamaño y al ratio BE/ME, 6 carteras ordenadas en base al tamaño y al beneficio operativo, 6 carteras ordenadas en base al tamaño y la inversión y 6 carteras ordenadas en base al tamaño y a la anomalía *momentum*. En el Panel B se recogen los estadísticos relativos a 25 carteras formadas en base al tamaño y al beneficio operativo, mientras que el Panel C incluye 25 carteras ordenadas en base al tamaño y al efecto *momentum*. En el Panel D se muestran los estadísticos relativos a 32 carteras formadas en base al tamaño, al ratio BE/ME y al beneficio operativo. $\Delta C_{t,t}$ representa la primera publicación del consumo privado final, mientras que $\Delta C_{t,t+k}$ representa la última versión disponible de la serie de datos del consumo privado. \hat{V}_t se estima de acuerdo con la varianza de la serie del consumo utilizando una ventana móvil de 4 trimestres. Los datos se obtienen de la FRED y de la web de French (2023).

En la Tabla VII.1 y en la Tabla VII.3 se representan los estadísticos relativos a las pruebas empíricas realizadas con el objetivo de comparar la performance de los modelos para los dos tipos de consumo. De este modo, encontramos la media y la desviación típica de las carteras y de los factores utilizados en las pruebas empíricas estimados en base a la serie del consumo privado final en la Tabla VII.1, mientras que la Tabla VII.3 muestra los estadísticos relativos al consumo en bienes no duraderos. En este sentido, cabe destacar que, al utilizar las mismas carteras ordenadas en el mismo horizonte temporal y en la misma frecuencia para ambas pruebas de cara a que los resultados sean homogéneos y comparables, los estadísticos no cambian entre los Paneles A y D de sendas tablas. No obstante, en el Panel E se aprecian diferencias en los estadísticos relativos a los factores de consumo. En lo relativo al consumo privado final, se observa que la primera publicación de la serie tiene un incremento del consumo medio (0.78%) mayor que la serie revisada (0.69%).

Tabla VII.3. Estadísticos del consumo en bienes no duraderos

Panel A: 24 carteras <i>composite</i>												
	Bajo			2			Alto					
	Media						Desviación típica					
Peq.-BE/ME	1.16	2.33	2.52	Peq.-BE/ME	13.10	10.40	11.88					
Gran.-BE/ME	1.96	1.80	1.87	Gran.-BE/ME	8.41	8.37	10.88					
Peq.-Inver.	2.45	2.46	1.21	Peq.-Inver.	12.31	10.03	12.55					
Gran.-Inver.	2.23	1.95	1.70	Gran.-Inver.	7.87	7.65	9.94					
Peq.-OP	1.24	2.42	2.50	Peq.-OP	13.02	10.02	11.81					
Gran.-OP	0.95	1.74	2.19	Gran.-OP	11.12	8.59	7.66					
Peq.-MoM	0.85	2.31	2.91	Peq.-MoM	15.59	10.25	11.36					
Gran.-MoM	0.87	1.88	2.19	Gran.-MoM	11.90	7.67	8.45					

Panel B: 25 carteras tamaño-beneficio operativo											
	Bajo		2		3		4		Alto		
	Media					Desviación típica					
Pequeño	1.15	2.84	2.56	2.72	1.96	Pequeño	14.71	10.75	10.52	12.18	13.40
2	0.90	2.04	2.39	2.43	2.58	2	13.86	10.81	10.05	10.86	12.35
3	1.16	2.01	2.21	2.29	2.53	3	13.56	10.26	9.72	10.49	11.35
4	1.18	2.21	2.21	2.39	2.47	4	13.13	10.25	9.23	9.44	9.70
Grande	0.41	1.50	1.72	1.99	2.06	Grande	12.15	9.43	9.24	7.68	7.79

Panel C: 25 carteras tamaño-momentum											
	Bajo		2		3		4		Alto		
	Media					Desviación típica					
Pequeño	0.01	1.77	2.39	3.17	3.35	Pequeño	18.02	11.99	10.56	10.66	13.11
2	0.62	2.10	2.36	2.76	2.94	2	17.34	11.95	10.16	10.15	12.69
3	0.78	1.89	2.22	2.11	2.45	3	16.49	11.63	9.85	9.37	11.26
4	0.10	2.05	2.34	2.24	2.46	4	16.98	10.89	9.13	8.11	10.58
Grande	0.21	1.70	1.81	2.06	2.16	Grande	14.31	9.26	7.82	7.20	8.97

Panel D: 32 carteras tamaño-BE/ME-beneficio operativo										
	Pequeño				Grande					
BE/ME→	Media				Media					
Bajo BO	-0.39	1.70	2.06	2.44	Bajo BO	1.30	1.89	2.05	2.00	
2	1.51	2.58	2.28	2.64	2	1.39	2.66	2.11	1.93	
3	1.99	2.36	2.83	2.30	3	1.68	2.12	2.02	2.04	
Alto BO	2.29	2.45	2.88	2.87	Alto BO	1.20	1.82	2.51	0.70	

	Pequeño				Grande				
	Desviación típica								
Bajo BO	17.14	12.41	10.66	11.13	Bajo BO	16.50	12.39	8.95	8.33
2	13.32	10.28	9.31	11.84	2	10.50	8.71	7.88	8.12
3	12.46	10.23	10.73	14.59	3	8.81	8.65	8.95	9.47
Alto BO	13.67	12.64	14.91	17.68	Alto BO	10.61	10.26	10.84	17.86

Panel E: Factores de mercado y macroeconómicos										
	RMRF	SMB	HML	RMW	CMA		$\Delta C_{t,t}$	$\Delta C_{t,t+k}$	\hat{V}_t	Ambigüedad
Media	1.80	0.28	0.48	0.96	0.75	Media	0.91	1.06	0.01	0.06
Desv. t.	8.57	5.00	6.68	4.93	4.10	Desv. t.	2.94	1.62	0.23	0.02

Notas: La tabla muestra la media y la desviación típica de los excesos de rendimiento de las carteras construidas en base a diferentes anomalías para un horizonte temporal de entre Q1:1991 y Q1:2022 para el mercado estadounidense. Todos los datos expuestos en la tabla se presentan como porcentajes. El Panel A muestra los estadísticos pertenecientes a las denominadas 24 carteras *composite*, construidas en base a cuatro tipos de carteras: 6 carteras ordenadas en base al tamaño y al ratio BE/ME, 6 carteras ordenadas en base al tamaño y al beneficio operativo, 6 carteras ordenadas en base al tamaño y la inversión y 6 carteras ordenadas en base al tamaño y a la anomalía *momentum*. El Panel B recoge los estadísticos relativos a 25 carteras formadas en base al tamaño y al beneficio operativo, mientras que el Panel C contiene 25 carteras ordenadas en base al tamaño y al efecto *momentum*. En el Panel D se muestran los estadísticos relativos a 32 carteras formadas en base al tamaño, al ratio BE/ME y al beneficio operativo. Por último, el Panel E contiene los estadísticos relativos a los cinco factores de Fama y French (2015), además de factores macroeconómicos. $\Delta C_{t,t}$ representa la primera publicación del consumo en bienes no duraderos, mientras que $\Delta C_{t,t+k}$ representa la última versión disponible de la serie de datos del consumo en bienes no duraderos. \hat{V}_t se estima de acuerdo con la varianza de la serie del consumo utilizando una ventana móvil de 4 trimestres.

En el caso del consumo en bienes no duraderos se produce el efecto contrario, arrojando la primera serie del consumo un incremento medio de 0.91%, mientras que la serie revisada arroja un incremento del consumo medio de 1.06%. En lo relativo al incremento del consumo medio se observa una diferencia notable, de manera que el consumo en bienes no duraderos arroja un incremento medio mayor que el de la serie del consumo final.

En lo relativo a la desviación típica de las series del consumo, en la Tabla VII.1 se puede observar que la desviación típica para la primera publicación del consumo privado final arroja un valor de 1.63%, mientras que la serie del consumo revisada reporta una desviación típica de 1.32%. Asimismo, la Tabla VII.3 también muestra que la primera publicación de la serie del consumo en bienes no duraderos (2.94%) tiene una mayor volatilidad que la serie del consumo revisado (1.62%). De esta manera, cabe esperar un mejor funcionamiento para ambos consumos de la primera serie publicada, debido a que tiene una mayor volatilidad. Tal y como se ha expuesto anteriormente en la Tesis Doctoral, aquellas modificaciones realizadas sobre la serie del consumo inicial que provocan un decremento en la volatilidad de la serie de datos no aportan información nueva a los modelos de valoración de activos, perjudicando el comportamiento de los modelos de consumo. Igualmente, observamos que la serie del consumo en bienes no duraderos tiene una mayor volatilidad en ambos casos que la serie del consumo privado final.

La volatilidad macroeconómica expuesta en la Tabla VII.1 arroja una media de 0.02% y una desviación típica de 0.07% al utilizar la serie del consumo final en bienes no duraderos. En concreto, la volatilidad observada es la estimada con la primera publicación de la serie del consumo privado, al igual que en las pruebas empíricas anteriores. En lo relativo a la volatilidad estimada conforme al consumo en bienes no duraderos expuesta en la Tabla VII.3, presenta una media de 0.01%, y una desviación típica de 0.23%. De esta manera, se muestra como la volatilidad macroeconómica estimada en base al consumo de bienes no duraderos supone una mayor volatilidad en comparación con la estimación realizada a través del consumo privado.

Por último, la ambigüedad estimada en base al consumo final arroja una media de 0.01%, y una desviación típica de 0.04%, tal y como se recoge en la Tabla VII.1.

Tabla VII.4. Correlaciones utilizando el consumo en bienes no duraderos

Panel A: 24 carteras composite												
	Bajo	2	Alto		Bajo	2	Alto					
	Correlaciones con $\Delta C_{t,t}$				Correlaciones con $\Delta C_{t,t+k}$							
Peq.-BE/ME	30.85	37.42	41.75	Peq.-BE/ME	37.90	42.53	43.26					
Gran.-BE/ME	31.75	41.45	44.78	Gran.-BE/ME	36.97	44.59	41.61					
Peq.-Inver.	36.67	38.97	34.56	Peq.-Inver.	42.88	41.83	40.60					
Gran.-Inver.	37.98	43.15	29.09	Gran.-Inver.	39.22	43.70	37.22					
Peq.-OP	31.88	40.85	40.27	Peq.-OP	38.13	42.52	48.12					
Gran.-OP	31.95	39.25	36.15	Gran.-OP	42.02	40.90	39.53					
Peq.-MoM	30.02	36.49	40.95	Peq.-MoM	41.18	42.66	44.02					
Gran.-MoM	32.43	35.19	37.90	Gran.-MoM	45.32	36.79	40.56					
	Correlaciones con \hat{V}_t				Correlaciones con ambigüedad							
Peq.-BE/ME	12.84	11.22	9.92	Peq.-BE/ME	18.52	22.92	28.05					
Gran.-BE/ME	13.08	9.77	5.98	Gran.-BE/ME	18.07	26.18	33.86					
Peq.-Inver.	13.72	10.02	12.29	Peq.-Inver.	24.50	24.47	20.68					
Gran.-Inver.	11.01	8.21	15.30	Gran.-Inver.	25.04	28.00	16.62					
Peq.-OP	12.15	9.52	14.35	Peq.-OP	20.77	26.22	22.76					
Gran.-OP	11.25	11.80	12.34	Gran.-OP	19.06	25.10	22.04					
Peq.-MoM	25.24	14.46	3.17	Peq.-MoM	14.42	22.15	28.09					
Gran.-MoM	20.41	17.62	5.89	Gran.-MoM	14.17	21.03	25.35					
Panel B: 25 carteras tamaño-beneficio operativo												
	Bajo	2	3	4	Alto		Bajo	2	3	4	Alto	
	Correlaciones con $\Delta C_{t,t}$						Correlaciones con $\Delta C_{t,t+k}$					
Pequeño	29.75	40.74	39.64	40.36	34.28	Pequeño	38.75	39.24	38.86	43.09	43.03	
2	28.57	39.56	41.54	38.55	38.58	2	34.35	42.28	40.78	43.02	45.86	
3	27.79	38.01	37.07	42.63	36.82	3	33.38	43.53	45.49	48.31	48.14	
4	28.68	38.65	39.70	37.25	37.05	4	39.46	46.06	48.57	46.30	45.10	
Grande	27.03	34.471	41.10	35.96	35.77	Grande	38.09	43.13	38.50	36.66	39.13	
	Correlaciones con \hat{V}_t						Correlaciones con ambigüedad					
Pequeño	13.01	6.64	7.79	10.93	16.75	Pequeño	19.87	28.40	27.35	25.82	19.80	
2	12.27	7.05	7.90	13.73	14.70	2	18.04	25.62	27.02	21.91	22.20	
3	70.65	12.91	11.78	12.82	14.84	3	17.05	23.42	20.81	23.65	17.94	
4	15.74	10.40	10.46	16.52	14.50	4	14.95	23.62	22.55	19.70	20.59	
Grande	11.84	10.71	10.52	11.46	10.80	Grande	16.69	18.85	29.75	22.44	21.77	
Panel C: 25 carteras tamaño-momentum												
	Bajo	2	3	4	Alto		Bajo	2	3	4	Alto	
	Correlaciones con $\Delta C_{t,t}$						Correlaciones con $\Delta C_{t,t+k}$					
Pequeño	26.97	35.49	35.95	32.81	36.11	Pequeño	43.10	41.20	38.62	39.74	40.57	
2	28.97	31.48	32.17	37.24	41.63	2	38.80	39.58	39.29	42.42	45.95	
3	29.19	32.14	34.58	41.49	41.28	3	41.39	47.48	43.45	43.39	45.78	
4	40.31	35.44	32.26	37.03	37.88	4	48.16	47.17	41.98	43.17	48.86	
Grande	36.43	35.44	33.30	32.92	37.44	Grande	53.77	38.40	31.74	34.57	38.90	
	Correlaciones con \hat{V}_t						Correlaciones con ambigüedad					
Pequeño	26.33	17.26	9.93	8.88	3.07	Pequeño	12.41	22.74	25.28	21.62	25.90	
2	27.07	19.74	14.13	10.03	2.68	2	13.17	16.01	18.41	23.07	27.49	
3	24.86	21.18	17.90	11.02	2.78	3	11.96	13.24	18.70	25.48	27.15	
4	20.75	21.69	17.45	10.29	4.22	4	20.73	15.89	15.99	20.93	23.62	
Grande	16.44	18.65	20.92	10.73	4.77	Grande	15.62	20.42	20.63	20.42	26.15	
Panel D: 32 carteras tamaño-BE/ME-beneficio operativo												
	Pequeño					Grande						
	Correlaciones con $\Delta C_{t,t}$					Correlaciones con $\Delta C_{t,t}$						
BE/ME→	Bajo	2	3	Alto	BE/ME→	Bajo	2	3	Alto			
Bajo BO	23.80	28.97	34.07	37.95	Bajo BO	18.38	18.41	23.14	31.02			
2	25.44	36.93	38.19	41.86	2	21.27	40.72	36.48	37.23			
3	31.87	38.86	43.61	50.27	3	33.05	38.17	43.82	36.77			
Alto BO	39.59	46.59	36.98	34.66	Alto BO	43.19	44.98	42.19	18.26			

Tabla VII.4. Correlaciones utilizando el consumo en bienes no duraderos (*cont.*)

Correlaciones con $\Delta C_{t,t+k}$									
Pequeño					Grande				
BE/ME→	Bajo	2	3	Alto	BE/ME→	Bajo	2	3	Alto
Bajo BO	32.53	34.92	39.60	44.13	Bajo BO	32.47	34.82	25.91	36.90
2	34.64	39.32	40.35	50.02	2	37.42	35.17	34.95	37.22
3	37.66	38.78	39.63	47.90	3	34.48	36.90	49.04	44.59
Alto BO	45.45	38.81	45.78	54.78	Alto BO	45.48	34.82	42.93	42.78

Correlaciones con \hat{V}_t									
Pequeño					Grande				
	Bajo BO	2	3	Alto BO	Bajo BO	2	3	Alto BO	
Bajo BO	11.96	10.14	10.78	15.08	Bajo BO	11.85	16.12	11.78	13.60
2	15.32	7.01	8.88	10.60	2	16.09	87.43	11.49	9.07
3	12.04	7.70	5.85	6.93	3	9.41	8.97	11.68	7.18
Alto BO	11.14	4.26	17.12	17.63	Alto BO	6.57	7.65	6.73	20.21

Correlaciones con ambigüedad									
Pequeño					Grande				
	Bajo BO	2	3	Alto BO	Bajo BO	2	3	Alto BO	
Bajo BO	14.60	17.12	20.03	21.26	Bajo BO	7.20	7.27	11.89	17.35
2	16.70	23.51	23.78	22.59	2	7.52	28.79	21.59	24.23
3	21.26	26.26	29.70	33.85	3	20.87	26.09	24.77	23.40
Alto BO	26.24	34.21	22.35	14.23	Alto BO	30.59	34.96	29.03	3.79

Notas: La tabla muestra la correlación entre los excesos de rendimiento de las carteras construidas en base a diferentes anomalías para un horizonte temporal de entre Q1:1991 y Q1:2022 para el mercado estadounidense y ciertos factores. Todos los datos expuestos en la tabla se presentan como porcentajes. El Panel A contiene los estadísticos pertenecientes a las denominadas 24 carteras *composite*, construidas en base a cuatro tipos de carteras: 6 carteras ordenadas en base al tamaño y al ratio BE/ME, 6 carteras ordenadas en base al tamaño y al beneficio operativo, 6 carteras ordenadas en base al tamaño y la inversión y 6 carteras ordenadas en base al tamaño y a la anomalía *momentum*. En el Panel B se encuentran los estadísticos relativos a 25 carteras formadas en base al tamaño y al beneficio operativo, mientras que el Panel C recoge 25 carteras ordenadas en base al tamaño y al efecto *momentum*. En el Panel D se muestran los estadísticos relativos a 32 carteras construidas en base al tamaño, al ratio BE/ME y al beneficio operativo. $\Delta C_{t,t}$ representa la primera publicación del consumo de bienes no duraderos, mientras que $\Delta C_{t,t+k}$ representa la última versión disponible de la serie de datos del consumo en bienes no duraderos. \hat{V}_t se estima de acuerdo con la varianza de la serie del consumo utilizando una ventana móvil de 4 trimestres. Los datos se obtienen de la FRED y de la web de French (2023).

Por otro lado, la ambigüedad estimada en base a la serie del consumo en bienes no duraderos arroja una media de 0.06% y una desviación típica de 0.02%, conforme a lo expuesto en la Tabla VII.3. Se observa como la serie correspondiente al factor de ambigüedad tiene una mayor media y menor volatilidad estimada en base a la serie del consumo en bienes no duraderos.

Asimismo, la Tabla VII.2 refleja la correlación existente entre los activos y los estadísticos representativos estimados en base al consumo privado final, mientras que la Tabla VII.4 contiene la correlación entre cada uno de los activos utilizados para realizar las pruebas empíricas y los factores de consumo representativos estimados en base al consumo en bienes no duraderos. En la Tabla VII.2 se observa que, en líneas generales, existe una mayor correlación entre los activos y la serie final del consumo privado, verificándose el mismo patrón en las estimaciones realizadas para el consumo en bienes no duraderos contemplado en la Tabla VII.4. En lo referente a la diferencia entre las

correlaciones existentes entre los activos y los factores, cabe indicar que no se aprecia una diferencia sustancial entre ambas series del consumo, si bien es cierto que, en ocasiones, existe una mayor correlación en la serie del consumo privado final con los activos que en la serie del consumo en bienes no duraderos.

En base a los estadísticos mostrados en las tablas anteriores, se puede constatar la existencia de una diferencia entre la serie del consumo privado final y la serie del consumo en bienes no duraderos. Ello explica la necesidad de realizar la actual prueba empírica con objeto de determinar si el uso de una u otra serie del consumo lleva a resultados diferentes en los modelos, en concreto en lo relativo al modelo DCAPM-SVA. Cabe destacar, igual que se ha hecho en capítulos anteriores, que las correlaciones observadas en la Tabla VII.2, así como las recogidas en la Tabla VII.4 no tienen efecto alguno en lo relativo a la performance de los modelos de valoración de activos.

En lo que resta de capítulo, se exponen los resultados obtenidos por los modelos de valoración de activos para ambos registros de consumo con el objeto de determinar la pregunta de investigación expuesta.

7.2. Análisis de resultados.

En lo relativo a la estimación de los parámetros utilizados para poner en práctica el modelo DCAPM-SVA y el modelo de Bansal *et al.* (2014), es necesario remarcar la utilización del modelo VAR para estimar las innovaciones sobre el riesgo de flujo de caja libre, el riesgo de tasa de descuento, la volatilidad macroeconómica y la ambigüedad. La Tabla VII.5 recopila los resultados obtenidos al aplicar el modelo VAR para la serie del consumo privado final, expresando en el Panel A los resultados obtenidos para el modelo DCAPM-SVA, y en el Panel B los resultados obtenidos para el modelo de Bansal *et al.* (2014).

Tal y como se puede observar, en la estimación del modelo VAR (1) se ha introducido el uso del ratio precio-dividendo, estimado en base a los datos de la web de Shiller (2023). En los resultados obtenidos se observa que la capacidad predictiva de la volatilidad estimada en base a la serie del consumo privado final es menor a la obtenida en las pruebas empíricas expuestas en el Capítulo V. Además, la capacidad predictiva de la volatilidad en base a la última revisión disponible de la serie es mayor que al utilizar la

primera serie publicada del consumo privado final. Cabe señalar que el factor con mayor capacidad predictiva es el ratio precio-dividendo, debido a su alta persistencia, tal y como se ha expuesto en capítulos anteriores.

Tabla VII.5. Modelo VAR. Estimaciones en base al consumo privado final

Panel A: Innovaciones DCAPM-SVA						
	$\Delta C_{t,t}$	$RMRF_t$	\hat{V}_t	DP_t	f_t^A	R^2
$\Delta C_{t+1,t+1}$	-0.10 (-0.97)	0.06 (3.33)	1.50 (1.41)	0.31 (4.02)	1.99 (0.37)	0.25
$RMRF_{t+1}$	-0.02 (-0.03)	-0.04 (-0.43)	-3.19 (-0.57)	1.20 (2.97)	16.39 (0.59)	0.09
\hat{V}_{t+1}	-0.01 (-1.75)	0.00 (1.74)	0.18 (5.24)	0.01 (4.56)	0.12 (0.70)	0.31
DP_{t+1}	0.00 (0.01)	-0.01 (-3.97)	4.16 (20.83)	0.95 (65.42)	-0.16 (-0.16)	0.98
f_{t+1}^A	-0.00 (-0.79)	0.00 (1.08)	0.01 (0.29)	0.01 (1.30)	0.03 (0.31)	0.03
Panel B: Innovaciones Bansal <i>et al.</i> (2014)						
	$\Delta C_{t,t+k}$	$RMRF_t$	\hat{V}_t	DP_t		R^2
$\Delta C_{t+1,t+1+k}$	-0.09 (-1.07)	0.05 (3.18)	4.59 (2.01)	0.25 (3.85)		0.27
$RMRF_{t+1}$	-0.05 (-0.08)	-0.06 (-0.64)	26.79 (1.83)	0.90 (2.16)		0.08
DP_{t+1}	0.01 (1.61)	-0.01 (-4.77)	-0.37 (-1.71)	0.99 (161.89)		0.99
\hat{V}_{t+1}	-0.01 (-4.41)	-0.00 (-0.74)	0.85 (16.79)	0.00 (2.88)		0.73

Notas: En la tabla se recogen los resultados relativos a la estimación de los coeficientes, así como los estadísticos t expresados en paréntesis y el estadístico R^2 . En el Panel A estimamos el modelo VAR del modelo DCAPM-SVA en base a la primera serie publicada del consumo privado final para EE.UU. ($\Delta C_{t,t}$), los excesos de rendimiento de la cartera de mercado ($RMRF_t$), la volatilidad macroeconómica estimada en base a la varianza de 4 trimestres utilizando la ventana móvil para la primera serie de datos publicada del consumo privado final, el ratio precio-dividendo y el factor de ambigüedad f_t^A estimado en base a la metodología de Borup y Schütte (2021). De la misma manera, el Panel B presenta los resultados de las estimaciones de los factores del modelo de Bansal *et al.* (2014), teniendo en cuenta que para las estimaciones se ha utilizado la serie del consumo privado final totalmente revisado. Además, en el Panel B se obvia el parámetro de ambigüedad para desarrollar el modelo.

Por otro lado, la Tabla VII.6 recopila los resultados obtenidos en la estimación del modelo VAR (1) haciendo uso de la serie del consumo en bienes no duraderos. De igual manera, en el Panel A se recogen los resultados obtenidos para el modelo DCAPM-SVA, mientras que en el Panel B se recogen los resultados para el modelo de Bansal *et al.* (2014). En concreto, se observa que la magnitud más predecible es el ratio precio-dividendo, mientras que el segundo factor con mayor capacidad predictiva es la volatilidad macroeconómica. Es bien cierto que, en relación con la volatilidad macroeconómica, los resultados obtenidos se asemejan a los resultados presentados en capítulos anteriores, aunque la persistencia sigue siendo algo menor que en la primera prueba empírica analizada. Ello puede ser debido a que se estima con una ventana móvil

compuesta por una cantidad menor de datos, pudiendo afectar a la capacidad predictiva de esta magnitud.

Tabla VII.6. Modelo VAR estimado en base al consumo en bienes no duraderos

Panel A: Innovaciones DCAPM-SVA						
	$\Delta C_{t,t}$	$RMRF_t$	\hat{V}_t	DP_t	f_t^A	R^2
$\Delta C_{t+1,t+1}$	0.08 (0.52)	0.14 (4.59)	-0.50 (-0.42)	0.19 (1.41)	-6.41 (-0.23)	0.20
$RMRF_{t+1}$	0.14 (0.33)	-0.04 (-0.42)	-0.20 (-0.05)	1.09 (2.70)	-96.38 (-1.13)	0.08
\hat{V}_{t+1}	-0.01 (-1.01)	-0.00 (-0.43)	0.70 (11.61)	0.02 (2.39)	-1.22 (-0.84)	0.64
DP_{t+1}	0.01 (1.55)	-0.01 (-4.90)	-0.11 (-2.18)	0.99 (172.34)	-0.31 (-0.26)	0.99
f_{t+1}^A	0.00 (0.37)	0.00 (2.78)	-0.00 (-0.10)	0.00 (0.34)	0.04 (0.24)	0.08
Panel B: Innovaciones Bansal <i>et al.</i> (2014)						
	$\Delta C_{t,t+k}$	$RMRF_t$	\hat{V}_t	DP_t		R^2
$\Delta C_{t+1,t+1+k}$	0.01 (0.13)	0.08 (4.79)	-0.12 (-0.17)	0.38 (4.85)		0.37
$RMRF_{t+1}$	0.02 (0.05)	-0.03 (-0.35)	1.35 (0.37)	0.99 (2.32)		0.06
DP_{t+1}	0.01 (1.65)	-0.01 (-5.02)	-0.15 (-2.85)	0.99 (162.49)		0.99
\hat{V}_{t+1}	-0.01 (-1.66)	-0.00 (-0.13)	0.75 (12.67)	0.02 (2.25)		0.62

Notas: En la tabla se recogen los resultados relativos a la estimación de los coeficientes, así como los estadísticos t expresados en paréntesis y el estadístico R^2 . En el Panel A estimamos el modelo VAR del modelo DCAPM-SVA en base a la primera serie publicada del consumo en bienes no duraderos para EE.UU. ($\Delta C_{t,t}$), los excesos de rendimiento de la cartera de mercado ($RMRF_t$), la volatilidad macroeconómica estimada en base a la varianza de 4 trimestres utilizando la ventana móvil para la primera serie de datos publicada del consumo, el ratio precio-dividendo y el factor de ambigüedad f_t^A estimada en base a la metodología de Borup y Schütte (2021). De la misma manera, en el Panel B se presentan los resultados de las estimaciones de los factores del modelo de Bansal *et al.* (2014), teniendo en cuenta que para las estimaciones se utiliza la serie del consumo en bienes no duraderos totalmente revisado. Además, en el Panel B se obvia el parámetro de ambigüedad para desarrollar el modelo.

En lo referente a la diferencia entre los resultados de la serie del consumo privado final y los resultados del consumo en bienes no duraderos, cabe destacar la menor persistencia de la volatilidad estimada en base al consumo privado final. En ese aspecto, la construcción del ratio precio-dividendo hace que dicho parámetro no encuentre diferencias en lo relativo al uso de diferentes tipologías del consumo.

Respecto a la serie del consumo, se observa que la capacidad predictiva en base a las variables que componen el modelo DCAPM-SVA permanecen prácticamente constantes para ambos tipos de consumo, mientras que en base a las variables del modelo de Bansal *et al.* (2014) se presenta una mayor predictibilidad para el consumo estimado en base al consumo privado final. Por otro lado, a pesar de que las regresiones de predictibilidad arrojan resultados bajos de cara al factor de ambigüedad, se produce una

mejora en los resultados con respecto al factor estimado en base a la serie de datos del consumo en bienes no duraderos. En lo relativo a la rentabilidad de la cartera de mercado, los resultados del modelo VAR son bajos, implicando poca predictibilidad con respecto a los factores utilizados, tal y como ocurría en las pruebas empíricas realizadas anteriormente en la presente Tesis Doctoral.

Los resultados expuestos en la Tabla VII.5 y en la Tabla VII.6 aportan las innovaciones utilizadas para la estimación del modelo DCAPM-SVA y el modelo de Bansal *et al.* (2014). En la Tabla VII.7 se presentan los resultados obtenidos por los modelos de valoración de activos en las cuatro carteras que absorben diferentes tipos de anomalías, para los modelos estimados en base a la serie del consumo privado final con frecuencia trimestral entre el primer cuatrimestre del año 1991 y el primer cuatrimestre del año 2022. La morfología de la tabla es similar a la utilizada en capítulos anteriores con dos líneas para cada factor estimado, de esta forma, la primera línea corresponde a la prima de riesgo y el estadístico t entre paréntesis en la segunda línea, reportando los mismos estadísticos de referencia para diagnosticar los modelos.

En el Panel A de la Tabla VII.7 se presentan los resultados obtenidos al utilizar las denominadas 24 carteras *composite*. Así, se observa que el modelo que mejores resultados arroja es el modelo de cinco factores de Fama-French, con un R^2 de 72.5% y un MAE de 0.25%. Asimismo, los resultados obtenidos por el modelo DCAPM-SVA al utilizar la serie del consumo privado son bastante pobres, obteniendo un R^2 de 58.9% y un MAE de 0.31%. Estos valores quedan lejos del modelo de cinco factores de Fama-French, pero cabe destacar que el modelo de Bansal *et al.* (2014) obtiene mejores resultados que el modelo propuesto con un R^2 de 68% y un MAE de 0.27%, quedándose cerca de los resultados obtenidos por el modelo de tres factores de Fama-French. Ello implica que, al menos para estos activos en los que se desarrolla la prueba, el factor de ambigüedad no tiene capacidad explicativa sobre la variación de los precios. En lo relativo al modelo C-CAPM y al modelo CAPM cabe indicar que los resultados son similares con un R^2 de 23% y 27.6%, así como un MAE de 0.44% y 0.40% respectivamente.

Tabla VII.7. Resultados de corte transversal haciendo uso del consumo privado final

Col.	Modelo	Intercept	Factores de consumo			Factores de Fama-French					R^2	MAE (%)	J-test
			λ_{AC}	λ_v	λ_A	λ_{RMRF}	λ_{SMB}	λ_{HML}	λ_{RMW}	λ_{CMA}			
Panel A: 24 carteras <i>composite</i>													
1	DCAPM-SVA	.045 (3.460)	.014 (1.116)	.000 (.868)	.000 (.795)	-.027 (-1.762)					.589 .344	.31	21.467 (.312)
2	Bansal et. al (2014)	.052 (2.475)	.004 (.424)	.000 (1.107)		-.033 (-1.510)					.680 .480	.27	12.951 (.879)
3	C-CAPM	.016 (1.262)	.012 (1.532)								.230 .022	.44	32.304 (.072)
4	CAPM	.036 (4.044)				-.016 (-1.279)					.276 .267	.40	56.525 (.000)
5	Fama-French (3 factores)	.054 (5.210)				-.036 (-2.785)	.003 (.668)	.004 (.600)			.696 .508	.26	46.270 (.001)
6	Fama-French (5 factores)	.041 (2.932)				-.023 (-1.434)	.003 (.651)	.003 (.434)	.009 (1.996)	.009 (2.391)	.725 .629	.25	40.868 (.002)
Panel B: 25 carteras tamaño-beneficio operativo													
7	DCAPM-SVA	.032 (2.900)	-.001 (-.114)	.000 (1.244)	.000 (-1.250)	-.014 (-1.015)					.776 .311	.21	17.458 (.623)
8	Bansal et. al (2014)	.053 (3.345)	-.006 (-1.267)	.000 (.921)		-.032 (-1.992)					.662 .462	.29	25.217 (.238)
9	C-CAPM	.011 (1.096)	.003 (1.038)								.144 .144	.43	38.279 (.024)
10	CAPM	.046 (4.109)				-.024 (-1.867)					.456 .435	.35	38.410 (.023)
11	Fama-French (3 factores)	.043 (4.672)				-.025 (-2.078)	.001 (.274)	.008 (1.010)			.804 .779	.21	36.001 (.022)
12	Fama-French (5 factores)	.029 (3.016)				-.010 (-.840)	.001 (.304)	.004 (.587)	.010 (2.183)	.009 (1.490)	.886 .875	.17	32.438 (.028)

Tabla VII.7. Resultados de corte transversal haciendo uso del consumo privado final (*cont.*)

Col.	Modelo	Intercept	Factores de consumo			Factores de Fama-French					R^2	MAE (%)	J -test
			λ_{AC}	λ_v	λ_A	λ_{RMRF}	λ_{SMB}	λ_{HML}	λ_{RMW}	λ_{CMA}			
Panel C: 25 carteras tamaño-momentum													
13	DCAPM-SVA	.047 (3.296)	.015 (2.101)	.000 (1.406)	.000 (.197)	-.025 (-1.528)					.678 .511	.38	17.887 (.595)
14	Bansal et. al (2014)	.043 (3.003)	.011 (1.602)	.000 (1.494)		-.019 (-1.194)					.771 .515	.34	14.371 (.853)
15	C-CAPM	.039 (5.596)	-.005 (-1.535)								.315 .176	.54	40.831 (.012)
16	CAPM	.046 (5.468)				-.023 (-1.960)					.508 .464	.47	44.244 (.005)
17	Fama-French (3 factores)	.057 (4.716)				-.037 (-2.666)	.004 (.845)	-.009 (-.870)			.807 .649	.30	32.027 (.058)
18	Fama-French (5 factores)	.035 (2.929)				-.016 (-1.128)	.006 (1.190)	-.007 (-.573)	.006 (.734)	.020 (1.800)	.883 .713	.23	20.622 (.358)
Panel D: 32 carteras tamaño-BE/ME-beneficio operativo													
19	DCAPM-SVA	.034 3.146	-.002 -276	.000 (1.981)	.000 (-.419)	-.016 (-1.217)					.473 .098	.35	64.428 (.000)
20	Bansal et. al (2013)	.040 2.486	-.003 (-525)	.000 (1.470)		-.021 (-1.230)					.306 .013	.40	63.280 (.000)
21	C-CAPM	.016 (1.997)	.002 (.810)								.134 .128	.40	86.617 (.000)
22	CAPM	.033 (3.618)				-.012 (-1.035)					.170 .071	.45	88.660 (.000)
23	Fama-French (3 factores)	.033 (3.387)				-.015 (-1.182)	.002 (.490)	.005 (.832)			.470 .278	.36	86.138 (.000)
24	Fama-French (5 factores)	.023 (2.027)				-.005 (-.370)	.002 (.421)	.002 (.331)	.010 (2.037)	.008 (1.618)	.597 .540	.30	70.512 (.000)

Notas: Para estimar los parámetros se ha utilizado la metodología GMM, obteniendo los datos de la web de Kenneth R. French para EE. UU., con una frecuencia trimestral. Los datos macroeconómicos se obtienen de la base de datos de ALFRED con frecuencia trimestral, utilizando como serie de consumo el consumo privado final de EE. UU. La tabla incluye dos filas, representando la primera las estimaciones realizadas, y la segunda los estadísticos t . Además, en la columna de R^2 se representan los resultados obtenidos por OLS y GRS. La última columna hace referencia a los resultados del J -test.

Con respecto al parámetro de ambigüedad, se concluye que toma valores de cero, y que además no es estadísticamente significativo. Si bien es cierto que ninguno de los parámetros en el modelo DCAPM-SVA es estadísticamente significativo, el factor de ambigüedad es el que tiene el menor estadístico t .

En lo referente a la volatilidad macroeconómica, también toma valores cercanos a cero, pero en ambos modelos está más cerca de ser estadísticamente significativo que el parámetro de ambigüedad. Los R^2 estimados a través de GLS son significativamente menores que los R^2 estimados a través de OLS, implicando que los parámetros no son eficientes tomando el criterio media-varianza. No obstante, dicho patrón se observa para las diferentes estimaciones expuestas en todos los paneles, tal y como ocurre en las pruebas empíricas expuestas anteriormente en la presente Tesis Doctoral.

En lo relativo a los J -test, los únicos modelos aceptados por la prueba estadística son el modelo DCAPM-SVA, el modelo de Bansal *et al.* (2014) y el modelo de cinco factores de Fama-French. Con respecto a dicha prueba, debemos tener cuidado debido a que los resultados positivos pueden deberse a una alta volatilidad de los errores de valoración, en lugar de por las observaciones de errores de valoración nulos. Para poder tener indicios de la procedencia de los resultados de la prueba empírica, en la Ilustración VII.1 se exponen los gráficos que enfrentan los resultados obtenidos por el modelo y los resultados reales para los modelos basados en el consumo, estimado en base al consumo privado final, mientras que en la Ilustración VII.2 se presentan los mismos gráficos para los modelos que hacen uso de variables de mercado.

En base a la Ilustración VII.1 y a la Ilustración VII.2 no se puede asegurar la existencia de una alta volatilidad en los errores de valoración, observando como los activos se ajustan a la línea de 45 grados en prácticamente todos los modelos, siguiendo la tendencia de la línea.

El Panel B de la Tabla VII.7 recopila los resultados para las 25 carteras formadas en base al tamaño y al beneficio operativo, donde se observa una mejora en la capacidad explicativa del modelo DCAPM-SVA, con un R^2 de 77.6% y un MAE de 0.21%. En cualquier caso, el modelo que tiene la mejor performance vuelve a ser el modelo de cinco factores de Fama-French con un R^2 de 88.6% y un MAE de 0.17%. El modelo de Bansal *et al.* (2014) reporta un R^2 de 66.2% y un MAE de 0.29%, presentando una mejora en la performance del modelo al introducir el factor de ambigüedad. No obstante, conviene

señalar que la mejora del parámetro de ambigüedad es menor que la mejora producida por la volatilidad macroeconómica, teniendo en cuenta que el modelo C-CAPM reporta un R^2 de 14.4% y un MAE de 0.43%.

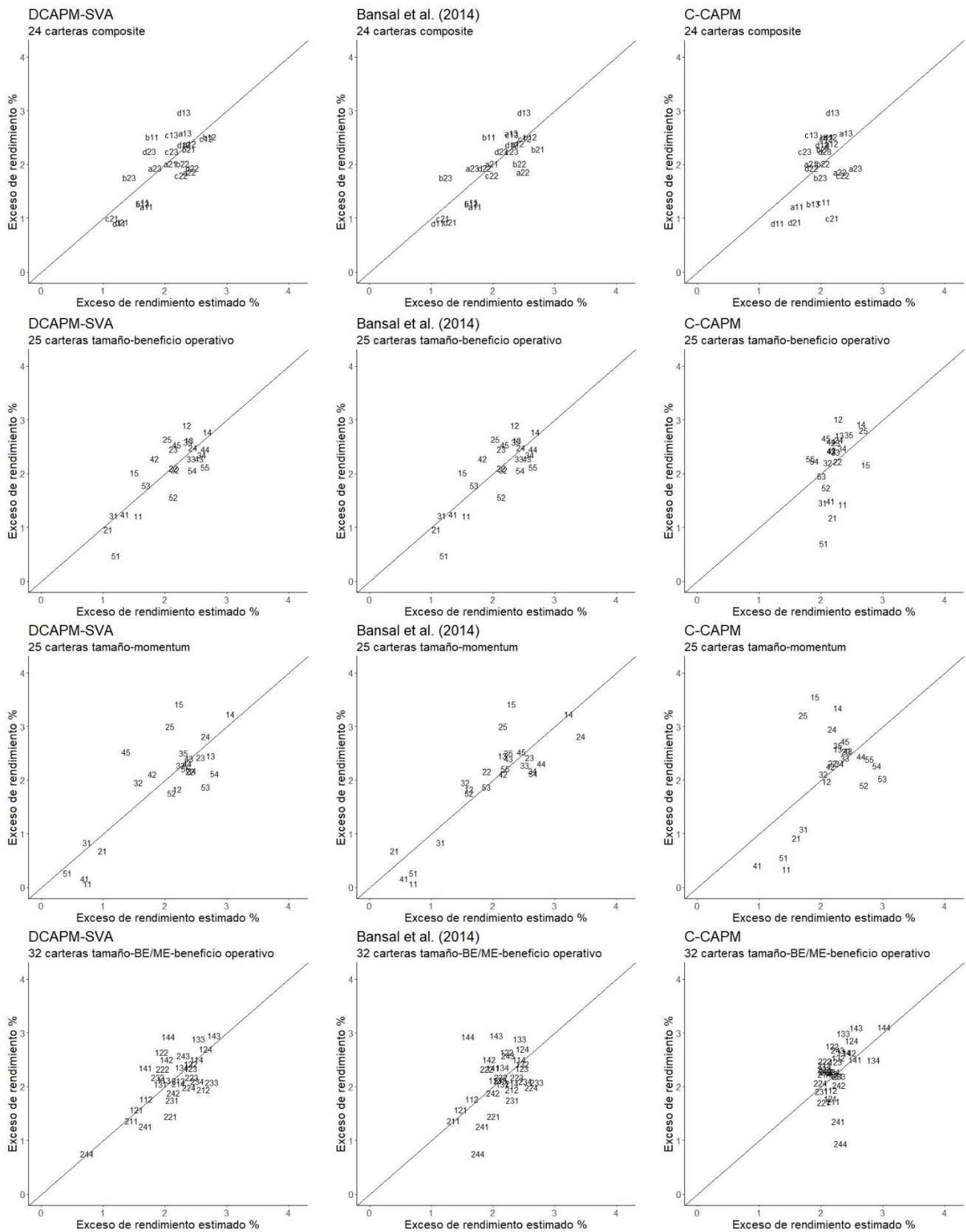
En lo referente a la ambigüedad y a la volatilidad económica, hay que indicar que toman valores bajos ambas variables. Ninguna de las dos es estadísticamente significativa en base al criterio de los estadísticos t , pero no se encuentra una diferencia mayúscula entre los estadísticos de estas variables. En concreto, los factores que tienen mayores estadísticos t se corresponden con el modelo DCAPM-SVA.

En el Panel C de la Tabla VII.7 se exponen los resultados de los modelos de valoración de activos estimados en base al consumo privado final en las 25 carteras tamaño-*momentum*. En dicho panel, el modelo que mayor capacidad explicativa tiene de los rendimientos de los activos es el modelo de cinco factores de Fama-French, el cual reporta un R^2 de 88.3% y un MAE de 0.23%. Por otro lado, el modelo DCAPM-SVA reporta un R^2 de 67.8% y un MAE de 0.38. Ello implica que el factor de ambigüedad no supone una aportación a la capacidad explicativa del modelo del consumo, debido a que el R^2 que reporta el modelo de Bansal *et al.* (2014) asciende a 77.1% con un MAE de 0.31%. De esta manera, el factor de ambigüedad no es estadísticamente significativo, reportando el estadístico t más bajo de todos los factores que componen el DCAPM-SVA, tomando la prima de riesgo a la ambigüedad valores próximos a cero.

La mejora producida por la volatilidad macroeconómica introducida en el modelo de Bansal *et al.* (2014) es evidente, sobre todo teniendo en cuenta que el modelo C-CAPM reporta un R^2 de 31.5% con un MAE de 0.54%. Independientemente de ello, el modelo de tres factores de Fama-French supera ambos modelos, reportando un R^2 de 78.7%, y un MAE de 0.30%.

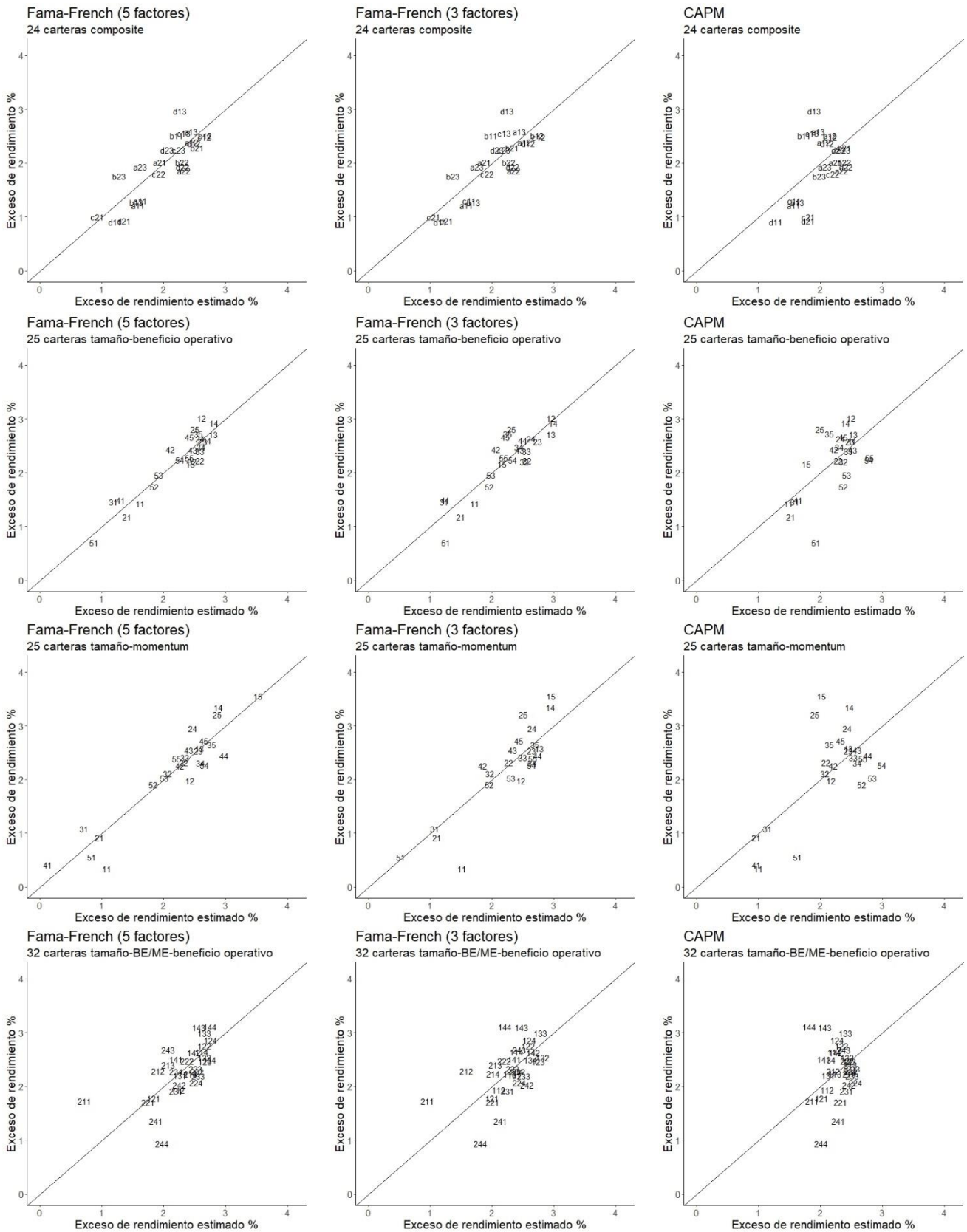
En lo referente a los J -test, conviene señalar que los modelos que acepta dicha prueba estadística son el modelo DCAPM, el modelo de Bansal *et al.* (2014) y el modelo de cinco factores de Fama-French. La tercera línea de la Ilustración VII.1 y de la Ilustración VII.2 muestran como la separación entre los activos y la línea de 45 grados es menor en el caso del modelo de cinco factores, coincidiendo con su mayor estadístico R^2 , aunque no se observan errores de valoración en contra de la línea de tendencia, lo que implicaría una mayor volatilidad en los errores de valoración.

Ilustración VII.1. Valores reales vs. valores estimados (consumo privado final)



Notas: En la primera línea de la ilustración se encuentran las 24 carteras *composite*. La letra "a" representa las 6 carteras tamaño-BE/ME, la letra "b" representa las 6 carteras tamaño-inversión, la letra "c" representa las 6 carteras tamaño-beneficio operativo, y la letra "d" representa las 6 carteras tamaño-momentum. Las siguientes dos líneas representan las 25 carteras tamaño-beneficio operativo y 25 carteras tamaño-momentum. Las carteras se representan con dos dígitos, indicando el primer dígito el tamaño, y el segundo dígito la segunda anomalía. Por último las 32 carteras tamaño-BE/ME-beneficio operativo se indican mediante tres dígitos. El primer dígito se corresponde con el nivel de tamaño, el segundo valor, y el tercero con el beneficio operativo. La figura contiene los resultados de los modelos de consumo privado final.

Ilustración VII.2. Valores reales vs. valores estimados (modelos de mercado)



Notas: En la primera línea de la ilustración se encuentran las 24 carteras *composite*. La letra “a” representa las 6 carteras tamaño-BE/ME, la letra “b” representa las 6 carteras tamaño-inversión, la letra “c” representa las 6 carteras tamaño-beneficio operativo, y la letra “d” representa las 6 carteras tamaño-momentum. Las siguientes dos líneas representan las 25 carteras tamaño-beneficio operativo y 25 carteras tamaño-momentum. Las carteras se representan con dos dígitos, correspondiendo el primer dígito con el tamaño, y el segundo dígito con la segunda anomalía. Por último, la cuarta línea contiene la información relativa a las 32 carteras tamaño-BE/ME-beneficio operativo, representando cada cartera con tres dígitos. El primer dígito se corresponde con el nivel de tamaño, el segundo valor, y el tercero con el beneficio operativo. La figura contiene los resultados de los modelos de mercado.

Por último, el Panel D de la Tabla VII.7 muestra los resultados reportados por los modelos para las 32 carteras ordenadas en base al tamaño, al valor y al beneficio operativo de los activos. En este caso se observa una reducción en los resultados obtenidos por los modelos en general, siendo el que mejor performance obtiene el modelo de cinco factores de Fama-French con un R^2 de 59.7% y un MAE de 0.30%. En cualquier caso, para estos activos, el modelo DCAPM-SVA se aproxima en resultados al modelo de cinco factores, reportando un R^2 de 47.3% y un MAE de 0.35%. El resultado obtenido para el modelo DCAPM-SVA, además, implica que el factor de ambigüedad en este caso si mejora los resultados con respecto al modelo de Bansal *et al.* (2014), el cual reporta un R^2 de 30.6% y un MAE de 0.40%. En lo referente a los J -test reportado por los modelos, hay que indicar que todos los modelos son rechazados por la prueba estadística.

Ante estos resultados se detecta un decremento de la capacidad explicativa del parámetro de ambigüedad con respecto a los activos, en comparación con las pruebas empíricas realizadas en el Capítulo V. No obstante, dichas pruebas empíricas no son directamente comparables, ya que se utilizan series temporales diferentes, existiendo además variaciones en las frecuencias y en las anomalías examinadas. Por ese motivo, en la Tabla VII.8 se recogen los resultados obtenidos para los modelos en el caso de utilizar la serie de datos del consumo en bienes no duraderos para estimar todas las variables necesarias para poner en práctica los modelos basados en el consumo. Por otro lado, en la Ilustración VII.3 se representan los gráficos que comparan los datos reales con los datos estimados para los modelos basados en el consumo, mientras que la Ilustración VII.4 contiene los gráficos de los modelos de mercado.

El Panel A de la Tabla VII.8 recoge los resultados obtenidos por los modelos en las 24 carteras *composite*. En ese sentido, los resultados de los modelos de mercado son los mismos que en la Tabla VII.7, debido a que no se han variado los activos sobre los que desarrollamos las pruebas, así como tampoco el horizonte temporal de las mismas. En cualquier caso, el DCAPM-SVA estimado conforme al consumo en bienes no duraderos pasa a ser el modelo con mejor comportamiento, reportando un R^2 de 73% y un MAE de 0.24%, superando los resultados obtenidos por el modelo de Bansal *et al.* (2014), con un R^2 de 49.1% y un MAE de 0.33%. Así mismo, el modelo de cinco factores de Fama-French queda próximo a la performance obtenida por el DCAPM-SVA.

Tabla VII.8. Resultados de corte transversal haciendo uso del consumo en bienes no duraderos

Col.	Modelo	Intercept	Factores de consumo			Factores de Fama-French					R^2	MAE (%)	J -test
			λ_{AC}	λ_v	λ_A	λ_{RMRF}	λ_{SMB}	λ_{HML}	λ_{RMW}	λ_{CMA}			
Panel A: 24 carteras <i>composite</i>													
1	DCAPM-SVA	.021 (1.237)	.015 (1.329)	.001 (1.390)	.000 (.531)	-.001 (-.063)					.730 .589	.24	16.233 (.642)
2	Bansal et. al (2014)	.031 (2.407)	.014 (1.357)	.000 (-.259)		-.010 (-.619)					.491 .360	.33	26.109 (.162)
3	C-CAPM	.013 (1.268)	.009 (1.368)								.113 .05	.48	45.574 (.002)
4	CAPM	.036 (4.044)				-.016 (-1.279)					.276 .267	.40	56.525 (.000)
5	Fama-French (3 factores)	.054 (5.210)				-.036 (-2.785)	.003 (.668)	.004 (.600)			.696 .508	.26	46.270 (.001)
6	Fama-French (5 factores)	.041 (2.932)				-.023 (-1.434)	.003 (.651)	.003 (.434)	.009 (1.996)	.009 (2.391)	.725 .629	.25	40.868 (.002)
Panel B: 25 carteras tamaño-beneficio operativo													
7	DCAPM-SVA	.030 (1.926)	-.001 (-.057)	.002 (1.127)	.000 (-.285)	-.010 (-.570)					.765 .348	.24	13.957 (.833)
8	Bansal et. al (2014)	.030 (1.801)	.000 (-.081)	.002 (1.059)		-.011 (-.589)					.756 .572	.24	15.290 (.808)
9	C-CAPM	.022 (2.931)	-.001 (-.154)								.002 -.001	.48	44.820 (.004)
10	CAPM	.046 (4.109)				-.024 (-1.867)					.456 .435	.35	38.410 (.023)
11	Fama-French (3 factores)	.043 (4.672)				-.025 (-2.078)	.001 (.274)	.008 (1.010)			.804 .779	.21	36.001 (.022)
12	Fama-French (5 factores)	.029 (3.016)				-.010 (-.840)	.001 (.304)	.004 (.587)	.010 (2.183)	.009 (1.490)	.886 .875	.17	32.438 (.028)

Tabla VII.8. Resultados de corte transversal haciendo uso del consumo en bienes no duraderos (cont.)

Col.	Modelo	Intercept	Factores de consumo			Factores de Fama-French					R^2	MAE (%)	J -test
			λ_{AC}	λ_v	λ_A	λ_{RMRF}	λ_{SMB}	λ_{HML}	λ_{RMW}	λ_{CMA}			
Panel C: 25 carteras tamaño-momentum													
13	DCAPM-SVA	.027 (2.225)	.018 (1.688)	.000 (1.209)	.000 (.620)	-.003 (-.212)					.787 .666	.33	23.187 (.280)
14	Bansal et. al (2014)	.028 (2.036)	.020 (1.453)	-.001 (-.936)		-.003 (-.157)					.806 .654	.31	14.305 (.856)
15	C-CAPM	.039 (6.069)	-.006 (-1.896)								.444 .312	.52	41.565 (.010)
16	CAPM	.046 (5.468)				-.023 (-1.960)					.508 .464	.47	44.244 (.005)
17	Fama-French (3 factores)	.057 (4.716)				-.037 (-2.666)	.004 (.845)	-.009 (-.870)			.807 .649	.30	32.027 (.058)
18	Fama-French (5 factores)	.035 (2.929)				-.016 (-1.128)	.006 (1.190)	-.007 (-.573)	.006 (.734)	.020 (1.800)	.883 .713	.23	20.622 (.358)
Panel D: 32 carteras tamaño-BE/ME-beneficio operativo													
19	DCAPM-SVA	.020 (2.074)	.003 (.410)	-.001 (-1.128)	.000 (-.508)	-.010 (-.366)					.478 .197	.32	48.005 (.008)
20	Bansal et. al (2013)	.020 (2.368)	.002 (.613)	.000 (-1.075)		-.009 (-.418)					.363 .222	.35	73.841 (.000)
21	C-CAPM	.019 (2.996)	.000 (.083)								.001 -.003	.45	90.268 (.000)
22	CAPM	.033 (3.618)				-.012 (-1.035)					.170 .071	.45	88.660 (.000)
23	Fama-French (3 factores)	.033 (3.387)				-.015 (-1.182)	.002 (.490)	.005 (.832)			.470 .278	.36	86.138 (.000)
24	Fama-French (5 factores)	.023 (2.027)				-.005 (-.370)	.002 (.421)	.002 (.331)	.010 (2.037)	.008 (1.618)	.597 .540	.30	70.512 (.000)

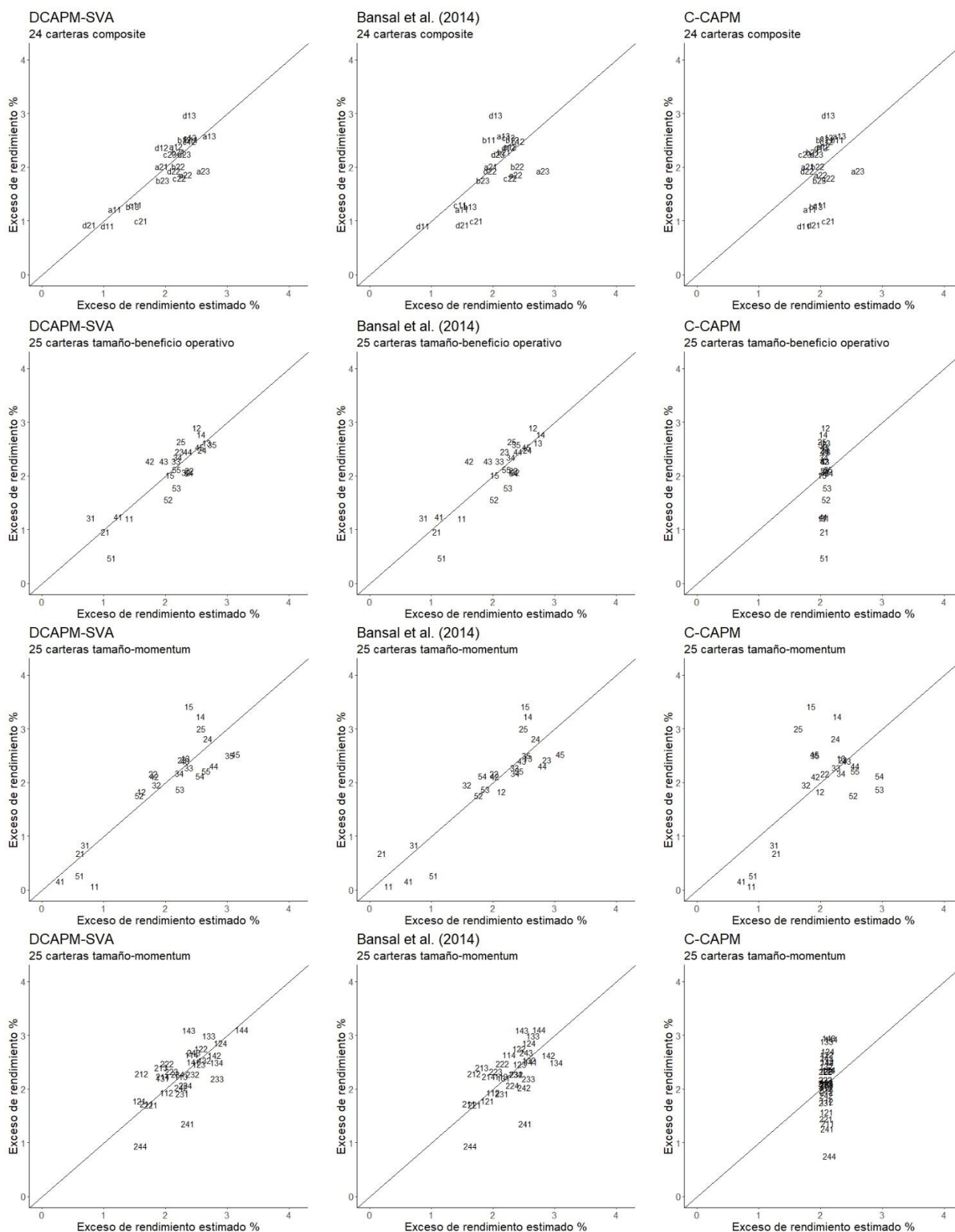
Notas: Para estimar los parámetros se ha utilizado la metodología GMM, obteniendo los datos de la web de Kenneth R. French para EE. UU., con una frecuencia trimestral. Los datos macroeconómicos se obtienen de la base de datos de ALFRED con frecuencia trimestral, utilizando como serie de consumo el consumo privado final de EE. UU. En la tabla se incluyen dos líneas para cada modelo, representando la primera las estimaciones realizadas, y la segunda los estadísticos t . Además, en la columna de R^2 se representa los resultados obtenidos por OLS y GRS. La última columna hace referencia a los resultados del J -test.

De la tabla se desprende que el único modelo que no rechaza la prueba estadística es el DCAPM-SVA en base al J -test. La primera línea de la Ilustración VII.3 y la primera línea de la Ilustración VII.4 muestra un buen ajuste de los activos a la línea de 45 grados. De esta manera, en lo relativo al primer activo de prueba, las 24 carteras *composite*, se puede asegurar que el uso del consumo en bienes no duraderos sí mejora el funcionamiento del modelo DCAPM-SVA, haciendo evidente la aportación de capacidad explicativa del factor de ambigüedad.

El Panel B de la Tabla VII.8 contiene los resultados que reportan los modelos para las 25 carteras ordenadas en base al tamaño y al beneficio operativo. En este caso, el modelo con mejor performance sigue siendo el modelo de cinco factores de Fama-French con un R^2 de 88.6% y un MAE de 0.17%. En lo referente a la performance del modelo DCAPM-SVA, se queda cerca del observado en la Tabla VII.7 con un R^2 de 76.5% y un MAE de 0.24%, de lo que se deduce poca aportación del factor de ambigüedad a la mejora del modelo de consumo, teniendo en cuenta que mejora únicamente un 10% en relación con el modelo de Bansal *et al.* (2014). En concreto, el factor de ambigüedad es uno de los estadísticos t más bajos que podemos encontrar en el Panel B de la Tabla VII.8. Los resultados obtenidos en la presente prueba empírica son similares a los observados en las realizadas en el Capítulo V, donde se hacía mención a las dificultades para el modelo DCAPM-SVA a la hora de valorar los activos ordenados en base a la anomalía del beneficio operativo. Los modelos que no son rechazados por el J -test son el DCAPM-SVA y el modelo de Bansal *et al.* (2014), presentando un buen ajuste de los modelos en la Ilustración VII.3. En las 25 carteras ordenadas en base al tamaño y al beneficio operativo no se encuentran diferencias sustanciales entre los resultados obtenidos mediante la serie del consumo privado final y la serie del consumo en bienes no duraderos.

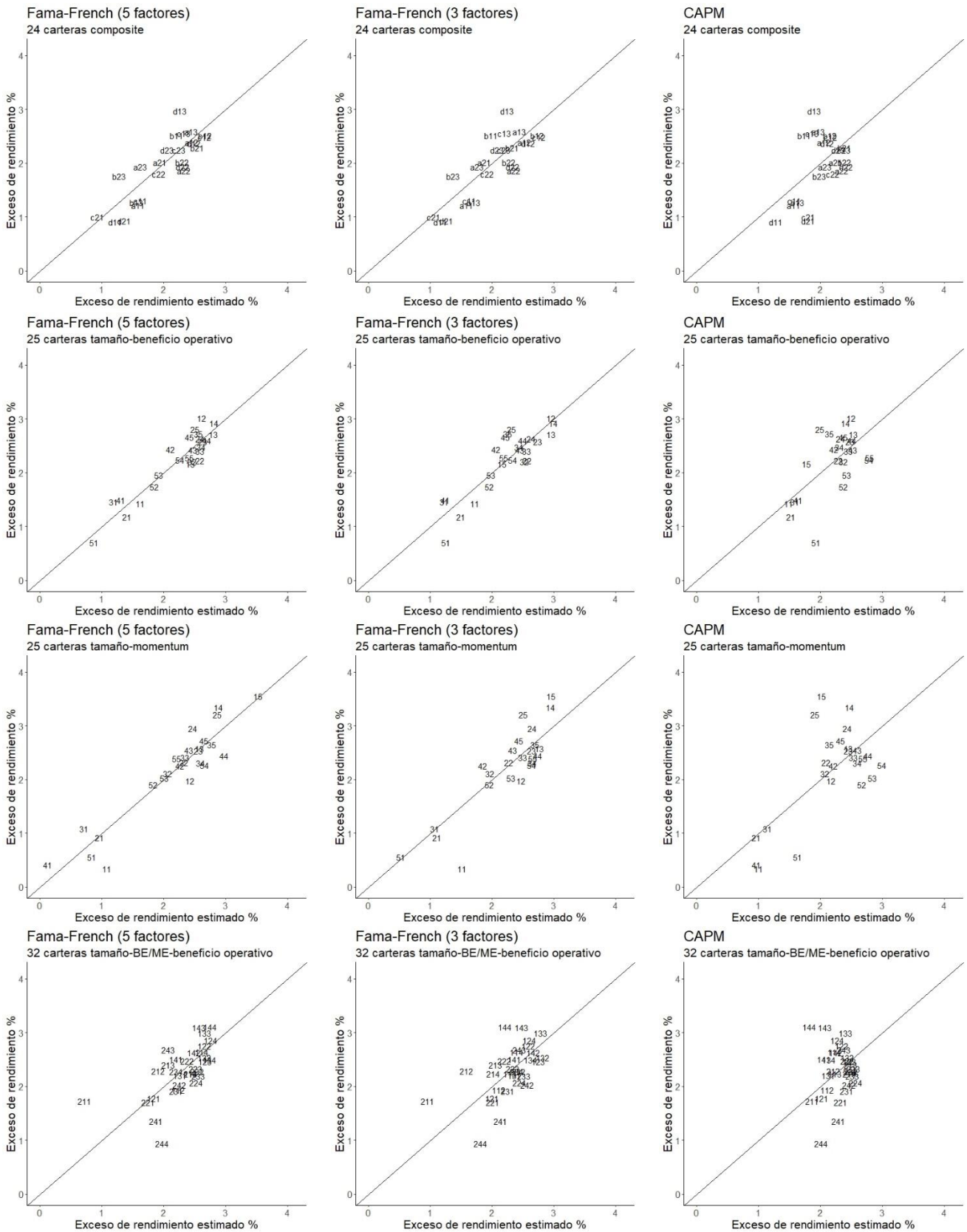
En el Panel C se observa una mejora sustancial en la performance del modelo DCAPM-SVA, así como del modelo de Bansal *et al.* (2014). No obstante, surgen ciertos resultados sorprendentes ya que, si bien es cierto que el modelo de 5 factores de Fama-French es el modelo con mejor performance de los expuestos en el Panel C, el segundo modelo con mejores resultados observados es el modelo de Bansal *et al.* (2014), con un R^2 de 80.6% y un MAE de 0.31%.

Ilustración VII.3. Valores reales vs. valores estimados (consumo bienes no duraderos)



Notas: En la primera línea de la ilustración encontramos las 24 carteras *composite*. La letra “a” representa las 6 carteras tamaño-BE/ME, la letra “b” representa las 6 carteras tamaño-inversión, la letra “c” representa las 6 carteras tamaño-beneficio operativo, y la letra “d” representa las 6 carteras tamaño-*momentum*. Las siguientes dos líneas representan las 25 carteras tamaño-beneficio operativo y 25 carteras tamaño-*momentum*. Las carteras se indican con dos dígitos, siendo el primer dígito el tamaño, y el segundo dígito, la segunda anomalía. Por último, la cuarta línea contiene la información relativa a las 32 carteras tamaño-BE/ME-beneficio operativo, representando cada anomalía con un dígito. La figura contiene los resultados de los modelos de consumo en bienes no duraderos.

Ilustración VII.4. Valores reales vs. valores estimados (modelos de mercado)



Notas: En la primera línea de la ilustración encontramos las 24 carteras *composite*. La letra “a” representa las 6 carteras tamaño-BE/ME, la letra “b” representa las 6 carteras tamaño-inversión, la letra “c” representa las 6 carteras tamaño-beneficio operativo, y la letra “d” representa las 6 carteras tamaño-momentum. Las siguientes dos líneas representan las 25 carteras tamaño-beneficio operativo y 25 carteras tamaño-momentum. Las carteras se representan con dos dígitos, indicando el primer dígito el tamaño, y el segundo dígito la segunda anomalía. Por último, la cuarta línea contiene la información relativa a las 32 carteras tamaño-BE/ME-beneficio operativo, representando cada cartera con dos dígitos. El primer dígito representa el nivel de tamaño, el segundo valor, y el tercero el beneficio operativo. La figura contiene los resultados de los modelos de mercado.

Ello implica que, el factor de ambigüedad no tiene gran capacidad explicativa en lo relativo a las 25 carteras ordenadas en base al tamaño y la anomalía *momentum*, obteniendo el DCAPM-SVA un R^2 de 78.7% y un MAE de 0.33%. En cuanto a la prueba estadística del J-test, los modelos que no son rechazados son el modelo de 5 factores de Fama-French y el modelo de Bansal *et al.* (2014). Los resultados observados en el Panel C de la Tabla VII.8 son diferentes a los obtenidos por las pruebas empíricas desarrolladas en el Capítulo V, observando que el cambio de la serie del consumo no consigue mejorar las estimaciones del factor de ambigüedad en estas pruebas empíricas.

En el Panel D se muestran los resultados de los modelos para las 32 carteras formadas en base al tamaño, valor y beneficio operativo de los activos. Estos resultados son similares a los observados en la Tabla VII.7, con un R^2 reportado por el modelo DCAPM-SVA de 47.8%, y un MAE de 0.32%, mejorando en un 11.5% la performance del modelo de Bansal *et al.* (2014). En lo referente a los J-test, todos los modelos son rechazados en base a la prueba empírica.

En base a los resultados conjuntos de la Tabla VII.7 y de la Tabla VII.8, se concluye que el uso de la serie de datos del consumo en bienes no duraderos permite estimar de manera correcta el factor de ambigüedad. De esta manera, la sustitución de la serie del consumo en el mejor de los casos mejora el ajuste de los modelos de consumo, mientras que en el peor de los casos mantiene la performance del modelo igual que en el caso de utilizar el consumo privado final.

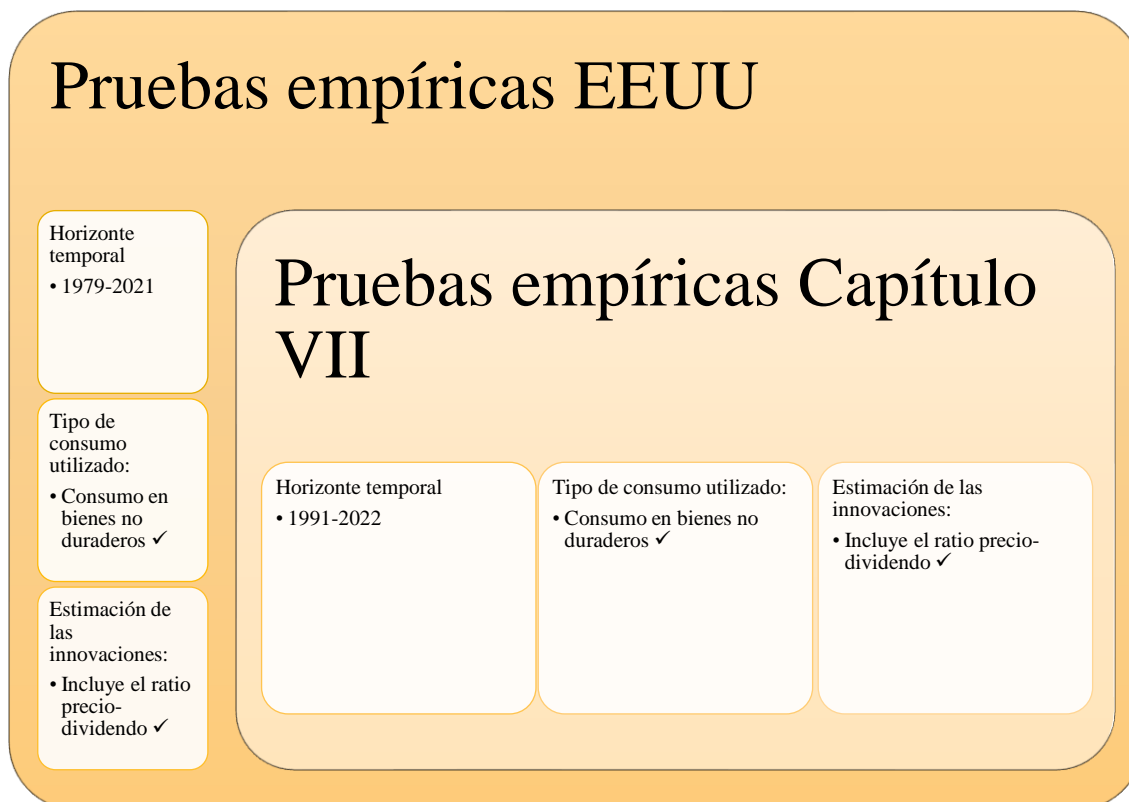
En consecuencia, parece lógico asegurar la necesidad de obtener series de consumo en bienes no duraderos, manteniendo un registro de las diferentes estimaciones realizadas por las agencias estadísticas para Europa, con objeto de obtener estimaciones más certeras del factor de ambigüedad.

No obstante, existe un resultado en concreto a destacar, y es la performance del modelo DCAPM-SVA en las 25 carteras tamaño-*momentum*, debido a que en las pruebas empíricas del Capítulo V el modelo reportaba una alta capacidad explicativa del factor de ambigüedad. Así mismo, el parámetro de ambigüedad no es estadísticamente significativo en ninguna de las pruebas expuestas en la Tabla VII.8. Por ese motivo, en el Capítulo VIII de la presente Tesis Doctoral se realiza una prueba adicional para explicar la diferencia de comportamiento del modelo DCAPM-SVA observados en los resultados expuestos anteriormente.

Capítulo VIII. Actualización de los resultados del modelo DCAPM-SVA en EE. UU.

Los resultados obtenidos por el modelo DCAPM-SVA en el Capítulo VII evidencian que existe un segundo efecto en la estimación del factor de ambigüedad que hace que el modelo se comporte diferente en las pruebas empíricas realizadas en el Capítulo V y en las realizadas en el Capítulo VII. Por ese motivo, en la Ilustración VIII.1 resumimos la diferencia entre dichas pruebas empíricas.

Ilustración VIII.1. Diferencias en las pruebas empíricas (Capítulo V vs. Capítulo VII)



Notas: La Ilustración contiene las diferencias generales existentes entre las pruebas empíricas realizadas en Europa y en EE. UU. El origen de dichas diferencias viene de la mano de la falta de disponibilidad de datos en el mercado europeo.

La Ilustración VIII.1 evidencia que la mayor diferencia existente entre ambas estimaciones radica en el horizonte temporal seleccionado. Por ese motivo, en el presente capítulo expresamos los resultados obtenidos por el modelo DCAPM-SVA, así como por el resto de los modelos utilizados con fines comparativos en las pruebas empíricas anteriores actualizando el horizonte temporal utilizado. De esta manera, para realizar la presente prueba empírica, utilizaremos un horizonte temporal que abarca desde diciembre de 1979 hasta julio del año 2022 con una frecuencia mensual.

Debido a que los estadísticos principales de la serie de datos son similares a los expuestos en la Tabla IV.1 y Tabla IV.2, para evitar que el capítulo resulte excesivamente

repetitivo, obviamos la tabla de exposición de los datos. En cualquier caso, cabe destacar que, tal y como se expondrá a continuación, el procedimiento de cálculo utilizado es el mismo que en las anteriores pruebas empíricas.

Tal y como se ha expresado en capítulos anteriores, el factor de ambigüedad se ha estimado conforme a la Expresión (3.68), como la diferencia entre la primera publicación del consumo en bienes no duraderos y la primera revisión realizada sobre la misma serie. En lo relativo a la estimación de la volatilidad macroeconómica en base a la varianza de la serie del consumo en bienes no duraderos, hay que indicar que se utiliza la metodología expuesta en la Expresión (3.72). Dado que los datos utilizados para el desarrollo de las pruebas empíricas tienen una frecuencia mensual, la ventana móvil de estimación se construye en base a 12 meses.

Para la estimación de las innovaciones producidas sobre el riesgo de flujo de caja, el riesgo de tasa de descuento, el riesgo de volatilidad macroeconómica y el riesgo de ambigüedad, utilizamos, igual que en las pruebas anteriores, la metodología VAR (1). Los resultados obtenidos por la metodología de estimación se expresan en la Tabla VIII.1, donde se representa en el Panel A los resultados obtenidos para el modelo DCAPM-SVA, y en el Panel B, los resultados obtenidos para el modelo de Bansal *et al.* (2014). Al igual que en los capítulos anteriores, para estimar los parámetros macroeconómicos del modelo DCAPM-SVA se utiliza la primera publicación de la serie del consumo en bienes no duraderos, mientras que para el modelo de Bansal *et al.* (2014) se hace uso de la serie del consumo en bienes no duraderos revisada.

En el Panel A de la Tabla VIII.1 se puede observar que los dos factores con mayor capacidad predictiva son, claramente, la volatilidad macroeconómica y el ratio precio-dividendo. De esta manera, el parámetro de R^2 del modelo VAR para la volatilidad macroeconómica vuelve a tomar valores cercanos a los observados en el Capítulo V. Ello se debe a la mayor desagregación de los datos, pudiendo tomar una ventana mayor para la estimación de la volatilidad macroeconómica.

Por otro lado, en el Panel B igualmente los parámetros con mayores persistencias son la volatilidad macroeconómica y el ratio precio dividendo. En ese sentido, se evidencia que la capacidad predictiva del resto de variables es baja, coincidiendo con los resultados obtenidos en el resto de las pruebas empíricas.

Tabla VIII.1. Estimaciones del modelo VAR (1)

Panel A: Innovaciones DCAPM-SVA						
	$\Delta C_{t,t}$	$RMRF_t$	\hat{V}_t	DP_t	f_t^A	R^2
$\Delta C_{t+1,t+1}$	0.26 (5.40)	0.03 (3.12)	3.37 (2.58)	0.11 (3.12)	-7.93 (-8.23)	0.31
$RMRF_{t+1}$	-0.32 (-1.26)	0.06 (1.25)	17.84 (2.64)	0.21 (2.49)	6.36 (1.28)	0.04
\hat{V}_{t+1}	-0.00 (-3.28)	0.00 (-0.13)	0.96 (78.94)	0.00 (2.53)	-0.02 (-2.58)	0.93
DP_{t+1}	0.01 (1.75)	-0.01 (-13.06)	-0.20 (-1.53)	0.99 (591.18)	-0.06 (-0.63)	0.99
f_{t+1}^A	0.01 (3.07)	0.00 (-1.79)	0.05 (0.70)	0.00 (-0.94)	-0.49 (-10.25)	0.19
Panel B: Innovaciones Bansal <i>et al.</i> (2014)						
	$\Delta C_{t,t+k}$	$RMRF_t$	\hat{V}_t	DP_t		R^2
$\Delta C_{t+1,t+1+k}$	0.22 (5.25)	0.04 (5.04)	4.18 (3.51)	0.11 (8.35)		0.35
$RMRF_{t+1}$	-0.44 (-1.67)	0.06 (1.30)	19.07 (2.58)	0.25 (2.94)		0.04
DP_{t+1}	0.01 (1.65)	-0.01 (-13.16)	-0.14 (-0.98)	0.99 (590.08)		0.99
\hat{V}_{t+1}	0.00 (-6.22)	0.00 (-0.84)	0.97 (86.76)	0.00 (3.63)		0.94

Notas: En la tabla encontramos los resultados relativos a la estimación de los coeficientes, así como los estadísticos t expresados en paréntesis y el estadístico R^2 . En el Panel A se estima el modelo VAR del modelo DCAPM-SVA en base a la primera serie publicada del consumo en bienes no duraderos para EE.UU. ($\Delta C_{t,t}$), los excesos de rendimiento de la cartera de mercado ($RMRF_t$), la volatilidad macroeconómica estimada en base a la varianza de 12 meses utilizando la ventana móvil para la primera serie de datos publicada del consumo, el ratio precio-dividendo obtenido de la web de Shiller (2023), y el factor de ambigüedad f_t^A estimado en base a la metodología de Borup y Schütte (2021). De la misma manera, en el Panel B se recogen los resultados de las estimaciones de los factores del modelo de Bansal *et al.* (2014), teniendo en cuenta que para las estimaciones se ha utilizado la serie del consumo en bienes no duraderos totalmente revisado. Además, en el Panel B se obvia el parámetro de ambigüedad para desarrollar el modelo.

En base a los resultados obtenidos por la aplicación del VAR (1), se ha llevado a cabo las estimaciones de los modelos de valoración de activos para un horizonte temporal que abarca desde diciembre de 1979 hasta julio de 2022 con una frecuencia mensual. De esta manera, la Tabla VIII.2 engloba los resultados obtenidos para las cuatro carteras utilizadas con el objetivo de probar los modelos. Si bien es cierto que las carteras utilizadas son las mismas que las empleadas en el Capítulo VI y en el Capítulo VII con el fin de homogeneizar las comparaciones, a modo de recordatorio es importante señalar que dichas carteras son las denominadas 24 carteras *composite*, compuestas por 6 carteras ordenadas en base al tamaño y al valor de los activos, 6 carteras formadas en base al tamaño e inversión de las empresas, 6 carteras formadas en base al tamaño y al beneficio operativo y 6 carteras ordenadas en base al tamaño y a la anomalía *momentum*. Además, realizamos las pruebas empíricas sobre 25 carteras tamaño-beneficio operativo, 25 carteras tamaño-*momentum* y 32 carteras tamaño-valor-beneficio operativo, con objeto

de poder observar en todas las carteras las diferencias en términos de resultados que surgen de la ampliación de la muestra.

Tal y como ocurría en las pruebas anteriores, en la Tabla VIII.2 se reflejan dos filas, en la primera se indican las primas de riesgo de los factores, mientras que, en la segunda fila, entre paréntesis, se recogen los estadísticos t obtenidos por los diferentes modelos. En la columna de R^2 en la primera fila se encuentra el estadístico estimado en base a la metodología de OLS, mientras que en la segunda fila se encuentran los resultados obtenidos en base a la metodología GLS. Por último, en la columna nombrada como J -test, se reflejan los valores del test estadístico en la primera fila, mientras que en la segunda fila hace referencia al p -valor. Así mismo, la Ilustración VIII.2 y la Ilustración VIII.3, representan los gráficos en los que se enfrentan los valores estimados en cada uno de los modelos y los valores reales de cada uno de los activos utilizados para las pruebas empíricas. De esta manera, en la Ilustración VIII.2 hace referencia a los modelos basados en el consumo, mientras que en la Ilustración VIII.3 se recogen los modelos de mercado. Cada una de las filas representa una anomalía diferente. Para la estimación de los parámetros y de los estadísticos utilizamos la metodología de GMM, al igual que en el resto de las pruebas empíricas realizadas en la presente Tesis Doctoral.

En el Panel A de la Tabla VIII.2 se exponen los resultados relativos a las 24 carteras *composite* y en ellos se aprecia una mejora de los resultados del modelo DCAPM-SVA, siendo el modelo con una mayor capacidad explicativa, con un R^2 de 76.9% y un MAE de 0.08%. De esta manera, se muestra una contribución del factor de ambigüedad, ya que el modelo de Bansal *et al.* (2014) obtiene un R^2 de 61% y un MAE de 0.10%. Además, el DCAPM-SVA supera al modelo de cinco factores de Fama-French, reportando éste un R^2 de 70.2% y un MAE de 0.08%.

En lo referente al factor de ambigüedad, la prima de riesgo asociada al mismo toma valores cercanos a cero. No obstante, el estadístico t de dicho factor es alto, pudiendo llegar a considerarse que es estadísticamente significativo, o, en su defecto, se queda realmente cerca de serlo. En concreto, de los parámetros que forman el modelo DCAPM-SVA es el parámetro con el estadístico t más alto.

Tabla VIII.2. Resultados de corte transversal

Col.	Modelo	Intercept	Factores de consumo			Factores de Fama-French					R^2	MAE (%)	J -test
			λ_{AC}	λ_v	λ_A	λ_{RMRF}	λ_{SMB}	λ_{HML}	λ_{RMW}	λ_{CMA}			
Panel A: 24 carteras <i>composite</i>													
1	DCAPM-SVA	.013 (1.944)	.002 (.809)	.000 (-1.048)	.000 (1.916)	-.008 (-1.080)					.769 .562	.08	57.557 (.000)
2	Bansal et. al (2014)	.023 (3.836)	.006 (1.549)	.000 (.545)		-.017 (-2.688)					.610 .395	.10	53.258 (.000)
3	C-CAPM	.005 (1.802)	.001 (.356)								.007 -.019	.17	126.005 (.000)
4	CAPM	.016 (4.373)				-.009 (-2.178)					.382 .373	.13	119.144 (.000)
5	Fama-French (3 factores)	.023 (5.959)				-.017 (-3.959)	.001 (.474)	.002 (1.505)			.661 .509	.09	105.395 (.000)
6	Fama-French (5 factores)	.018 (4.053)				-.013 (-2.565)	.001 (.509)	.002 (1.280)	.003 (2.966)	.003 (2.965)	.702 .628	.09	95.058 (.000)
Panel B: 25 carteras tamaño-beneficio operativo													
7	DCAPM-SVA	.017 (3.678)	.005 (1.993)	.000 (-1.034)	.000 (1.236)	-.012 (-2.259)					.850 .776	.06	19.797 (.471)
8	Bansal et. al (2014)	.014 (3.383)	.004 (1.816)	.000 (-1.705)		-.009 (-1.816)					.818 .740	.07	27.265 (.162)
9	C-CAPM	.002 (.835)	.002 (1.470)								.103 .026	.15	47.397 (.002)
10	CAPM	.018 (4.992)				-.011 (-2.677)					.474 .432	.12	40.905 (.012)
11	Fama-French (3 factores)	.011 (3.678)				-.006 (-1.537)	-.001 (-.473)	.007 (2.996)			.712 .574	.08	40.008 .007
12	Fama-French (5 factores)	.009 (2.702)				-.003 (-.851)	-.001 (-.408)	.003 (1.323)	.004 (3.356)	.001 (.438)	.873 .858	.06	32.273 (.029)

Tabla VIII.2. Resultados de corte transversal (cont.)

Col.	Modelo	Intercept	Factores de consumo			Factores de Fama-French					R^2	MAE (%)	J -test
			λ_{AC}	λ_v	λ_A	λ_{RMRF}	λ_{SMB}	λ_{HML}	λ_{RMW}	λ_{CMA}			
Panel C: 25 carteras tamaño- <i>momentum</i>													
13	DCAPM-SVA	.015 (3.767)	.006 (2.098)	.000 (.148)	.000 (2.657)	-.009 (-1.966)					.767 .496	.12	45.722 (.001)
14	Bansal et. al (2014)	.024 (3.516)	.006 (2.651)	.000 (1.202)		-.017 (-2.470)					.747 .449	.13	30.062 (.091)
15	C-CAPM	.013 (4.880)	-.004 (-2.039)								.198 -.001	.22	73.744 (.000)
16	CAPM	.019 (5.935)				-.012 (-3.079)					.469 .410	.17	83.264 (.000)
17	Fama-French (3 factores)	.021 (5.504)				-.014 (-3.439)	.000 (.202)	-.003 (-1.114)			.666 .488	.13	75.281 (.000)
18	Fama-French (5 factores)	.007 (1.820)				-.001 (-.318)	.002 (1.108)	-.003 (-1.037)	.006 (2.370)	.004 (1.193)	.755 .696	.12	56.411 (.000)
Panel D: 32 carteras tamaño-BE/ME-beneficio operativo													
19	DCAPM-SVA	.009 (1.848)	.001 (.697)	.000 (-1.705)	.000 (1.535)	-.004 (-.742)					.711 .646	.10	40.578 (.045)
20	Bansal et. al (2013)	.011 (2.574)	.001 (.866)	.000 (-1.801)		-.005 (-1.097)					.631 .600	.13	57.566 (.001)
21	C-CAPM	.002 (.902)	.002 (1.942)								.205 .149	.16	73.538 (.000)
22	CAPM	.016 (4.140)				-.009 (-2.163)					.321 .318	.16	71.820 (.000)
23	Fama-French (3 factores)	.013 (2.808)				-.007 (-1.505)	.000 (.065)	.003 (2.177)			.543 .500	.14	70.435 (.000)
24	Fama-French (5 factores)	.008 (1.599)				-.003 (-.567)	.000 (.307)	.002 (1.359)	.004 (3.254)	.001 (1.010)	.656 .636	.11	59.636 (.000)

Notas: En la tabla se evalúa tanto el modelo propuesto como los modelos de referencia de la literatura de valoración de activos. El Panel A contiene los resultados de los modelos para las 24 carteras *composite*, que están formadas por 6 carteras tamaño-BE/ME, 6 carteras tamaño-beneficio operativo, 6 carteras tamaño-inversión y 6 carteras tamaño-*momentum*. En el Panel B se exponen los resultados para 25 carteras tamaño-beneficio operativo, mientras que el Panel C presenta los resultados para 25 carteras tamaño-*momentum*. El Panel D contiene los resultados de 32 carteras ordenadas en base al tamaño de los activos, al valor de los activos y al beneficio operativo. Los datos macroeconómicos se obtienen de la FRED con frecuencia mensual.

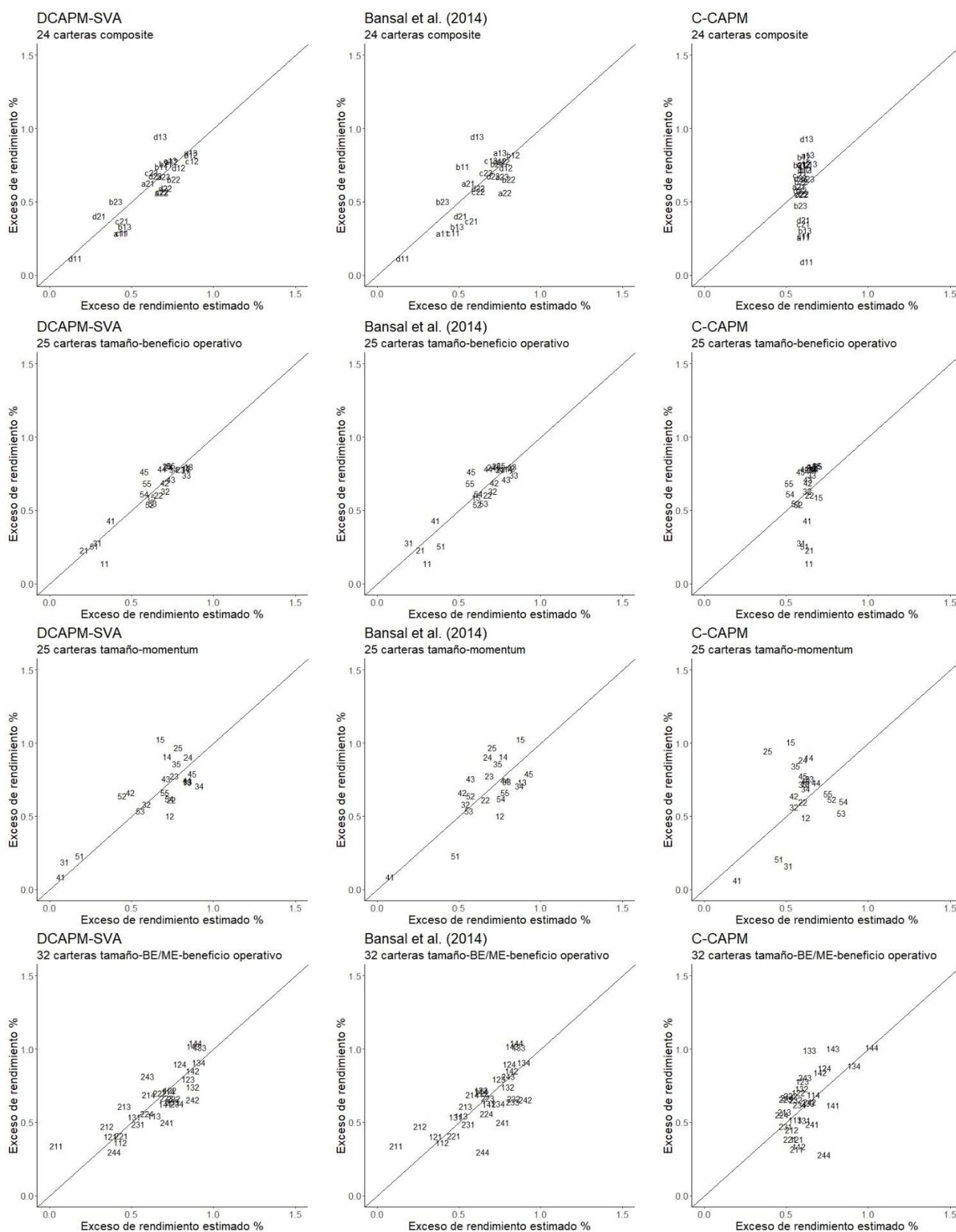
Con respecto a los J -test, todos los modelos son rechazados por la prueba estadística. En lo referente a los gráficos, se aprecia que el modelo con mejor ajuste de los activos a la línea de 45 grados es el DCAPM-SVA, sin presentar grandes dispersiones.

El Panel B muestra los resultados obtenidos para las 25 carteras tamaño-beneficio operativo. El modelo con mayor capacidad explicativa de las carteras bajo esta anomalía es el modelo de cinco factores de Fama-French, reportando un R^2 de 85.8% y un MAE de 0.06%. En lo referente al modelo DCAPM-SVA, éste reporta una capacidad explicativa similar, ascendiendo el R^2 a 85%, con un MAE de 0.06%. En este caso, se aprecia que el factor de ambigüedad también mejora la performance del modelo con respecto al de Bansal *et al.* (2014) con un R^2 de 81.8% y un MAE de 0.07%. En cualquier caso, al igual que ocurría en el Capítulo V, si bien es cierto que el factor de ambigüedad aporta capacidad explicativa al modelo, la volatilidad macroeconómica aporta incluso más capacidad explicativa, presentando una mejora en el R^2 de en torno al 71%.

Analizando los estadísticos t , se observa que en lo relativo al modelo DCAPM-SVA, el único factor estadísticamente significativo es el de las innovaciones sobre el exceso de rendimientos de la cartera de mercado. La Ilustración VIII.2 y la Ilustración VIII.3 muestran un buen ajuste de los datos a la línea de 45 grados, con la excepción del modelo C-CAPM y CAPM, que por otro lado son los modelos con la capacidad explicativa más baja de los expuestos en el Panel B. En lo referente al J -test, indicar que de nuevo la prueba estadística rechaza todos los modelos.

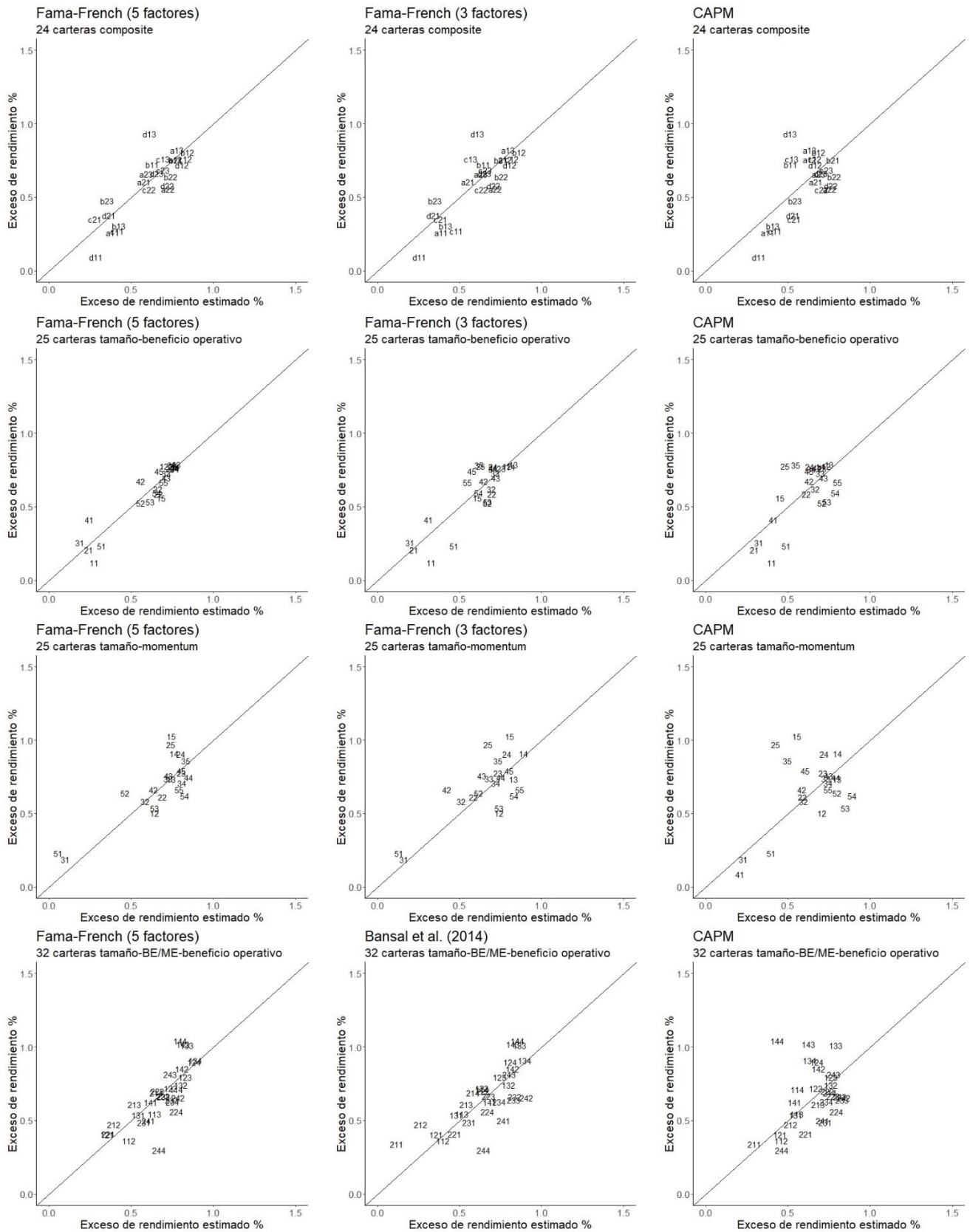
En el Panel C de la Tabla VIII.2. Resultados de corte transversal se indican los resultados obtenidos en base a las 25 carteras formadas por el tamaño y la anomalía *momentum*. Los resultados observados en dicho panel se asemejan a los obtenidos por las pruebas empíricas realizadas en el Capítulo V. Así, el modelo que reporta la mejor performance es el DCAPM-SVA, seguido del modelo de cinco factores de Fama-French, reportando unos R^2 de 76.7% y 75.5% respectivamente, y un MAE de 0.12%. Además, se puede comprobar que en base a los estadísticos t , el factor de ambigüedad toma valores compatibles con la significancia estadística. En lo relativo al modelo de Bansal *et al.* (2014), indicar que reporta un R^2 74.7% y un MAE de 0.13%.

Ilustración VIII.2. Valores reales vs. valores estimados (modelos de consumo)



Notas: En la primera línea de la ilustración se representan las 24 carteras *composite*. La letra "a" representa las 6 carteras tamaño-BE/ME, la letra "b" representa las 6 carteras tamaño-inversión, la letra "c" representa las 6 carteras tamaño-beneficio operativo, y la letra "d" representa las 6 carteras tamaño-momentum. Las siguientes dos líneas representan las 25 carteras tamaño-beneficio operativo y 25 carteras tamaño-momentum. Las carteras se indican con dos dígitos, correspondiendo el primer dígito al tamaño, y el segundo dígito a la segunda anomalía. Las 32 carteras tamaño-BE/ME-beneficio operativo se representan con tres dígitos, siendo el primer dígito la representación del grado de tamaño, el segundo la representación del valor, y el tercero el beneficio operativo. La figura contiene los resultados de los modelos de consumo en bienes no duraderos.

Ilustración VIII.3. Valores reales vs. valores estimados (modelos de mercado)



Notas: En la primera línea de la ilustración se representan las 24 carteras *composite*. La letra “a” representa las 6 carteras tamaño-BE/ME, la letra “b” representa las 6 carteras tamaño-beneficio operativo, y la letra “c” representa las 6 carteras tamaño-momentum. Las siguientes dos líneas representan las 25 carteras tamaño-beneficio operativo y 25 carteras tamaño-momentum. Las carteras se indican con dos dígitos, correspondiendo el primer dígito al tamaño, y el segundo dígito, la segunda anomalía. Por último, la cuarta línea contiene la información relativa a las 32 carteras tamaño-BE/ME-beneficio operativo, representando cada cartera con dos dígitos. El primer dígito representa el nivel de tamaño, el segundo valor, y el tercero el beneficio operativo. La Figura contiene los resultados de los modelos de mercado.

En lo referente al *J*-test reportado por los modelos en las pruebas empíricas recogidas en el Panel C, se observa que ninguno de los modelos es aceptado por la prueba estadística. En base a la tercera línea de las dos ilustraciones se llega a las mismas conclusiones que las obtenidas a través de los datos. El modelo con menor desviación en lo relativo a la valoración de los activos es el DCAPM-SVA, presentando una ligera variación de algunas carteras para el modelo de cinco factores y para el modelo de Bansal *et al.* (2014). Por otro lado, los modelos que presentan un peor ajuste son el modelo basado en el consumo clásico, además del modelo CAPM.

En el Panel D de la Tabla VIII.2 se indican los resultados obtenidos en base a las 32 carteras tamaño-BE/ME-beneficio operativo. En base a las anteriores pruebas empíricas realizadas, dicha cartera ha sido valorada con cierta dificultad por los diferentes modelos de valoración de activos seleccionados. Teniendo esto en cuenta, el modelo DCAPM-SVA se erige como el modelo con una mayor capacidad explicativa, arrojando un estadístico R^2 de 71.1% y un MAE de un 0.10%. De esta manera, el estadístico *t* del factor de ambigüedad es de los más altos de los expuestos en el panel, junto con el de la volatilidad económica, si bien es cierto que ninguno de los dos llega a ser estadísticamente significativo. En cualquier caso, la aportación a la capacidad explicativa del modelo de consumo queda probada en base a estas carteras al observar que el modelo de Bansal *et al.* (2014) y el modelo de cinco factores de Fama-French obtienen resultados similares, con un estadístico R^2 de 63.1% y 65.6% respectivamente, y unos MAE de 0.13% y 0.11% respectivamente, a favor del modelo de cinco factores.

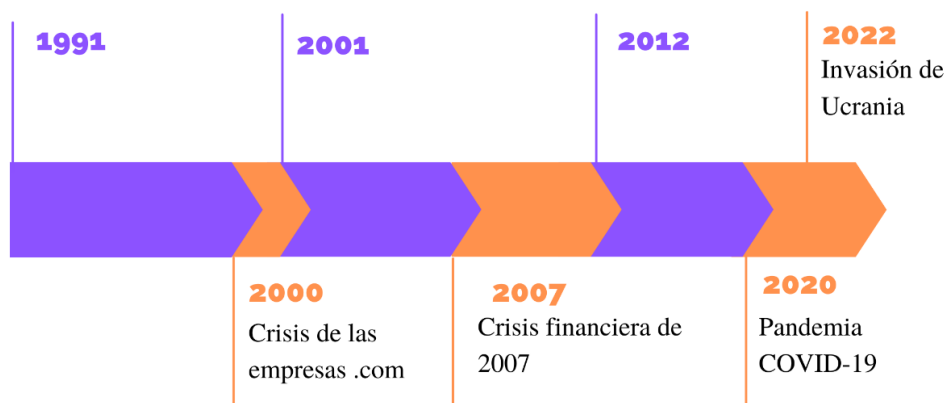
En lo relativo a los *J*-test, indicar que, al igual que en el resto de los paneles, todos los modelos son rechazados. En base a los resultados presentados en la Ilustración VIII.2, hay que indicar que el modelo DCAPM-SVA es el modelo con mejor ajuste de los representados como modelos de consumo. Además, en comparación con el ajuste de los modelos de mercado en la Ilustración VIII.3, se observa que los resultados gráficos se ajustan con los datos de la Tabla VIII.2, subrayando la capacidad explicativa del modelo DCAPM-SVA.

Las conclusiones generales obtenidas en base a los resultados expuestos en el presente capítulo vuelven a subrayar la importancia de la ambigüedad dependiente de los estados de la naturaleza como un factor a tener en cuenta en los modelos de valoración de activos, capaz de incrementar la capacidad explicativa de los modelos basados en el

consumo, en conjunto con la volatilidad macroeconómica y las dos variables clásicas de la literatura de valoración de activos, tal y como se concluía en base a los resultados expuestos en el Capítulo V.

No obstante, al actualizar la serie temporal para realizar la misma prueba empírica del Capítulo V, los estadísticos t relacionados con la ambigüedad son menores, quedándose próximos a ser eficientes. Ello, sumado a las pruebas empíricas realizadas en Europa, así como en el mismo horizonte temporal para EE. UU. con diferentes tipos de consumo, puede levantar dudas acerca de la bondad del modelo propuesto en la Tesis Doctoral. No obstante, los resultados obtenidos en las pruebas empíricas, aunque por el momento parezcan contradictorios, solo avalan el buen funcionamiento en los datos del DCAPM-SVA. De esta manera, antes de finalizar el presente capítulo, se proporciona una explicación relativa al funcionamiento del modelo, que ayuda a entender por qué los resultados obtenidos en los capítulos de la presente Tesis Doctoral son lógicos con el funcionamiento del modelo.

Ilustración VIII.4. Eventos macroeconómicos (1991-2022)



Nota: En la Ilustración se representan los períodos significativos y con mayor persistencia en los que se observa un decremento en el funcionamiento de la economía, provocando una mayor inestabilidad macroeconómica. Los períodos en color azul se asocian a momentos en los que no existen eventos macroeconómicos negativos destacables. El horizonte temporal de la figura abarca desde el año 1991 al año 2022.

En la Ilustración VIII.4 se incluye el shock correspondiente al año 2000 en el cual las empresas tecnológicas suponían un reto para su valoración, debido a que la metodología estándar no se correspondía con el valor real que tomaban dichas empresas. De ese modo, existían empresas cotizadas cuyas acciones tomaban valores diferentes a cero, y en su gran mayoría alcistas, mientras que las metodologías tradicionales como el descuento de flujo de caja libre arrojaba valores diferentes, cercanos o iguales a cero. Ello

venía provocado por el hecho de que muchas empresas adquirirían valor por las expectativas que los agentes tenían acerca de la tecnología desarrollada, a pesar de que las propias empresas no tenían un plan desarrollado para lograr monetizar la compañía. En este momento, surgen diferentes técnicas para valorar empresas, como la metodología basada en opciones reales (Alonso-Conde, 2003; Alonso-Conde y Rojo-Suárez, 2004; Alonso-Conde y Rojo-Suárez, 2005; Rojo-Suárez y Alonso-Conde, 2006), teniendo en cuenta que el uso de la metodología de valoración de activos por múltiplos puede sobrevalorar las estimaciones si se utilizan en la muestra de empresas comparables compañías sobrevaloradas, o, dicho en otras palabras, compañías dentro de una burbuja.

Ello fue considerado en la literatura financiera como la burbuja de las empresas “.com”, o empresas tecnológicas. No obstante, el hecho de hablar de burbujas puede ser controvertido desde un punto de vista empírico. Prueba de ello es el discurso realizado por Fama (2014) durante la ceremonia de los premios Nobel, donde explicaba que las denominadas burbujas no forman parte de los movimientos fundamentalistas de la valoración de los activos. Incluso, llega a explicar que a día de hoy no existe ninguna definición para el término “burbuja”, siendo un concepto vacío de contenido, relacionando la existencia de las burbujas con agentes irracionales. No obstante, Fama no se pronuncia acerca del concepto de burbujas racionales, tal y como recoge Engsted (2016). Martin y Ventura (2012), como ejemplo, desarrollan un modelo con dos agentes diferentes, de tal forma que un agente crea las burbujas mientras que el otro se aprovecha de ellas y las explota, correspondiéndose con un agente productivo y alguien que ya no lo es, es decir, ha pasado su momento productivo. Por otro lado, Rojo-Suárez, Alonso-Conde y Lago-Balsalobre (2021) demuestran que las burbujas industriales forman parte de la propia medición del consumo. De esta manera, podríamos identificar una burbuja racional como una subida en los precios debido a una expectativa lógica sobre una nueva tecnología, que acaba siendo corregida por los inversores en el momento en el que identifican que dicha novedad no supondrá una revolución tan grande como ellos esperaban.

En cualquier caso, si bien es cierto que la duración y las consecuencias de la explosión de la burbuja de las empresas “.com” no produjo problemas estructurales en la macroeconomía de los diferentes países afectados, sí introdujo durante un corto período de tiempo cierta incertidumbre en los mercados, y una ligera desviación en los patrones

de consumo de los agentes, mereciendo una mención dentro de los shocks observados en la economía a niveles generales.

Si observamos la Ilustración VIII.4, el período subsiguiente de tranquilidad desemboca en la crisis financiera más importante de los últimos tiempos, conocida como crisis de 2007 o crisis de las *subprime*. Dicha crisis tuvo diferentes consecuencias a nivel mundial, siendo necesario realizar una diferenciación entre mercados europeos y estadounidenses. Así, mientras que EE. UU. es capaz de recuperarse de la crisis apenas tres años después del estallido de la misma, en Europa tuvo lugar una segunda crisis derivada de la primera, agravando la situación de dichos países. A continuación, ofrecemos un resumen general de los acontecimientos, siendo importante tener en cuenta la diferencia entre ambas zonas geográficas para entender el comportamiento del modelo DCAPM-SVA sobre los datos.

En lo referente a la crisis financiera, cabe indicar que los primeros acontecimientos se desarrollaron en torno al año 2006, en el que se empiezan a ver los primeros signos extraños en el mercado inmobiliario estadounidense (Shiller, 2007), estallando los problemas de la crisis de la *subprime* a finales de 2007, con consecuencias graves a principios de 2008 con la propagación de dichos efectos a través del sistema financiero y posteriormente produciendo un efecto contagio en el resto de los países. Las denominadas hipotecas *subprime* eran productos financieros hipotecarios concedidos a pesar de una dudosa capacidad de devolución por parte de los deudores, siendo un producto bancario con un alto nivel de riesgo y, por lo tanto, altos intereses o en su defecto, comisiones bancarias. Ello favoreció a que muchos agentes utilizaran al mismo tiempo nuevas hipotecas con el objetivo de devolver el capital de la primera, haciendo cada vez mayores sus problemas con respecto a la deuda. No obstante, dichos productos financieros llevan aparejada la posibilidad de compra y de venta, por lo que los bancos comercializadores de dichos activos realizaban conjuntos de inversiones ordenados en base a la calidad crediticia de los mismos, comercializando conjuntos de hipotecas compuestos por activos de calidades diferentes a diversos inversores financieros, tales como fondos de inversión o planes de pensiones. De esta manera, encontramos estudios que explican en detalle el mal funcionamiento de los mercados financieros durante el período de la crisis de 2007, tal y como el expuesto por Krishnamurthy (2010).

El problema de dichas operaciones financieras fue que, a pesar de ser productos que llevaban aparejadas calificaciones crediticias estimadas por agencias independientes

como *AIG*, dichas calificaciones sobrevaloraban la capacidad de los deudores. En el momento en el que los deudores comenzaron a fallar a sus compromisos de pago, se produjo una contracción de la oferta crediticia, detectando estas denominadas hipotecas basura en los balances de una gran cantidad de importantes entidades financieras, viendo sus capacidades mermadas como consecuencia de dichos productos financieros devaluados siendo incobrables (Martin, García, y Arilla, 2010).

Posteriormente se produjo el efecto contagio a nivel mundial. La respuesta dada por los diferentes países a la problemática analizada, determinó el tiempo que tardaría cada economía en dejar atrás el período de crisis económica. En concreto, EE. UU. fue uno de los primeros países en comenzar la recuperación económica. En palabras de Timothy Geithner, la estrategia seguida por EE. UU. fue hacer pensar, llegado el momento, a los mercados que la estrategia del país era no dejar que las entidades financieras siguiesen cayendo, introduciendo confianza en los mercados y favoreciendo una recuperación económica temprana. Sin embargo, los efectos producidos en Europa fueron de una mayor profundidad. En concreto, a nivel europeo podemos llegar a considerar tres crisis seguidas dentro de la unión europea (Shambaugh, Reis, y Rey, 2012). En primer lugar, se produjo una crisis bancaria, debido a que las entidades financieras se encontraban en niveles de capitalización subóptimos, enfrentándose a ciertos problemas de liquidez. Es importante reseñar que, incluso bancos saneados pueden sufrir problemas de liquidez, ya que los pasivos de los bancos tienen horizontes temporales a corto plazo (depósitos), mientras que los productos de activos son categorizados como largo plazo (hipotecas). Teniendo en cuenta que la información para los inversores con respecto a la liquidez y estabilidad del banco no es perfecta, en caso de percepción de inestabilidad en el banco por parte de los depositantes, es probable que retiren su dinero de los productos de pasivo bancarios, introduciendo problemas de liquidez en un banco saneado. Además, el sector bancario relacionado con las economías más grandes dentro de la unión europea tiene un alto porcentaje de contribución al PIB, debido a que son grandes bancos, normalmente internacionales.

La segunda crisis a la que hace frente la Unión Europea es la denominada crisis de deuda soberana (Lane, 2012). De esta manera, la existencia de una moneda única produjo un reto de cara a que los diferentes países pudiesen hacer frente a crisis económicas desde dos puntos de vista. En primer lugar, la capacidad de endeudamiento de los países miembros es limitada a través de diferentes tratados, para evitar que las

economías de la zona euro estuviesen en un momento continuo de sobreendeudamiento (Beetsma y Uhlig, 1999). En segundo lugar, debido a la existencia de una moneda única, la política fiscal toma una importancia capital en las decisiones destinadas a la lucha contra momentos económicos contracíclicos, debido a que, al no existir una política bancaria común, los costes devengados de una crisis bancaria, tanto directos como indirectos, deben ser soportados por el gobierno individual del país en cuestión (Gali y Monacelli, 2008). De esta manera, las denominadas primas de riesgo de los bonos se convirtieron en un elemento crucial a tener en cuenta, encontrando que, para diferentes países, el tipo de los bonos a largo plazo se incrementaban con respecto al tipo de interés del bono de referencia, en el caso de la zona euro, el alemán. Dicho incremento en los tipos de interés provocó dificultades de financiación para muchos países, siendo el coste de la financiación mayor que en años anteriores. La diferencia producida en los tipos de interés se observa como indicador de dos efectos. El primer indicador se refiere a la fortaleza de la moneda de un país, mientras que el segundo indicador se refiere a la confianza o desconfianza que tienen los inversores en un país determinado. De esta manera, cuanto mayor es la prima de riesgo esto significa que existe una mayor desconfianza por parte de los inversores sobre la capacidad de pago del país en cuestión.

Por último, Europa se ve afectada por una crisis de crecimiento, produciéndose un incremento económico lento y distribuido de manera desigual dentro de la UE (Shambaugh *et al.*, 2012). De esta manera, los países de la UE tenían problemas de crecimiento económico, con altas tasas de desempleo que dificultaban la recuperación económica durante un período dilatado en el tiempo. Estas tres crisis se encontraban correlacionadas, desde el punto de vista de que la crisis bancaria estaba relacionada con el problema de la deuda soberana, y estos efectos se veían agravados por los problemas de crecimiento económico de la zona euro.

Todo ello sugiere que las políticas utilizadas por EE. UU. para recuperarse del episodio de la crisis financiera no tuviesen una sencilla aplicación en Europa. En concreto, ello es debido a que, según Timothy Geithner, la situación económica de los países europeos no tenía la suficiente fortaleza como para que las intenciones de ayuda pública fueran consideradas como creíbles por parte de los mercados, tal y como ocurrió en el caso del banco Northern Rock (Shin, 2009).

En cualquier caso, desde un punto de vista macroeconómico, existe una explicación subyacente a la crisis financiera acaecida en 2007. De esta manera, desde el

punto de vista de la economía austríaca, uno de los motivos por los cuales se generan las crisis económicas/financieras tiene que ver con la violación a la ley de Peel (Llamas, 2010). En concreto, dicha ley se introdujo en Gran Bretaña en el año 1844 para evitar que los bancos siguiesen teniendo la capacidad de impresión de billetes propios para realizar préstamos. Ello es debido a que, tal y como acabó demostrándose, la impresión de billetes bancarios en la economía introdujo masa monetaria de nueva creación que, a largo plazo, acababa perjudicando el funcionamiento económico y favoreciendo la aparición de crisis financieras, tal y como explica De Soto (2009). El objetivo de esta ley era disminuir la frecuencia con la que surgían crisis económicas dentro de Gran Bretaña.

De Soto (2009) indica que la existencia de los estados contables funciona actualmente como sustituto del dinero bancario, introduciendo una mayor cantidad monetaria en la economía, pudiendo calificar dicho dinero como de nueva creación. Ello es debido a la eliminación del patrón oro y a la llegada de la reserva fraccionaria, significando que los bancos únicamente deben mantener un porcentaje de los depósitos bajo guarda y custodia. La posibilidad de utilizar dinero que no proviene de los ahorros de los agentes, sino de capacidad monetaria utilizada para consumo, hace que la cantidad de dinero en circulación cada vez sea mayor, mandando un mensaje erróneo al mercado con respecto a la cantidad de ahorros disponibles en la población, mediante la concesión de mayor cantidad de deuda. Según De Soto (2009), ello lleva a la aceptación de proyectos de inversión que hacen uso de altas cantidades de deuda que en realidad no llegan a ser rentables, de tal forma que si no existiese dicha perturbación proveniente del mercado bancario, esos proyectos no se hubiesen realizado. De esta manera, es un claro defensor del patrón oro como medio para, al menos, reducir las dimensiones de futuras crisis económicas. Además, indica que la Unión Europea funciona, en cierto modo, como un pseudo patrón oro, desde el punto de vista de que los países no pueden aplicar modificaciones sobre la política monetaria común, tal y como se ha explicado anteriormente.

Así, en la Ilustración VIII.4 tomando como año de referencia el 2012, se evidencia un posterior proceso de recuperación económica, hasta el momento reciente en el que se producen dos problemáticas que hacen reducir las expectativas económicas a nivel mundial. En primer lugar, en el año 2020 llega la crisis del COVID-19. Dicho año es conocido como el año de la pandemia, donde se produce un cese de las actividades económicas casi por completo durante un período de tiempo elevado, debido a los

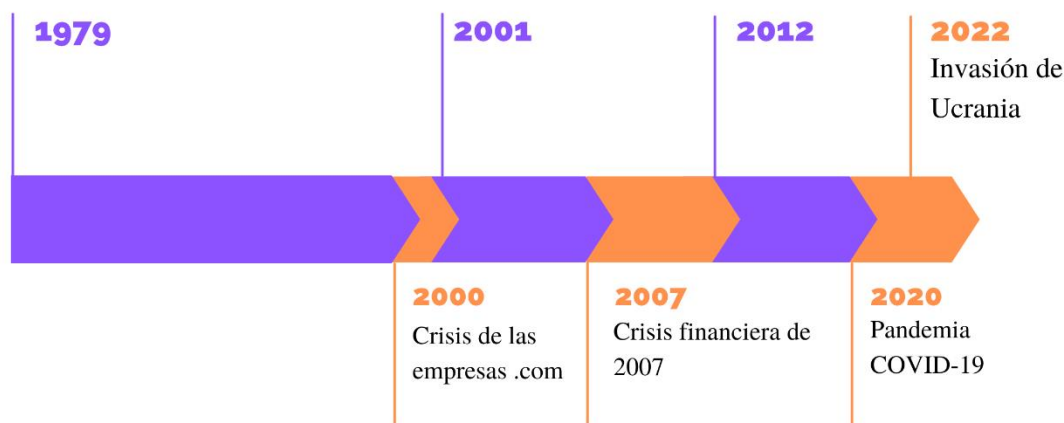
confinamientos producidos en una gran cantidad de países. Este periodo se caracteriza por un descenso del consumo agregado como consecuencia de los diferentes confinamientos, encontrando problemas en pequeñas empresas y autónomos que no pudieron continuar desarrollando su actividad, siendo necesario un endeudamiento mayor por parte de los estados con el objetivo de ofrecer ayudas a los ciudadanos para poder subsistir durante dichos períodos.

Las decisiones tomadas por los diferentes países para favorecer el crecimiento económico después de la crisis financiera, así como las decisiones tomadas con el objetivo de paliar la situación económica derivada de la pandemia, han tenido como consecuencia un incremento de la inflación a nivel mundial. Además, dicha problemática inflacionaria, consecuencia de la política económica anteriormente citada, se ve agravada por una serie de cuellos de botella generados a nivel mundial. En primer lugar, se produce una crisis energética, donde se observan movimientos por parte de China, haciendo acopio de ciertas materias primas de modo urgente, tales como el carbón, provocando un descenso en la capacidad de transporte marítimo en el resto de los países, y dando como resultado el primer cuello de botella. Dichos problemas energéticos se traducen en un incremento del precio de la energía (Alawi *et al.*, 2022). Además, se introducen las consecuencias de la invasión de Ucrania por parte de Rusia, agravando la problemática de los cuellos de botella en la cadena de suministros (Baldwin y Freeman, 2022; Pujawan y Bah, 2022), agravando también la crisis energética debido a las sanciones impuestas por parte de la OTAN a Rusia (Osička y Černocho, 2022). El incremento de los precios de la energía produce un incremento en los precios de los combustibles, debido al incremento de los costes debido a la subida de los precios de la energía, sumado al problema de los cuellos de botella de la cadena de suministros anteriormente mencionado, y a un descenso de la inversión en las plantas de refinamiento como consecuencia de la previsión de los sectores de combustibles fósiles a la prohibición de dichos combustibles a partir del año 2035 dentro de la Unión Europea. Además, todos los problemas anteriores se ven agravados por las consecuencias inherentes al conflicto de Ucrania (Bakhat *et al.*, 2022; Soriano y Torró, 2022). Todo ello favorece un contexto macroeconómico de alta inflación, y de variación en el patrón de consumo de los agentes.

Si bien es cierto que los acontecimientos anteriores se han analizado conforme a las series de datos utilizadas en las pruebas empíricas de los Capítulos VI y VII, es importante analizar todos los acontecimientos macroeconómicos con persistencia en la

serie de datos para las pruebas empíricas del Capítulo VIII. Gráficamente, ello se representa conforme a la Ilustración VIII.5.

Ilustración VIII.5. Eventos macroeconómicos (1979-2022)



Nota: La ilustración representa los períodos significativos y con mayor persistencia en los que se observa un decremento en el funcionamiento de la economía, provocando una mayor inestabilidad macroeconómica. Los períodos en color azul representan momentos en los que no existen eventos macroeconómicos negativos destacables. El horizonte temporal abarca desde el año 1979 al año 2022.

En base a la Ilustración VIII.5 se concluye que los eventos macroeconómicos negativos, significativos económicamente, son los mismos en ambas series de datos. Por ese motivo, una diferencia significativa entre ambas series es el número de años con una economía en periodo de crecimiento. De esta manera, observamos que, en total, los periodos que introducen situaciones negativas en la economía ascienden a 8 años. Ello implica que, en el caso de la serie de datos que abarca desde el año 1991 hasta el año 2022, los sucesos macroeconómicos negativos suponen el 26% aproximadamente del total de años analizados. En el caso de análisis que abarca desde el año 1979 hasta 2022, tal y como ocurre en el presente apartado, observamos un total de 8 años de sucesos macroeconómicos negativos que son significativos, para un total de 42 años. Ello implica que el porcentaje de años de sucesos económicos negativos disminuye del 26% al 19% aproximadamente, y se hace incluso menor en la primera prueba empírica realizada en el Capítulo V.

Estos porcentajes son importantes de cara a la explicación de la diferencia de resultados observada en la Tesis Doctoral por parte del modelo DCAPM-SVA. Debemos reseñar que, en todo momento, el modelo DCAPM-SVA asume la existencia de

ambigüedad sujeta a los estados de la naturaleza. Dicha suposición implica que los agentes prefieren la existencia de la ambigüedad en base a la situación en la que éstos se encuentran. De esta manera, en las situaciones en las que existe una situación económica positiva para los agentes, tenderán a ser aversos a la ambigüedad, debido a que la posibilidad de que el contexto macroeconómico cambie les genera una percepción negativa sobre este factor. Dicho en otras palabras, la posibilidad de que en un futuro la situación se torne de tal manera que se vean obligados a reducir la cantidad de consumo les produce preocupación, siendo aversos a la ambigüedad. No obstante, en aquellos contextos macroeconómicos negativos, la existencia de ambigüedad es bien recibida por parte de los inversores, ya que su presencia les produce esperanza, de cara al conocimiento de que la situación que están atravesando es poco probable que se mantenga de manera indefinida.

Los resultados obtenidos, por lo tanto, avalan la existencia de la ambigüedad dependiente de los estados de la naturaleza. De esta manera, observamos que en la serie de consumo en la que toman un mayor protagonismo los momentos macroeconómicos negativos, es decir, estado de la naturaleza de los agentes negativos, la capacidad explicativa extra aportada por el parámetro de ambigüedad se ve reducida, hasta el punto de observar ciertos contextos en los que directamente no aporta nada a la capacidad explicativa de los modelos de consumo. Ello se observa en los Capítulos VI y VII. Por el contrario, en las pruebas empíricas realizadas en los Capítulos V y VIII, en los que los momentos macroeconómicos negativos no tienen tanto peso, observamos cómo el factor de ambigüedad tiene una mayor capacidad explicativa, reportando además factores de ambigüedad estadísticamente significativos para el DCAPM-SVA.

Además, la diferencia de resultados obtenida entre las pruebas empíricas del Capítulo V y el presente Capítulo reafirman las explicaciones anteriores, ya que, con la introducción de los nuevos períodos para actualizar las estimaciones, observamos una ligera modificación en los resultados obtenidos en detrimento de la significancia estadística del factor de ambigüedad. En concreto, los nuevos períodos añadidos incrementan el peso de los sucesos macroeconómicos negativos en la muestra. La posibilidad de sobreidentificación de los modelos queda descartada dado que hemos observado que con la reducción de puntos de datos entre las pruebas del Capítulo V y las realizadas posteriormente se produce un decremento de la capacidad explicativa del modelo, mientras que si existiese el problema de sobreidentificación se observaría un

incremento de la capacidad explicativa de los modelos al utilizar una serie con menos puntos de datos.

En definitiva, los resultados expuestos en la presente Tesis Doctoral demuestran, no solo la importancia de la volatilidad macroeconómica y de la ambigüedad para los modelos de valoración de activos, sino que también se ha obtenido una explicación lógica a los sucesos observados al realizar las pruebas empíricas de los modelos con datos reales. Además, tal y como se ha expresado anteriormente, dichas conclusiones también aportan información valiosa a la literatura relativa a los efectos económicos de la pandemia, así como a los estudios relativos a los efectos económicos producidos por la invasión de Ucrania.

Capítulo IX. Conclusiones

A lo largo del presente capítulo, se resumen los aspectos más importantes desarrollados en los diferentes capítulos de la presente Tesis Doctoral, para, posteriormente, analizar las aportaciones y conclusiones generales de la Tesis Doctoral, en concreto, del modelo propuesto, el DCAPM-SVA, y del factor de ambigüedad en relación con las diferentes pruebas empíricas realizadas.

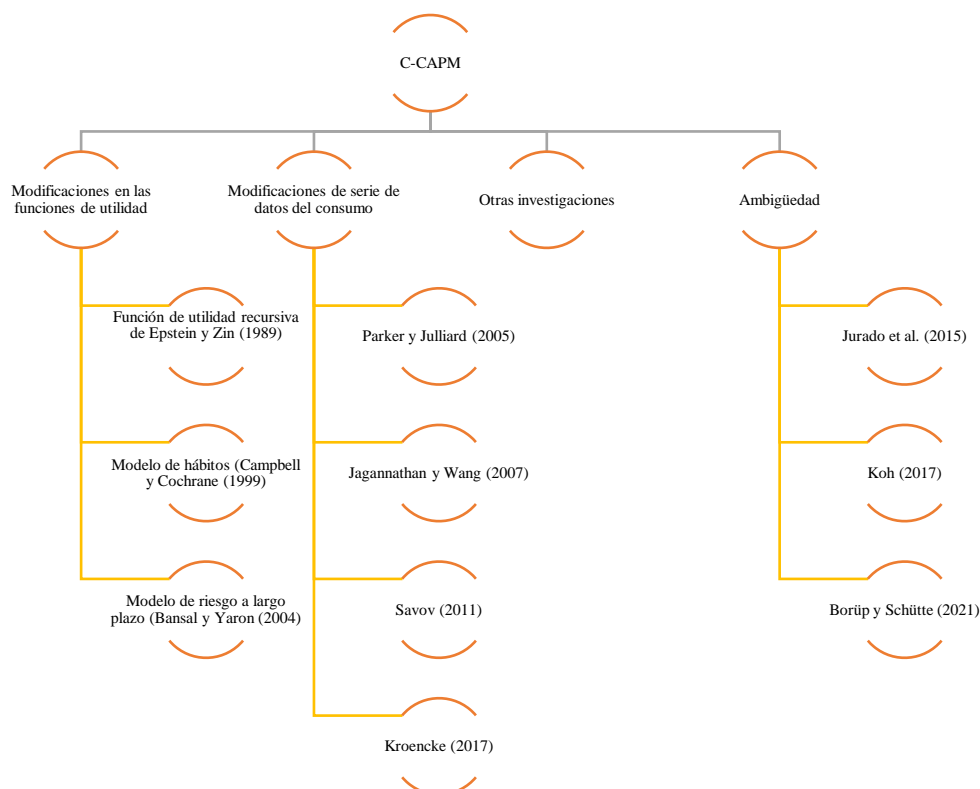
En primer lugar, se ha analizado la evolución de los modelos de valoración de activos basados en el consumo. De esta manera, se observa que el modelo de valoración de activos basado en el consumo surge de las pruebas empíricas realizadas en el modelo CAPM, donde se observa que en la *realidad* no se verifica que los rendimientos de los activos sean lineales al índice bursátil, o dicho de otra manera, a la rentabilidad de la cartera de mercado. En esta línea, Breeden (1979); Breeden y Litzenberger (1978); Rubinstein (1976) proponen un modelo que utiliza el incremento del consumo como factor explicativo del riesgo, explicando que los activos deben ser proporcionales a la exposición al consumo. Si bien es cierto que la teoría económica subyacente en el modelo es muy válida, existen diferentes problemas en lo relativo al modelo. En concreto, al exponer el modelo a las pruebas empíricas se demuestra que no tiene una gran capacidad explicativa sobre el precio de los activos de un mercado. Además, si el modelo se verifica en la realidad, surgen diferentes puzzles que deben ser explicados:

- *El puzzle de la prima de riesgo*: Dicho puzzle surge de la necesidad de observar una alta tasa de aversión al riesgo de los agentes para replicar los datos observados en la realidad al aplicar el modelo C-CAPM. De esta manera, Mehra y Prescott (1985) y Mehra (2008), así como por Shiller (1982) corroboran dicho puzzle en sus pruebas empíricas.
- *El puzzle del activo libre de riesgo*: Dicho puzzle queda relacionado con el puzzle de la prima de riesgo. En las pruebas empíricas observamos que si se reduce el parámetro de aversión al riesgo obtenemos como consecuencia un comportamiento no probable en lo referente a la rentabilidad del activo libre de riesgo, siendo ésta demasiado alta en comparación con la observada en la realidad (Campbell, 2018; Mehra, 2008).
- *El puzzle de la volatilidad de los activos*: En base al modelo utilizado, la volatilidad en los activos bursátiles debería ser la misma que en la serie de datos del consumo.

No obstante, teniendo en cuenta los datos reales, se concluye que los activos bursátiles reportan una mayor volatilidad que la serie del incremento del consumo (Campbell, 2018; Mehra, 2008).

En base a los puzzles expuestos, la literatura centra los esfuerzos en mejorar el modelo de valoración de activos basado en el consumo y para ello se utilizan diferentes puntos de vista, aportando cada línea visiones diferentes para solucionar los problemas a los que el modelo hace frente. En concreto, en la Ilustración IX.1 resumimos de manera general las diferentes líneas de actuación que hemos analizado en la presente Tesis Doctoral. En primer lugar, se observa la evolución relativa a la modificación de funciones de utilidad. Es necesario mencionar que los modelos expuestos no suponen la totalidad de las investigaciones presentes en la literatura de valoración de activos, sino que representan los antecedentes directos relacionados con nuestro modelo.

Ilustración IX.1. Líneas de investigación de evolución del C-CAPM



Notas: En la presente ilustración se esquematizan las investigaciones más representativas de aquellas analizadas en el Capítulo II de la presente Tesis Doctoral, sirviendo como base teórica para la construcción del modelo propuesto denominado DCAPM-SVA.

En segundo lugar, examinamos la literatura que introduce modificaciones sobre la serie del consumo utilizado para mejorar el comportamiento de los modelos de valoración de activos. Por último, se analizan artículos representativos relacionados con

la ambigüedad, dado que es uno de los factores utilizados en la construcción del modelo DCAPM-SVA.

En base al desarrollo de las funciones de utilidad, nos basamos en primer lugar en la función de utilidad recursiva de Epstein y Zin (1989). Esta función de utilidad permite que el parámetro de aversión al riesgo difiera del parámetro de la elasticidad de sustitución intertemporal. De esta manera, proporcionan grados de libertad al modelo de valoración de activos basados en el consumo con el objetivo de dar solución a los diferentes puzzles expuestos. La función de utilidad utiliza dos elementos, la función de utilidad clásica multiplicada por la utilidad futura del agente. No obstante, dado que esa utilidad futura no es observable por parte de los investigadores, Epstein y Zin (1991) demuestran que dicha utilidad puede ser sustituida por la rentabilidad de la cartera de riqueza para realizar las pruebas empíricas con datos reales. Dicha función de utilidad permite, gracias a la separación de los parámetros RRA y EIS, la reducción del parámetro de aversión al riesgo, aunque no a los niveles necesarios para replicar lo observado en la realidad. Por ese motivo, la literatura de valoración de activos continúa con la investigación relativa a funciones de utilidad que permitan dotar de las características necesarias al modelo de valoración de activos basado en el consumo para replicar los datos observados en los mercados.

En ese sentido, el modelo de hábitos obtiene avances en lo relativo a los puzzles anteriormente señalados. Para ello, los diferentes modelos de hábitos tienen en cuenta que los agentes quieren mantener el consumo que reportaron en el período anterior. A ello se le denomina hábito interno, mientras que los modelos de hábitos externos suponen que el hábito de consumo se estima conforme al consumo del resto de agentes de la sociedad. Campbell y Cochrane (1999) suponen un modelo de hábitos externo. El funcionamiento de dicho modelo es similar al modelo de preferencias recursivas. Si en el modelo de preferencias recursivas se puede hacer referencia, de manera general, a la *power utility* multiplicada por la utilidad futura del agente (rentabilidad de la cartera de riqueza), el hábito se forma conforme a la misma función de utilidad multiplicada por los factores destinados a estimar el hábito en función del denominado ratio *surplus*. En lo referente a los diferentes puzzles, dicho modelo es capaz de explicar el puzzle de la prima de riesgo (no así el resto de puzzles), debido a que suponen que el agente representativo no es averso a la variación del consumo, sino que es averso a la variación del consumo habitual. No obstante, dicho modelo ha recibido algunas críticas por parte de la literatura, ya que no

existen pruebas empíricas de que los hábitos de consumo de los agentes se comporten de la manera expuesta por los autores, conforme a lo expresado por Mehra (2008), y que además, la forma funcional del ratio *surplus* es demasiado específica. Ljungqvist y Uhlig (1999) defienden que bajo la configuración del ratio elegida por Campbell y Cochrane (1999), los agentes obtendrían un mayor bienestar si periódicamente se destruye parte de su dotación, ya que en el período actual el consumo disminuye, pero el hábito de consumo del período siguiente será menor también.

El último modelo que se explora en la presente Tesis Doctoral es el modelo de riesgo a largo plazo propuesto por Bansal y Yaron (2004). De esta manera, introducen en su modelo el riesgo a largo plazo estimado conforme a un modelo VAR (1), en el que introduce además el consumo y los dividendos de los activos. Este modelo es capaz de explicar una alta fracción de los rendimientos de los activos en corte transversal. Además, es capaz de reportar resultados similares a los observados en la realidad en relación con la prima de riesgo y con la rentabilidad del activo libre de riesgo. Dada la fiabilidad demostrada por el modelo de riesgo a largo plazo, este modelo sirve como base para la creación de subsiguientes modelos en el área de valoración de activos, incluyendo el DCAPM-SVA propuesto en esta investigación.

No obstante, dentro del Capítulo II de la Tesis Doctoral, que se centra en el desarrollo de investigaciones previas destinadas a la mejora del funcionamiento de los modelos basados en el consumo, se exponen diferentes temáticas que se alejan de la modificación de las funciones de utilidad para explicar los resultados obtenidos por el modelo y, así, mejorar el funcionamiento. En concreto, se desarrolla la existencia de pruebas empíricas destinadas a demostrar que la selección de las series de datos del consumo tiene un efecto mayúsculo en los modelos de valoración de activos.

De este modo, Parker y Julliard (2005) realizan variaciones en las estimaciones del modelo C-CAPM, explicando la diferencia entre las convenciones *beginning of period* y *end of period*. De esta manera, a través de la agregación del consumo en trimestres, utilizando el último impacto en los rendimientos del consumo, dicho modelo clásico obtiene una mayor capacidad explicativa. Por otro lado, Jagannathan y Wang (2007) se basan en el hecho de que los inversores son más propensos a la toma de decisiones de consumo a finales de año por la llegada de la Navidad y por la resolución temprana de la incertidumbre basada en el cambio de año para realizar modificaciones sobre la serie del consumo utilizada en el modelo clásico de valoración de activos basados en el consumo.

De este modo, examinan la relación entre los rendimientos del año con el consumo en bienes no duraderos y servicios del cuarto trimestre, produciendo un incremento en la capacidad explicativa del modelo. No obstante, la problemática que presenta dicho modelo es que únicamente puede utilizarse con frecuencia anual.

Dentro de la misma temática de investigación encontramos que Savov (2011) propone un sustituto para la serie del consumo utilizada en los modelos basados en el consumo. De esta manera, utiliza la serie de basuras municipales desde el punto de vista de que el consumo de bienes no duraderos produce restos casi de manera inmediata, siendo equiparable el incremento de las basuras municipales con el incremento del consumo en bienes no duraderos. Además, encuentra que la serie de datos de las basuras municipales tiene una mayor volatilidad, algo que, tal y como se ha comentado anteriormente, ayuda a mejorar la performance de los modelos de valoración de activos basados en el consumo desde la existencia del puzle de la volatilidad de los activos. De esta manera, haciendo las pruebas empíricas sobre el modelo C-CAPM haciendo uso de la serie de datos de las basuras municipales, consigue mejorar la capacidad explicativa del modelo, encontrando una mejoría en el puzle de la prima de riesgo. No obstante, Kroencke (2017) demuestra en su investigación por qué todas las investigaciones mencionadas anteriormente obtienen dichos resultados. En concreto, utiliza una metodología para eliminar los filtros que introducen las agencias estadísticas en las diferentes series del consumo, con el objetivo de que la serie de datos tenga unas propiedades estadísticas concretas. Debemos tener en cuenta que las agencias estadísticas recopilan dicha información con otros objetivos que no tienen que ver con la valoración de activos. En cualquier caso, explica que, al eliminar los filtros impuestos por las agencias estadísticas de la serie de consumo, se obtiene una mejora de los resultados del modelo C-CAPM similar a la obtenida en las investigaciones anteriores. Kroencke (2017) llega, por lo tanto, a la conclusión de que no es que las basuras municipales sea un mejor estimador que la serie del consumo, sino que, el problema que tienen los modelos de valoración de activos tiene relación con los filtros utilizados por las agencias estadísticas. De esta manera, la investigación de Savov (2011) evita con su serie de datos los filtros estadísticos, mientras que en investigaciones como en las de Parker y Julliard (2005) o Jagannathan y Wang (2007) están revertiendo inconscientemente el efecto parcial de los filtros.

A lo largo del Capítulo II exponemos otras investigaciones destinadas a la mejora de los modelos de valoración de activos basados en el consumo, como la investigación de Yogo (2006), en la que supone que la función de utilidad de los agentes no es separable entre consumo en bienes duraderos y consumo en bienes no duraderos, o la investigación de Da (2009) que relaciona la prima de riesgo de los activos a la covarianza con el flujo de caja de las empresas, o la investigación de Boguth y Kuehn (2013), quienes demuestran que la variación de la incertidumbre macroeconómica afecta a la valoración de los activos, entre otras investigaciones.

En cualquier caso, finalizamos el marco teórico de la presente Tesis Doctoral analizando algunas investigaciones relacionadas con la incertidumbre y la ambigüedad, teniendo en cuenta que una de las innovaciones de nuestro modelo es la implementación de dicho factor. De este modo, encontramos en la literatura que, debido a la complejidad que tienen los modelos destinados a modelizar la ambigüedad, como el de Hansen y Sargent (2011), la literatura ha centrado esfuerzos en encontrar formas de aproximar la incertidumbre o la ambigüedad de manera más sencilla. En ese sentido, encontramos que Jurado *et al.* (2015) se aproximan a una manera de medir la incertidumbre en relación con la actividad macroeconómica, alejándose de la estructura teórica de modelos, así como de variables observables, mientras que Baker *et al.* (2016) se centran en el desarrollo de un índice medidor de la incertidumbre económica en base a la cobertura periodística.

Por otro lado, Koh (2017) propone un modelo de valoración de activos haciendo uso de los shocks que provocan la incertidumbre para explicar los rendimientos de los activos, haciendo uso de diferentes índices como medición de la incertidumbre macroeconómica, a saber, los índices VIX y EPU de Jurado *et al.* (2015), dando respuesta al puzle de la prima de riesgo que surge de la aplicación del modelo de valoración de activos basado en el consumo clásico.

La presente Tesis Doctoral se basa en la investigación realizada por Borup y Schütte (2021), introduciendo la estimación de la ambigüedad dependiente de los estados de la naturaleza en base a las diferencias existentes entre las diferentes versiones publicadas del consumo por las agencias estadísticas. Ello tiene base en artículos anteriormente mencionados, como el de Kroencke (2017). De esta manera, en la presente Tesis Doctoral hemos propuesto el modelo denominado como DCAPM-SVA para valorar activos. En concreto, el modelo se basa en dos modelos paralelos encontrados en la literatura de valoración de activos. Asimismo, tanto el modelo como los datos utilizados

y las pruebas empíricas realizadas en el Capítulo V se corresponden con el artículo asociado a la presente Tesis Doctoral titulado “Cross-sectional implications of dynamic asset pricing with stochastic volatility and ambiguity aversion” publicado en la revista *North American Journal of Economics and Finance* (Lago-Balsalobre et al., 2023).

El modelo DCAPM-SVA toma como base el modelo de Bansal et al. (2014), quienes proponen un modelo i-CAPM del estilo de Merton (1973). En concreto, proponen tres factores de exposición al riesgo: el riesgo de flujo de caja, el riesgo de tipo de descuento y el riesgo de volatilidad macroeconómica. Para la estimación de estos parámetros toman como variables de aproximación el incremento del consumo, la rentabilidad de la cartera de riqueza y la volatilidad de la producción industrial respectivamente. En concreto, dentro del modelo de valoración de activos denominado Macro-DCAPM-SV, utilizan las noticias percibidas por los agentes ante dichos factores de exposición al riesgo, estimando las noticias conforme a un modelo VAR (1) similar al utilizado por el modelo de riesgo a largo plazo de Bansal y Yaron (2004). Además, realizan pruebas tomando como aproximación de la rentabilidad de la cartera de riqueza, la rentabilidad de la cartera de mercado en lo que ellos denominan el Market-DCAPM-SV, descubriendo que obtienen resultados similares al realizar dicho cambio. Además, concluyen que los resultados obtenidos por el uso de la volatilidad de la producción industrial son similares a los resultados obtenidos haciendo uso de la volatilidad del consumo como factor de exposición al riesgo. Todo ello demuestra el importante papel que juega la volatilidad macroeconómica en la valoración de activos, incrementando la capacidad explicativa del modelo C-CAPM.

Por otro lado, tomamos la investigación de Borup y Schütte (2021) como referencia para el desarrollo del modelo DCAPM-SVA. En concreto, en su investigación introducen el uso de la ambigüedad como factor adicional dentro del modelo clásico de consumo. En concreto, dicho trabajo se basa en los resultados obtenidos por la investigación de Kroencke (2017), teniendo en cuenta que modifica la serie del consumo utilizada para el modelo clásico, utilizando la primera publicación de la serie de datos de consumo en bienes no duraderos expuesta en la FRED. Los autores demuestran que la capacidad explicativa del modelo C-CAPM se incrementa con el uso de la primera publicación del consumo en lugar del uso de la serie del consumo revisada, suposición tradicional dentro de la literatura de valoración de activos. De esta manera, además demuestra con respecto a un análisis de predictibilidad del consumo que la primera

revisión realizada a la serie de datos del consumo aporta información adicional a la serie de datos del consumo, mientras que el resto de las modificaciones realizadas en la serie de datos del consumo tienen un objetivo estadístico alejado de los objetivos de los modelos de valoración de activos basados en el consumo. De esta manera, generalizan que aquellas modificaciones realizadas a la serie de consumo que no aportan una mayor volatilidad a la serie, y que además son predecibles, no tienen ningún contenido adicional en términos de información relacionados con los modelos de valoración de activos. Así, los autores muestran que la diferencia existente entre la publicación inicial y la primera revisión representa la diferencia existente entre el consumo previsto por los agentes para tomar decisiones de inversión y el consumo que se ha acabado materializando. La diferencia entre ambas series representa la información que los agentes deben aprender en lo relativo al contexto macroeconómico, observando una mayor diferencia entre las series en los momentos de mayor volatilidad macroeconómica. En base a la diferencia entre estas series, Borup y Schütte (2021) construyen la estimación del factor de ambigüedad dependiente de los estados de la naturaleza en base a la diferencia entre la primera publicación de la serie del consumo en bienes no duraderos y la primera revisión, que además utilizamos en nuestro modelo para estimar el factor.

Por todo lo anterior, en el Capítulo III presentamos el modelo DCAPM-SVA, teniendo en cuenta que utilizamos las noticias generadas en torno a cuatro factores de exposición al riesgo. En concreto, los factores de exposición al riesgo son: el riesgo de flujo de caja, el riesgo de cambio en el tipo de descuento, la volatilidad macroeconómica y el factor de ambigüedad. En lo relativo a la estimación de los parámetros de aproximación, hay que indicar que, utilizamos el incremento del consumo en bienes no duraderos obtenidos de la primera serie publicada por la agencia estadística, el riesgo de cambio en el tipo de descuento lo aproximamos en base a los excesos de rendimiento de la cartera de mercado, conforme a los resultados obtenidos por Bansal et al. (2014). El riesgo de volatilidad macroeconómica se estima como la volatilidad de la primera publicación de la serie del consumo en bienes no duraderos, utilizando una ventana temporal variable. Para la primera prueba empírica, relacionada con el artículo publicado, se utiliza una ventana temporal de 12 meses, asumiendo que los agentes tienen en cuenta la información macroeconómica de un año para tomar decisiones de inversión. Por último, el factor de ambigüedad se estima conforme a la metodología propuesta por Borup y Schütte (2021). En lo relativo a la estimación de las innovaciones, se emplea un modelo

VAR (1), tal y como lo aplican Bansal et al. (2014), introduciendo para la estimación de las noticias el ratio precio-dividendo dada su alta persistencia.

En lo referente a la estimación de los parámetros de los modelos de valoración de activos, hay que indicar que nos centramos en la estimación de la recta de regresión en corte transversal en dos fases. Se utiliza la metodología GMM lo que permite corregir los errores estándar obtenidos por la metodología OLS por la heterocedasticidad de los errores, así como por la correlación existente entre los errores de la regresión. Además, dado que la regresión de corte transversal utiliza la pendiente de la recta de regresión time-series como variable independiente, la metodología GMM permite corregir los estadísticos t de las regresiones por el hecho de que los factores explicativos de la regresión de corte transversal son al mismo tiempo parámetros estimados. Por otro lado, la metodología GMM permite estimar directamente los resultados de la regresión de corte transversal, tal y como se ha expuesto en la Tesis Doctoral.

En la Ilustración IX.2 se presenta un resumen visual de las diferentes pruebas empíricas realizadas en el presente trabajo de investigación. Las pruebas empíricas expuestas en el Capítulo V se corresponden con el artículo publicado en la revista North American Journal of Economics and Finance en 2023. Los datos de mercado utilizados para todas las pruebas empíricas de la Tesis Doctoral se obtienen de la web de French (2023). En concreto, para las pruebas empíricas del Capítulo V se han utilizado los cinco factores del modelo de Fama y French (2015) para EE. UU. Además, se han descargado las carteras utilizadas para realizar las pruebas afectadas por diferentes anomalías. En concreto, utilizamos las denominadas 24 carteras composite compuestas por 6 carteras tamaño-valor, 6 carteras tamaño-momentum, 6 carteras tamaño-reversión a corto plazo y 6 carteras tamaño-reversión a largo plazo, 25 carteras tamaño-beneficio operativo, 25 carteras tamaño-momentum y 30 carteras industriales. La selección de estas carteras se ha realizado tratando de evitar el uso de las 25 carteras clásicas ordenadas en base al tamaño y al valor de los activos en base a Campbell (2018), Lewellen et al. (2010) y Ferson et al. (2013). En lo relativo a los modelos utilizados con fines comparativos, indicar que en todas las pruebas empíricas realizadas utilizamos el modelo de Bansal et al. (2014), el modelo C-CAPM, el modelo CAPM, así como el modelo de tres y cinco factores de Fama y French (1993, 2015).

Ilustración IX.2. Resumen pruebas empíricas

Modelo DCAPM- SVA	Capítulo V	Prueba en EEUU Horizonte temporal: 1979-2021 Frecuencia: Mensual Serie de consumo: Consumo en bienes no duraderos
	Capítulo VI	Prueba en Europa Horizonte temporal: 1991-2022 Frecuencia: Trimestral Serie de consumo: Consumo final
	Capítulo VII	Prueba en EEUU Horizonte temporal: 1991-2022 Frecuencia: Trimestral Diferencia entre consumo en bienes no duraderos y consumo final
	Capítulo VIII	Prueba en EEUU Horizonte temporal: 1979-2022 Frecuencia: Mensual Serie de consumo: Consumo en bienes no duraderos

Notas: En la presente ilustración muestran las características de las diferentes pruebas empíricas realizadas en la Tesis Doctoral

En lo referente a los datos macroeconómicos, hay que indicar que, en el caso de la primera prueba empírica expuesta en el Capítulo V, los datos se obtienen de la web de la FRED para EE. UU., en una frecuencia mensual. En concreto, se emplea la serie del consumo en bienes no duraderos, descargando la matriz de datos *vintage* para poder reconstruir la primera publicación de la serie del consumo, la primera revisión con el objetivo de estimar la ambigüedad y la serie del consumo actualizada a su última versión para utilizarla en los modelos clásicos de valoración de activos. La prueba empírica se realiza para un horizonte temporal que abarca desde enero de 1980 hasta diciembre de 2021.

Para evaluar la performance de los modelos utilizamos diferentes estadísticos para ayudar a obtener conclusiones. En concreto, encontramos los estadísticos t de cada uno de los parámetros, el J -test en conjunto con su p -valor, y los estadísticos de R^2 estimados conforme a la metodología OLS y conforme a la metodología GLS. En general, los resultados obtenidos en las pruebas empíricas expuestas en el Capítulo V demuestran que el factor de ambigüedad tiene un alto poder explicativo, mejorando la performance del modelo de Bansal *et al.* (2014). En concreto, dicho patrón se observa claramente para las 24 carteras *composite* y las 25 carteras tamaño-*momentum*, mientras que dicho patrón se encuentra en menor medida en las otras dos anomalías. Además, los resultados muestran

que las primas de riesgo obtenidas para el factor de ambigüedad son valores positivos para todas las anomalías, a su vez con parámetros estadísticamente significativos. En lo relativo a la volatilidad macroeconómica encontramos que no se observan valores estadísticamente significativos en ninguna de las pruebas estadísticas, obteniendo primas de riesgo tanto positivas como negativas dependiendo de la anomalía utilizada. Dichos valores contrastan con los resultados obtenidos por Bansal *et al.* (2014), quienes encuentran primas de riesgo positivas, aunque debemos señalar que existen diferencias tanto en el horizonte temporal utilizado, como en la serie del consumo utilizada para estimar la volatilidad en el modelo DCAPM-SVA.

En consecuencia, estos resultados corroboran la existencia en el mercado de inversores preocupados acerca de la credibilidad de las estimaciones macroeconómicas, de manera que, en los momentos en los que existen contextos económicos negativos los agentes deben aprender rápidamente para ajustar sus estimaciones, teniendo en cuenta que el contexto es menos predecible, incrementando la ambigüedad existente.

No obstante, el mayor problema observado en la prueba empírica realizada en el Capítulo V radica en que la estimación de la ambigüedad es posible de acuerdo a la metodología de Borup y Schütte (2021), pero en otras zonas geográficas la estimación de la ambigüedad no puede desarrollarse conforme a lo establecido debido a la falta de información en el consumo de bienes no duraderos. Ese es el caso de los países europeos, donde encontrar la serie de datos del consumo en bienes no duraderos no es posible, e incluso es complicado encontrar la desagregación de las diferentes versiones del consumo publicado por las agencias estadísticas. Por ese motivo, a lo largo del Capítulo VI realizamos las pruebas empíricas del modelo DCAPM-SVA en el mercado europeo.

Para realizar las pruebas empíricas en el mercado europeo obtenemos los datos relativos a las variables de mercado de la web de French (2023). Para ello utilizamos los cinco factores del modelo de Fama-French para Europa, además de las carteras de anomalías utilizadas para las pruebas empíricas. Dichas carteras se corresponden con 24 carteras *composite* formadas por 6 carteras tamaño-BE/ME, 6 carteras tamaño-inversión, 6 carteras tamaño-beneficio operativo y 6 carteras tamaño-*momentum*. Además, se utilizan 25 carteras tamaño-beneficio operativo, 25 carteras tamaño-*momentum* y 32 carteras tamaño-BE/ME-beneficio operativo.

En lo relativo a los datos macroeconómicos, hay que indicar que los mismos se obtienen de la sección estadística de la OCDE. No obstante, debemos tener en cuenta que la serie de datos disponible para los países europeos es menor, comenzando en 1991, y con una frecuencia trimestral. Para la estimación del consumo europeo se emplea una media del consumo ponderada por población, obteniendo datos de cada uno de los países que componen el conjunto de países denominado como Europa para French (2023), conforme a la metodología utilizada por Rojo-Suárez *et al.* (2020). Además, nos basamos en la literatura de valoración de activos para sustituir en la estimación de los modelos de consumo la serie de datos del consumo en bienes no duraderos por la serie de datos del consumo privado final, encontrando el panel de datos *vintage* en la sección estadística de la OCDE. En ese sentido se concluye que Parker y Julliard (2005) obtienen resultados marginalmente mejores sustituyendo la serie del consumo en bienes no duraderos por el consumo privado final. Por otro lado, teniendo en cuenta que la rentabilidad de las carteras se reporta en dólares, y el consumo obtenido de la OCDE se presenta en moneda nacional, se procede a realizar el cambio de moneda nacional a dólares, utilizando el tipo de cambio registrado por la OCDE para cada período. Además, la metodología de estimación de las innovaciones debe modificarse en base a los cambios observados en los datos. De esta manera, la volatilidad macroeconómica se estima de acuerdo con una ventana móvil de cuatro trimestres. Además, dado que no se encuentra la información relativa al ratio precio-dividendo para los países utilizados como la agregación denominada por Kenneth R. French como Europa, no utilizamos dicha variable en la estimación de las innovaciones a través del VAR (1).

Los resultados obtenidos por las pruebas empíricas demuestran que el factor de ambigüedad mejora la performance del modelo de Bansal *et al.* (2014), sobre todo para la anomalía de las 25 carteras tamaño-*momentum*. No obstante, el aporte en términos de capacidad explicativa del factor de ambigüedad es menor que el observado en las pruebas empíricas desarrolladas en el Capítulo V, a pesar de la reducción de los puntos de datos utilizados. Además, los resultados muestran que el parámetro de ambigüedad no es estadísticamente significativo en ninguna de las anomalías utilizadas. En concreto, los mayores aportes en términos de capacidad explicativa se observan en las 25 carteras tamaño-*momentum* y las 24 carteras *composite*. En base a ellos se concluye que tanto el parámetro de ambigüedad como la volatilidad macroeconómica son parámetros necesarios para los modelos de valoración de activos basados en el consumo. No obstante,

la disminución de la aportación en la capacidad explicativa de las rentabilidades de los activos debe ser analizada. En ese sentido, se observa que la diferencia puede producirse por el uso del consumo privado final como sustituto del consumo en bienes no duraderos. Otro motivo por el cual pueden existir diferencias en los resultados sería el cambio en los datos utilizados para las pruebas empíricas, EE. UU. en el Capítulo V y Europa en el Capítulo VI.

En base a las conclusiones obtenidas por las pruebas empíricas realizadas en el Capítulo VI, en el Capítulo VII se emplean datos del mercado estadounidense para llevar a cabo una prueba empírica adicional. En ese sentido, el objetivo es analizar si existe una diferencia entre los resultados obtenidos por el modelo DCAPM-SVA al introducir modificaciones en el tipo de consumo utilizado. Asimismo, para poder extraer conclusiones más realistas, se ajustan las anomalías de las carteras a las utilizadas en el mercado europeo. De esta manera, las carteras empleadas en las pruebas empíricas expuestas en el Capítulo VII son las 24 carteras *composite*, las 25 carteras tamaño-beneficio operativo, 25 carteras tamaño-*momentum* y 32 carteras tamaño-BE/ME-beneficio operativo.

En cuanto a los datos macroeconómicos, hay que indicar que se hace uso de una frecuencia trimestral para ajustarnos a las pruebas empíricas realizadas en Europa, en un horizonte temporal que abarca desde el primer cuatrimestre del año 1991 hasta el primer cuatrimestre del año 2022. Se realizan las estimaciones pertinentes tanto para el consumo en bienes no duraderos como para el consumo privado final, obtenidas de la web de ALFRED. En lo relativo a la estimación del VAR (1), se incluye el ratio precio-dividendo de acuerdo con las estimaciones realizadas en el Capítulo V, obteniendo los datos de la web de Shiller (2023).

Los resultados obtenidos en las pruebas empíricas demuestran que la performance de los modelos es, por lo general, mejor al utilizar el consumo en bienes no duraderos en comparación con los obtenidos al utilizar el consumo privado final. Ello puede observarse de manera pronunciada en las 24 carteras *composite*, así como en las 25 carteras tamaño-*momentum*, sin modificar las conclusiones obtenidas para el modelo DCAPM-SVA en su comparación con el resto de los modelos basados en el consumo utilizados. De esta manera, si bien es cierto que observamos un buen aporte del factor de ambigüedad en algunas anomalías, sin embargo, en otras anomalías para el horizonte temporal seleccionado, no se produce incrementos en la capacidad explicativa del modelo de

Capítulo IX: Conclusiones

valoración de activos de Bansal *et al.* (2014). En concreto, ello se verifica para las 25 carteras tamaño-beneficio operativo y 25 carteras tamaño-*momentum*.

Los resultados obtenidos pueden resultar a priori llamativos teniendo en cuenta los datos observados en el Capítulo V, dado que las conclusiones obtenidas para las 25 carteras tamaño-*momentum* son, en cierto modo, opuestas en sendos capítulos, observando un gran aporte a la capacidad explicativa en el Capítulo V, y una devaluación de la capacidad explicativa del factor de ambigüedad en los resultados obtenidos del Capítulo VII. Dichos resultados apuntan a que el horizonte temporal seleccionado afecta a los resultados obtenidos por el modelo DCAPM-SVA en general, y a la capacidad explicativa del factor de ambigüedad en particular.

En base a los resultados obtenidos en el Capítulo VII se realiza una última prueba en el Capítulo VIII con objeto de dar respuesta al efecto observado. De esta manera, se hace uso de las mismas anomalías expuestas en el Capítulo VII, obteniendo los datos macroeconómicos de la FRED, al igual que en el capítulo anterior. De esta manera, se selecciona la serie del consumo en bienes no duraderos con frecuencia mensual, actualizando el horizonte temporal de la prueba empírica, abarcando desde enero de 1980 hasta julio de 2022.

Los resultados obtenidos son similares a los obtenidos en el Capítulo V, si bien es cierto que se producen modificaciones en el estadístico t del factor de ambigüedad. En esta línea, los resultados obtenidos en esta prueba empírica nos permiten concluir que el modelo DCAPM-SVA se comporta de acuerdo con las aportaciones teóricas del modelo. Desde este punto de vista, es importante tener en cuenta que introducimos un factor de ambigüedad dependiente de los estados de la naturaleza. De esta manera observamos que, en los momentos en los que existe una mayor proporción en la serie de datos de contextos macroeconómicos negativos, menor importancia tiene el factor de ambigüedad. Ello tiene sentido desde el punto de vista que los agentes prefieren la existencia de la ambigüedad en los momentos en los que existen contextos económicos negativos, debido a que implica que la situación negativa no va a permanecer para siempre. En esta línea, en contextos negativos en los que los agentes prefieren la existencia de la ambigüedad no tiene sentido que los activos paguen una prima de riesgo por la exposición ante la ambigüedad, mientras que en los estados de la naturaleza positivos si lo tiene, ya que el hecho de que exista ambigüedad implica que los agentes se preocupan por una repentina caída de su consumo actual provocado por un incremento de la volatilidad macroeconómica.

Igualmente, es lógico que en los momentos en los que existe una mayor volatilidad macroeconómica exista una mayor aversión ante dicho factor, tal y como puede observarse en la diferencia de capacidad explicativa de los modelos entre el Capítulo VII y el Capítulo VIII.

Las conclusiones obtenidas en la presente Tesis Doctoral son compatibles con las investigaciones recientes en valoración de activos. Por ejemplo, Dlugosch y Wang (2022) demuestran que, dependiendo del nivel de ambigüedad detectado por el inversor, éste decidirá si mantener o reducir la proporción de activos arriesgados dentro de su cartera de inversión. Chen, Li, Lin y Yan (2022) demuestran que las primas por riesgo de los mercados tienden a ser menores en momentos de crisis, en conjunto con Wang (2022), quien demuestra que la ambigüedad puede utilizarse con fines predictivos en materia de crisis económicas, asegurando que la existencia de aversión a la ambigüedad en momentos de crisis provocaría un empeoramiento de los acontecimientos en dichos períodos. Por otro lado, Su *et al.* (2022) demuestran que la incertidumbre tiene un papel crucial en la definición de los rendimientos de mercado, así como en la propia volatilidad de los mercados, mientras que Liu y Matthies (2022) demuestran que los inversores siguen preocupándose por la volatilidad del consumo a largo plazo.

De esta manera, podemos obtener de manera general tres conclusiones en base a todo lo expuesto en la Tesis Doctoral. En primer lugar, observamos que tanto el factor de ambigüedad como la volatilidad macroeconómica son factores significativos para los modelos de valoración de activos basados en el consumo, demostrando el comportamiento del modelo DCAPM-SVA en todas las pruebas. En segundo lugar, es necesario remarcar la importancia de la desagregación en detalle del consumo para la valoración de activos, de tal forma que se demuestra la idoneidad de la serie del consumo en bienes no duraderos para poder realizar una estimación ajustada de la ambigüedad. Desde este punto de vista, sería aconsejable que las agencias estadísticas europeas trataran de hacer un esfuerzo para comenzar a recopilar los datos de consumo en bienes no duraderos, registrando las diferentes modificaciones realizadas sobre la serie de datos, con el fin de tener disponible la matriz de los denominados datos *vintage*. De esta manera, se podría estimar tanto los modelos de valoración de activos clásicos como el modelo DCAPM-SVA en los mercados europeos en base al consumo en bienes no duraderos y, además, se podría utilizar la primera serie del consumo con objeto de evitar los efectos que tienen en la serie de datos los filtros utilizados por las agencias estadísticas. De esta

forma, reconocemos la importancia de los datos *vintage* dado que capturan las dinámicas del consumo a corto plazo. En tercer lugar, podemos concluir el buen funcionamiento del modelo a la hora de capturar la ambigüedad dependiente de los estados de la naturaleza.

En base a todo lo anterior, cabe mencionar que existen diferentes líneas de actuación futura en lo relativo a la investigación que relaciona la ambigüedad con los modelos de valoración de activos. Si bien es cierto que, tal y como se ha observado, en caso de no disponer de información acerca del consumo en bienes no duraderos, se puede utilizar el consumo privado final para estimar la ambigüedad, es muy probable que existan otros factores macroeconómicos que permitan realizar dicha estimación con unos resultados similares a los obtenidos con el consumo en bienes no duraderos, de acuerdo con lo expuesto por Borup y Schütte (2021). Desde ese punto de vista, Darrat *et al.* (2011) y Bond *et al.* (2022) demuestran que la serie del consumo en bienes no duraderos lleva implícito un pequeño componente de consumo de bienes de lujo, argumentando que puede ser una diferencia significativa con respecto al consumo privado final. Desde este enfoque, es probable que algún indicador macroeconómico basado en el consumo de bienes de lujo, para el que existan datos *vintage*, donde se recojan las previsiones y las subsiguientes versiones de la serie de datos, pueda utilizarse para estimar de manera satisfactoria la ambigüedad. Ello ayudaría a la estimación de dicho factor en mercados diferentes al estadounidense. Asimismo, el comportamiento del factor de ambigüedad puede ayudar a continuar con el estudio de variables predictivas de cara a futuras crisis económicas/financieras, así como en el estudio del comportamiento de los mercados ante la aparición de los denominados sucesos extraños (guerras, catástrofes naturales, ...).

Referencias bibliográficas.

- Abdellaoui, M., Baillon, A., Placido, L., & Wakker, P. P. (2011). The rich domain of uncertainty: Source functions and their experimental implementation. *American Economic Review*, 101(2), 695-723. <https://doi.org/10.1257/aer.101.2.695>
- Abel, A. (1990). Asset Prices Under Habit Formation And Catching Up With The Joneses. *American Economic Review*, 80, 38-42. <https://doi.org/10.3386/w3279>
- Abel, A. (1999). Risk Premia and Term Premia in General Equilibrium. *Journal of Monetary Economics*, 43(1), 3-33. [https://doi.org/10.1016/S0304-3932\(98\)00039-7](https://doi.org/10.1016/S0304-3932(98)00039-7)
- Aharoni, G., Grundy, B., & Zeng, Q. (2013). Stock returns and the Miller Modigliani valuation formula: Revisiting the Fama French analysis. *Journal of Financial Economics*, 110(2), 347-357. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2013.08.003>
- Ait-Sahalia, Y., Parker, J. A., & Yogo, M. (2004). Luxury goods and the equity premium. *The Journal of Finance*, 59(6), 2959-3004. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2004.00721.x>
- Alawi, S. M., Karim, S., Meero, A. A., Rabbani, M. R., & Naeem, M. A. (2022). Information transmission in regional energy stock markets. *Environmental Science and Pollution Research*, 1-13. <https://doi.org/10.1007/s11356-022-19159-1>
- ALFRED. (2023). St. Louis Fed's Economic Research Division. <https://alfred.stlouisfed.org/>
- Alonso-Conde, A. B. (2003). *Métodos especiales de valoración de empresas de internet* Universidad Rey Juan Carlos.
- Alonso-Conde, A. B., & Rojo-Suárez, J. (2004). Aplicación del modelo de valoración de opciones reales: la empresa Amazon.com bajo análisis. *Estrategia Financiera*(205).
- Alonso-Conde, A. B., & Rojo-Suárez, J. (2005). Modelos de Estimación de Ingresos en Empresas de Internet. *Investigaciones Europeas de Dirección y Economía de la Empresa (IEDEE)*, 11(2), 27-43. <https://ideas.repec.org/a/idi/jiedee/v11y2005i2p27-43.html>

- Anderson, E. W., Ghysels, E., & Juergens, J. L. (2009). The impact of risk and uncertainty on expected returns. *Journal of Financial Economics*, *94*(2), 233-263. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2008.11.001>
- Anderson, E. W., Hansen, L. P., & Sargent, T. J. (2003). A quartet of semigroups for model specification, robustness, prices of risk, and model detection. *Journal of the European Economic Association*, *1*(1), 68-123. <https://doi.org/10.1162/154247603322256774>
- Ang, A., & Bekaert, G. (2007). Stock return predictability: Is it there? *The Review of Financial Studies*, *20*(3), 651-707. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhl021>
- Ang, A., Liu, J., & Schwarz, K. (2010). *Using stocks or portfolios in tests of asset pricing models*. C. U. Working paper.
- Aruoba, S. B. (2008). Data revisions are not well behaved. *Journal of money, credit and banking*, *40*(2-3), 319-340. <https://doi.org/10.1111/j.1538-4616.2008.00115.x>
- Attanasio, O. P., & Weber, G. (1989). Intertemporal substitution, risk aversion and the Euler equation for consumption. *The Economic Journal*, *99*(395), 59-73. <https://doi.org/10.2307/2234070>
- Backus, D. K., Routledge, B. R., & Zin, S. E. (2004). Exotic preferences for macroeconomists. *NBER Macroeconomics Annual*, *19*, 319-390. <https://doi.org/10.1086/ma.19.3585343>
- Baker, S. R., Bloom, N., & Davis, S. J. (2016). Measuring economic policy uncertainty. *The Quarterly Journal of Economics*, *131*(4), 1593-1636. <https://doi.org/10.1093/qje/qjw024>
- Bakhat, M., Rosselló, J., & Sansó, A. (2022). Price transmission between oil and gasoline and diesel: A new measure for evaluating time asymmetries. *Energy Economics*, *106*, 105766. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2021.105766>
- Baldwin, R., & Freeman, R. (2022). Risks and global supply chains: What we know and what we need to know. *Annual Review of Economics*, *14*, 153-180. <https://doi.org/10.1146/annurev-economics-051420-113737>
- Bansal, R., & Coleman, W. J. (1996). A monetary explanation of the equity premium, term premium, and risk-free rate puzzles. *Journal of Political Economy*, *104*(6), 1135-1171. <https://doi.org/10.1086/262056>

- Bansal, R., Dittmar, R. F., & Lundblad, C. T. (2005a). Consumption, dividends, and the cross section of equity returns. *The Journal of Finance*, *60*(4), 1639-1672.
<https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2005.00776.x>
- Bansal, R., Khatchatrian, V., & Yaron, A. (2005b). Interpretable asset markets? *European Economic Review*, *49*(3), 531-560.
<https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2004.09.002>
- Bansal, R., Kiku, D., Shaliastovich, I., & Yaron, A. (2014). Volatility, the macroeconomy, and asset prices. *The Journal of Finance*, *69*(6), 2471-2511.
<https://doi.org/10.1111/jofi.12110>
- Bansal, R., Kiku, D., & Yaron, A. (2012). An Empirical Evaluation of the Long-Run Risks Model for Asset Prices. *Critical Finance Review*, *1*(1), 183-221.
<https://doi.org/10.1561/104.000000005>
- Bansal, R., & Lundblad, C. (2002). Market efficiency, asset returns, and the size of the risk premium in global equity markets. *Journal of Econometrics*, *109*(2), 195-237. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(02\)00067-2](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(02)00067-2)
- Bansal, R., & Yaron, A. (2004). Risks for the Long Run: A Potential Resolution of Asset Pricing Puzzles. *The Journal of Finance*, *59*(4), 1481-1509.
<https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2004.00670.x>
- Banz, R. W. (1981). The relationship between return and market value of common stocks. *Journal of Financial Economics*, *9*(1), 3-18.
[https://doi.org/10.1016/0304-405X\(81\)90018-0](https://doi.org/10.1016/0304-405X(81)90018-0)
- Barro, R. J. (2006). Rare disasters and asset markets in the twentieth century. *The Quarterly Journal of Economics*, *121*(3), 823-866.
<https://doi.org/10.1162/qjec.121.3.823>
- Barsky, R. B., & De Long, J. B. (1993). Why does the stock market fluctuate? *The Quarterly Journal of Economics*, *108*(2), 291-311.
<https://doi.org/10.2307/2118333>
- Basu, S. (1983). The relationship between earnings' yield, market value and return for NYSE common stocks: Further evidence. *Journal of Financial Economics*, *12*(1), 129-156. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(83\)90031-4](https://doi.org/10.1016/0304-405X(83)90031-4)

- BEA. (2019). Concepts and Methods of the U.S. National Income and Product Accounts. *NIPA Handbook*.
- Beetsma, R., & Uhlig, H. (1999). An analysis of the Stability and Growth Pact. *The Economic Journal*, 109(458), 546-571. <https://doi.org/10.1111/1468-0297.00462>
- Benartzi, S., & Thaler, R. H. (1995). Myopic loss aversion and the equity premium puzzle. *The Quarterly Journal of Economics*, 110(1), 73-92. <https://doi.org/10.2307/2118511>
- Bernanke, B. S. (1983). Irreversibility, Uncertainty, and Cyclical Investment. *The Quarterly Journal of Economics*, 98(1), 85-106. <https://doi.org/10.2307/1885568>
- Bidder, R., & Dew-Becker, I. (2016). Long-run risk is the worst-case scenario. *American Economic Review*, 106(9), 2494-2527. <https://doi.org/10.1257/aer.20150585>
- Black, F., Jensen, M. C., & Scholes, M. (1972). The capital asset pricing model: Some empirical tests. <https://ssrn.com/abstract=908569>
- Black, F., & Litterman, R. (1992). Global portfolio optimization. *Financial analysts journal*, 48(5), 28-43. <https://doi.org/10.2469/faj.v48.n5.28>
- Bloom, N. (2009). The Impact of Uncertainty Shocks. *Econometrica*, 77(3), 623-685. <https://doi.org/10.3982/ECTA6248>
- Boguth, O., & Kuehn, L. A. (2013). Consumption volatility risk. *The Journal of Finance*, 68(6), 2589-2615. <https://doi.org/10.1111/jofi.12058>
- Bond, S., Guo, H., & Yang, C. (2022). Systematic Mispricing: Evidence from Real Estate Markets. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 1-33. <https://doi.org/10.1007/s11146-021-09883-9>
- Borup, D., & Schütte, E. C. M. (2021). Asset pricing with data revisions. *Journal of Financial Markets*, 59, 1006-1020. <https://doi.org/10.1016/j.finmar.2021.100620>
- Bouman, S., & Jacobsen, B. (2002). The Halloween indicator, "Sell in May and go away": Another puzzle. *American Economic Review*, 92(5), 1618-1635. <https://doi.org/10.1257/000282802762024683>

- Brainard, W. C., Nelson, W. R., & Shapiro, M. D. (1991). The consumption beta explains expected returns at long horizons. *Manuscript, Economics Department, Yale University*.
- Braun, R. A., & Evans, C. L. (1995). Seasonality and equilibrium business cycle theories. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 19(3), 503-531. [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(93\)00792-3](https://doi.org/10.1016/0165-1889(93)00792-3)
- Breeden, D. T. (1979). An Intertemporal Asset Pricing Model with Stochastic Consumption and Investment Opportunities. *Journal of Financial Economics*, 7(3), 265-296. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(79\)90016-3](https://doi.org/10.1016/0304-405X(79)90016-3)
- Breeden, D. T., Gibbons, M. R., & Litzenberger, R. H. (1989). Empirical tests of the consumption-oriented CAPM. *The Journal of Finance*, 44(2), 231-262. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1989.tb05056.x>
- Breeden, D. T., & Litzenberger, R. H. (1978). Prices of state-contingent claims implicit in option prices. *Journal of Business*, 621-651. <https://www.jstor.org/stable/2352653>
- Brenner, M., & Izhakian, Y. (2018). Asset pricing and ambiguity: Empirical evidence. *Journal of Financial Economics*, 130(3), 503-531. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2018.07.007>
- Campbell, J. Y. (1996). Understanding risk and return. *Journal of Political Economy*, 104(2), 298-345. <https://doi.org/10.1086/262026>
- Campbell, J. Y. (1999). Asset prices, consumption, and the business cycle. *Handbook of macroeconomics*, 1, 1231-1303. [https://doi.org/10.1016/S1574-0048\(99\)10032-6](https://doi.org/10.1016/S1574-0048(99)10032-6)
- Campbell, J. Y. (2003). Consumption-based asset pricing. In G. M. Constantinides, M. Harris, & R. M. Stulz (Eds.), *Handbook of the Economics of Finance* (1 ed., Vol. 1, Part 2, pp. 803-887). Elsevier. [https://doi.org/10.1016/S1574-0102\(03\)01022-7](https://doi.org/10.1016/S1574-0102(03)01022-7)
- Campbell, J. Y. (2018). *Financial Decisions and Markets: A Course in Asset Pricing*. Princeton University Press.

- Campbell, J. Y., & Cochrane, J. H. (1999). By Force of Habit: A Consumption-Based Explanation of Aggregate Stock Market Behavior. *Journal of Political Economy*, 107(2), 205-251. <https://doi.org/10.1086/250059>
- Campbell, J. Y., & Shiller, R. J. (1988). The Dividend-Price Ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factors. *The Review of Financial Studies*, 1(3), 195-228. <https://doi.org/10.1093/rfs/1.3.195>
- Campbell, J. Y., & Vuolteenaho, T. (2004). Bad beta, good beta. *American Economic Review*, 94(5), 1249-1275. <https://doi.org/10.1257/0002828043052240>
- Carhart, M. M. (1997). On Persistence in Mutual Fund Performance. *The Journal of Finance*, 52(1), 57-82. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1997.tb03808.x>
- Chakravarty, S., & Roy, J. (2009). Recursive expected utility and the separation of attitudes towards risk and ambiguity: an experimental study. *Theory and Decision*, 66(3), 199-228. <https://doi.org/10.1007/s11238-008-9112-4>
- Chan, K. C., & Chen, N. F. (1991). Structural and return characteristics of small and large firms. *The Journal of Finance*, 46(4), 1467-1484. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1991.tb04626.x>
- Chapman, D. A. (1997). Approximating the asset pricing kernel. *The Journal of Finance*, 52(4), 1383-1410. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1997.tb01114.x>
- Chapman, D. A. (1998). Habit formation and aggregate consumption. *Econometrica*, 66(5), 1223-1230. <https://doi.org/10.2307/2999635>
- Chen, Q.-A., Li, H., Lin, J., & Yan, Y. (2022). Asset pricing with two types of heterogeneous consumption volatilities in mind: Evidence from China. *Pacific-Basin Finance Journal*, 101890. <https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2022.101890>
- Chew, S. H. (1983). A generalization of the quasilinear mean with applications to the measurement of income inequality and decision theory resolving the Allais paradox. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1065-1092. <https://doi.org/10.2307/1912052>
- Chew, S. H. (1989). Axiomatic utility theories with the betweenness property. *Annals of operations Research*, 19(1), 273-298. <https://doi.org/10.1007/BF02283525>

- Christoffersen, P., Ghysels, E., & Swanson, N. R. (2002). Let's get “real” about using economic data. *Journal of Empirical Finance*, 9(3), 343-360.
[https://doi.org/10.1016/S0927-5398\(01\)00059-7](https://doi.org/10.1016/S0927-5398(01)00059-7)
- Cochrane, J. H. (1996). A Cross-Sectional Test of an Investment-Based Asset Pricing Model. *Journal of Political Economy*, 104(3), 572-621.
<https://doi.org/10.1086/262034>
- Cochrane, J. H. (2001). A resurrection of the stochastic discount factor/GMM methodology. *NBER Working Paper No*, 8533.
- Cochrane, J. H. (2005). *Asset Pricing (revised edition)*. Princeton University Press.
- Connor, G., & Korajczyk, R. A. (1989). An intertemporal equilibrium beta pricing model. *The Review of Financial Studies*, 2(3), 373-392.
<https://doi.org/10.1093/rfs/2.3.373>
- Constantinides, G. M. (1990). Habit Formation: A Resolution of the Equity Premium Puzzle. *Journal of Political Economy*, 98(3), 519-543.
<https://doi.org/10.1086/261693>
- Constantinides, G. M., & Duffie, D. (1996). Asset pricing with heterogeneous consumers. *Journal of Political Economy*, 104(2), 219-240.
<https://doi.org/10.1086/262023>
- Cornell, B. (1999). Risk, duration, and capital budgeting: New evidence on some old questions. *The Journal of Business*, 72(2), 183-200.
<https://doi.org/10.1086/209609>
- Cornell, B. (2000). Equity duration, growth options, and asset pricing. *The Journal of Portfolio Management*, 26(3), 105-111.
<https://doi.org/10.3905/jpm.2000.319725>
- Cox, J. C., Ingersoll Jr, J. E., & Ross, S. A. (2005). A theory of the term structure of interest rates. In *Theory of valuation* (pp. 129-164). World Scientific.
https://doi.org/10.1142/9789812701022_0005
- Croushore, D. (2011). Frontiers of real-time data analysis. *Journal of Economic Literature*, 49(1), 72-100. <https://doi.org/10.1257/jel.49.1.72>

- Da, Z. (2009). Cash flow, consumption risk, and the cross-section of stock returns. *The Journal of Finance*, 64(2), 923-956. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2009.01453.x>
- Daniel, K., & Titman, S. (1997). Evidence on the characteristics of cross sectional variation in stock returns. *The Journal of Finance*, 52(1), 1-33. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1997.tb03806.x>
- Darrat, A. F., Li, B., & Park, J. C. (2011). Consumption-based CAPM models: International evidence. *Journal of Banking & Finance*, 35(8), 2148-2157. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2011.01.008>
- De Bondt, W. F., & Thaler, R. (1985). Does the stock market overreact? *The Journal of Finance*, 40(3), 793-805. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1985.tb05004.x>
- De Soto, J. H. (2009). *Dinero, crédito bancario y ciclos económicos*. Unión editorial.
- Deaton, A. (1992). *Understanding consumption*. Oxford University Press.
- Deaton, A., & Muellbauer, J. (1980). *Economics and consumer behavior*. Cambridge university press.
- Dechow, P. M., Sloan, R. G., & Soliman, M. T. (2004). Implied equity duration: A new measure of equity risk. *Review of Accounting Studies*, 9(2), 197-228. <https://doi.org/10.1023/B:RAST.0000028186.44328.3f>
- Dekel, E. (1986). An axiomatic characterization of preferences under uncertainty: Weakening the independence axiom. *Journal of Economic Theory*, 40(2), 304-318. [https://doi.org/10.1016/0022-0531\(86\)90076-1](https://doi.org/10.1016/0022-0531(86)90076-1)
- Dew-Becker, I., Giglio, S., & Kelly, B. (2021). Hedging macroeconomic and financial uncertainty and volatility. *Journal of Financial Economics*, 142(1), 23-45. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2021.05.053>
- Dlugosch, D., & Wang, M. (2022). Ambiguity, ambiguity aversion and foreign bias: New evidence from international panel data. *Journal of Banking & Finance*, 140, 106509. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2022.106509>
- Du, N., & Budescu, D. V. (2005). The effects of imprecise probabilities and outcomes in evaluating investment options. *Management Science*, 51(12), 1791-1803. <https://doi.org/10.1287/mnsc.1050.0428>

- Duffie, D. (2010a). *Dynamic asset pricing theory*. Princeton University Press.
- Duffie, D. (2010b). Presidential Address: Asset Price Dynamics with Slow-Moving Capital. *The Journal of Finance*, 65(4), 1237-1267.
<https://doi.org/https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2010.01569.x>
- Dunn, K. B., & Singleton, K. J. (1986). Modeling the term structure of interest rates under non-separable utility and durability of goods. *Journal of Financial Economics*, 17(1), 27-55. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(86\)90005-X](https://doi.org/10.1016/0304-405X(86)90005-X)
- Eichenbaum, M., & Hansen, L. P. (1990). Estimating models with intertemporal substitution using aggregate time series data. *Journal of Business & Economic Statistics*, 8(1), 53-69. <https://doi.org/10.1080/07350015.1990.10509777>
- Ellsberg, D. (1961). Risk, ambiguity, and the Savage axioms. *The Quarterly Journal of Economics*, 643-669. <https://doi.org/10.2307/1884324>
- Engsted, T. (2016). Fama on bubbles. *Journal of Economic Surveys*, 30(2), 370-376.
<https://doi.org/10.1111/joes.12104>
- Engsted, T., Hviid, S. J., & Pedersen, T. Q. (2016). Explosive bubbles in house prices? Evidence from the OECD countries. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 40, 14-25. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2015.07.006>
- Engsted, T., Hyde, S., & Møller, S. V. (2010). Habit formation, surplus consumption and return predictability: International evidence. *Journal of International Money and Finance*, 29(7), 1237-1255. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2010.03.004>
- Engsted, T., & Pedersen, T. Q. (2015). Predicting returns and rent growth in the housing market using the rent-price ratio: Evidence from the OECD countries. *Journal of International Money and Finance*, 53, 257-275.
<https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2015.02.001>
- Epstein, L. G., & Wang, T. (2004). Intertemporal asset pricing under Knightian uncertainty. In *Uncertainty in Economic Theory* (pp. 445-487). Routledge.
- Epstein, L. G., & Zin, S. E. (1989). Substitution, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns: A Theoretical Framework. *Econometrica*, 57(4), 937-969. <https://doi.org/10.2307/1913778>

- Epstein, L. G., & Zin, S. E. (1990). 'First-order' risk aversion and the equity premium puzzle. *Journal of Monetary Economics*, 26(3), 387-407.
[https://doi.org/10.1016/0304-3932\(90\)90004-N](https://doi.org/10.1016/0304-3932(90)90004-N)
- Epstein, L. G., & Zin, S. E. (1991). Substitution, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns: An Empirical Analysis. *Journal of Political Economy*, 99(2), 263-286. <https://doi.org/10.1086/261750>
- Epstein, L. G., & Zin, S. E. (2001). The independence axiom and asset returns. *Journal of Empirical Finance*, 8(5), 537-572. [https://doi.org/10.1016/S0927-5398\(01\)00039-1](https://doi.org/10.1016/S0927-5398(01)00039-1)
- Eraker, B. (2021). The volatility premium. *The Quarterly Journal of Finance*, 11(03), 2150014. <https://doi.org/10.1142/S2010139221500142>
- Fama, E., & MacBeth, J. D. (1973). Risk, return, and equilibrium: Empirical tests. *Journal of Political Economy*, 81(3), 607-636. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(93\)90023-5](https://doi.org/10.1016/0304-405X(93)90023-5)
- Fama, E. F. (2014). Two pillars of asset pricing. *American Economic Review*, 104(6), 1467-1485. <https://doi.org/10.1257/aer.104.6.1467>
- Fama, E. F., & French, K. R. (1993). Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds. *Journal of Financial Economics*, 33(1), 3-56.
[https://doi.org/10.1016/0304-405X\(93\)90023-5](https://doi.org/10.1016/0304-405X(93)90023-5)
- Fama, E. F., & French, K. R. (1995). Size and book-to-market factors in earnings and returns. *The Journal of Finance*, 50(1), 131-155. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1995.tb05169.x>
- Fama, E. F., & French, K. R. (1996). Multifactor explanations of asset pricing anomalies. *The Journal of Finance*, 51(1), 55-84. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1996.tb05202.x>
- Fama, E. F., & French, K. R. (1997). Industry costs of equity. *Journal of Financial Economics*, 43(2), 153-193. [https://doi.org/10.1016/S0304-405X\(96\)00896-3](https://doi.org/10.1016/S0304-405X(96)00896-3)
- Fama, E. F., & French, K. R. (2002). The equity premium. *The Journal of Finance*, 57(2), 637-659. <https://doi.org/10.1111/1540-6261.00437>

- Fama, E. F., & French, K. R. (2015). A Five-Factor Asset Pricing Model. *Journal of Financial Economics*, 116(1), 1-22.
<https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2014.10.010>
- Fama, E. F., & French, K. R. (2016). Dissecting anomalies with a five-factor model. *The Review of Financial Studies*, 29(1), 69-103.
<https://doi.org/10.1093/rfs/hhv043>
- Ferson, W., Nallareddy, S., & Xie, B. (2013). The “out-of-sample” performance of long run risk models. *Journal of Financial Economics*, 107(3), 537-556.
<https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2012.09.006>
- Ferson, W. E., & Constantinides, G. M. (1991). Habit persistence and durability in aggregate consumption: Empirical tests. *Journal of Financial Economics*, 29(2), 199-240. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(91\)90002-2](https://doi.org/10.1016/0304-405X(91)90002-2)
- French, K. R. (2023). *Kenneth R. French Data*.
<http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/index.html>
- Gali, J., & Monacelli, T. (2008). Optimal monetary and fiscal policy in a currency union. *Journal of International Economics*, 76(1), 116-132.
<https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2008.02.007>
- Garcia, R., Renault, E., & Semenov, A. (2006). Disentangling risk aversion and intertemporal substitution through a reference level. *Finance Research Letters*, 3(3), 181-193. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2006.03.008>
- Gârleanu, N., & Panageas, S. (2015). Young, old, conservative, and bold: The implications of heterogeneity and finite lives for asset pricing. *Journal of Political Economy*, 123(3), 670-685. <https://doi.org/10.1086/680996>
- Geweke, J. F., & Singleton, K. J. (1981). Latent variable models for time series: A frequency domain approach with an application to the permanent income hypothesis. *Journal of Econometrics*, 17(3), 287-304.
[https://doi.org/10.1016/0304-4076\(81\)90003-8](https://doi.org/10.1016/0304-4076(81)90003-8)
- Gibbons, M., Ross, S., & Shanken, J. (1989). A Test of Efficiency of a Given Portfolio. *Econometrica*, 57, 1121-1152. <https://doi.org/10.2307/1913625>

- Gibbons, M. R. (1982). Multivariate tests of financial models: A new approach. *Journal of Financial Economics*, 10(1), 3-27. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(82\)90028-9](https://doi.org/10.1016/0304-405X(82)90028-9)
- Gilboa, I., & Schmeidler, D. (2004). Maxmin expected utility with non-unique prior. In *Uncertainty in economic theory* (pp. 141-151). Routledge.
- Griffin, J. M., Kelly, P., & Nardari, F. (2010). Do Market Efficiency Measures Yield Correct Inferences? A Comparison of Developed and Emerging Markets. *Review of Financial Studies*, 23(8), 3225-3277. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhq044>
- Guvenen, F. (2009). A Parsimonious Macroeconomic Model for Asset Pricing. *Econometrica*, 77(6), 1711-1750. <https://doi.org/10.3982/ECTA6658>
- Halevy, Y. (2007). Ellsberg revisited: An experimental study. *Econometrica*, 75(2), 503-536. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0262.2006.00755.x>
- Hall, R. E. (1988). Intertemporal substitution in consumption. *Journal of Political Economy*, 96(2), 339-357. <https://doi.org/10.1086/261539>
- Hansen, L. P. (1982). Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators. *Econometrica*, 50(4), 1029-1054. <https://doi.org/10.2307/1911873>
- Hansen, L. P. (1987). Calculating asset prices in three example economies. *Advances in Econometrics*, 4, 207-243.
- Hansen, L. P., Heaton, J., Lee, J., & Roussanov, N. (2007). Intertemporal substitution and risk aversion. *Handbook of econometrics*, 6, 3967-4056. [https://doi.org/10.1016/S1573-4412\(07\)06061-8](https://doi.org/10.1016/S1573-4412(07)06061-8)
- Hansen, L. P., Heaton, J. C., & Li, N. (2008). Consumption strikes back? Measuring long-run risk. *Journal of Political Economy*, 116(2), 260-302. <https://doi.org/10.1086/588200>
- Hansen, L. P., & Hodrick, R. J. (1980). Forward Exchange Rates as Optimal Predictors of Future Spot Rates: An Econometric Analysis. *Journal of Political Economy*, 88(5), 829--853. <https://doi.org/10.1086/260910>
- Hansen, L. P., & Jagannathan, R. (1991). Implications of Security Market Data for Models of Dynamic Economies. *Journal of Political Economy*, 99(2), 225-262. <https://doi.org/10.1086/261749>

- Hansen, L. P., & Jagannathan, R. (1997). Assessing Specification Errors in Stochastic Discount Factor Models. *The Journal of Finance*, 52(2), 557-590.
<https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1997.tb04813.x>
- Hansen, L. P., & Sargent, T. J. (2011). 14. Risk sensitivity, model uncertainty, and asset pricing. In *Robustness* (pp. 307-326). Princeton University Press.
<https://doi.org/10.1515/9781400829385-016>
- Hansen, L. P., & Singleton, K. J. (1982). Generalized instrumental variables estimation of nonlinear rational expectations models. *Econometrica*, 1269-1286.
<https://doi.org/doi.org/1911873>
- Harvey, A. C. (1990). *The econometric analysis of time series*. Mit Press.
- Heaton, J. (1995). An empirical investigation of asset pricing with temporally dependent preference specifications. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 681-717. <https://doi.org/10.2307/2171913>
- Herron, R., & Izhakian, Y. Y. (2018). Ambiguity, risk, and payout policy. *Risk, and Payout Policy (March 13, 2018)*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2980600>
- Hou, K., Xue, C., & Zhang, L. (2014). Digesting Anomalies: An Investment Approach. *The Review of Financial Studies*, 28(3), 650-705.
<https://doi.org/10.1093/rfs/hhu068>
- Jagannathan, R., & Viswanathan, S. (1988). Linear factor pricing, term structure of interest rates and the small firm anomaly. In *Working Paper 57*. Department of Finance, Northwestern University Totowa, NJ.
- Jagannathan, R., & Wang, Y. (2007). Lazy Investors, Discretionary Consumption, and the Cross-Section of Stock Returns. *Journal of Finance*, 62(4), 1623-1661.
<https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2007.01253.x>
- Jagannathan, R., & Wang, Z. (2000). *Efficiency of the stochastic discount factor method for estimating risk premium*.
- 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.
<https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1993.tb04702.x>

- Johnsen, T. H., & Donaldson, J. B. (1985). The structure of intertemporal preferences under uncertainty and time consistent plans. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1451-1458. <https://doi.org/10.2307/1913219>
- Judd, K. L. (1998). *Numerical methods in economics*. MIT press.
- Jurado, K., Ludvigson, S. C., & Ng, S. (2015). Measuring uncertainty. *American Economic Review*, 105(3), 1177-1216. <https://doi.org/10.1257/aer.20131193>
- Kahle, K. M., & Stulz, R. M. (2013). Access to capital, investment, and the financial crisis. *Journal of Financial Economics*, 110(2), 280-299. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2013.02.014>
- Kandel, S., & Stambaugh, R. F. (1991). Asset returns and intertemporal preferences. *Journal of Monetary Economics*, 27(1), 39-71. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(91\)90004-8](https://doi.org/10.1016/0304-3932(91)90004-8)
- Kandel, S., & Stambaugh, R. F. (1995). Portfolio Inefficiency and the Cross-section of Expected Returns. *The Journal of Finance*, 50(1), 157-184. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1995.tb05170.x>
- Klibanoff, P., Marinacci, M., & Mukerji, S. (2005). A smooth model of decision making under ambiguity. *Econometrica*, 73(6), 1849-1892. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0262.2005.00640.x>
- Knight, F. H. (1921). Cost of production and price over long and short periods. *Journal of Political Economy*, 29(4), 304-335. <https://www.journals.uchicago.edu/doi/abs/10.1086/253349>
- Kocherlakota, N. R. (1990). On the 'discount' factor in growth economies. *Journal of Monetary Economics*, 25(1), 43-47. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(90\)90043-4](https://doi.org/10.1016/0304-3932(90)90043-4)
- Kocherlakota, N. R. (1996). The equity premium: It's still a puzzle. *Journal of Economic Literature*, 34(1), 42-71. <https://www.jstor.org/stable/2729409>
- Koh, W. H. (2017). The impact of uncertainty shocks on the cross-section of returns. *KAIST College of Business Working Paper Series*(2017-001). <https://doi.org/10.2139/ssrn.2897968>

- Koopmans, T. C. (1960). Stationary ordinal utility and impatience. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 287-309. <https://doi.org/10.2307/1907722>
- Kreps, D. M., & Porteus, E. L. (1978). Temporal Resolution of Uncertainty and Dynamic Choice Theory. *Econometrica*, 46(1), 185-200. <https://doi.org/10.2307/1913656>
- Krishnamurthy, A. (2010). How debt markets have malfunctioned in the crisis. *Journal of Economic Perspectives*, 24(1), 3-28. <https://doi.org/10.1257/jep.24.1.3>
- Kroencke, T. A. (2017). Asset pricing without garbage. *The Journal of Finance*, 72(1), 47-98. <https://doi.org/10.1111/jofi.12438>
- Lago-Balsalobre, R., Rojo-Suárez, J., & Alonso-Conde, A. B. (2023). Cross-sectional implications of dynamic asset pricing with stochastic volatility and ambiguity aversion. *The North American Journal of Economics and Finance*, 66, 101909. <https://doi.org/10.1016/j.najef.2023.101909>
- Lakonishok, J., Shleifer, A., & Vishny, R. W. (1994). Contrarian investment, extrapolation, and risk. *The Journal of Finance*, 49(5), 1541-1578. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1994.tb04772.x>
- Lane, P. R. (2012). The European sovereign debt crisis. *Journal of Economic Perspectives*, 26(3), 49-68. <https://doi.org/10.1257/jep.26.3.49>
- Leahy, J. V., & Whited, T. (1995). The effect of uncertainty on investment: Some stylized facts. <https://doi.org/10.3386/w4986>
- Lettau, M. (2002). Idiosyncratic risk and volatility bounds, or Can models with idiosyncratic risk solve the equity premium puzzle? *The Review of Economics and Statistics*, 84(2), 376-380. <https://www.jstor.org/stable/3211785>
- Lettau, M., & Ludvigson, S. (2001). Resurrecting the (C)CAPM: A Cross-Sectional Test When Risk Premia Are Time-Varying. *Journal of Political Economy*, 109(6), 1238-1287. <https://doi.org/https://doi.org/10.1086/323282>
- Lettau, M., & Ludvigson, S. C. (2010). Measuring and modeling variation in the risk-return trade-off. *Handbook of financial econometrics: Tools and techniques*, 617-690. <https://doi.org/10.1016/B978-0-444-50897-3.50014-6>

- Lettau, M., & Wachter, J. A. (2011). The term structures of equity and interest rates. *Journal of Financial Economics*, 101(1), 90-113.
<https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2011.02.014>
- Lewellen, J., Nagel, S., & Shanken, J. (2010). A Skeptical Appraisal of Asset Pricing Tests. *Journal of Financial Economics*, 96(2), 175-194.
<https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2009.09.001>
- Lewis, K. K. (1995). Puzzles in international financial markets. *Handbook of international economics*, 3, 1913-1971. [https://doi.org/10.1016/S1573-4404\(05\)80017-6](https://doi.org/10.1016/S1573-4404(05)80017-6)
- Lintner, J. (1965a). Security Prices, Risk, and Maximal Gains from Diversification. *The Journal of Finance*, 20(4), 587-615. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1965.tb02930.x>
- Lintner, J. (1965b). The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets. *The Review of Economics and Statistics*, 47(1), 13-37. <https://doi.org/10.2307/1924119>
- Liu, Y., & Matthies, B. (2022). Long-Run Risk: Is It There? *The Journal of Finance*, 77(3), 1587-1633. <https://doi.org/10.1111/jofi.13126>
- Ljungqvist, L., & Uhlig, H. (1999). On consumption bunching under Campbell-Cochrane habit formation. *Stockholm School of Economics and Tilburg University*.
- Llamas, M. (2010). La ley de peel y el sistema financiero. *Procesos de Mercado*, 7(2), 358.
- Lucas, R., E. (1978). Asset Prices in an Exchange Economy. *Econometrica*, 46(6), 1429-1445. <https://doi.org/10.2307/1913837>
- Lustig, H., & Van Nieuwerburgh, S. (2005). Housing Collateral, Consumption Insurance, and Risk Premia: An Empirical Perspective. *The Journal of Finance*, 60(3), 1167-1219. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2005.00759.x>
- MacKinlay, A. C., & Richardson, M. P. (1991). Using generalized method of moments to test mean-variance efficiency. *The Journal of Finance*, 46(2), 511-527.
<https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1991.tb02672.x>

- Mankiw, N. G., Runkle, D. E., & Shapiro, M. D. (1984). Are preliminary announcements of the money stock rational forecasts? *Journal of Monetary Economics*, 14(1), 15-27. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(84\)90024-2](https://doi.org/10.1016/0304-3932(84)90024-2)
- Mankiw, N. G., & Shapiro, M. D. (1986). News or noise? An analysis of GNP revisions. *National Bureau of Economic Research*, 1939. https://www.nber.org/system/files/working_papers/w1939/w1939.pdf
- Markowitz, H. M. (1952). Portfolio selection. *Journal of Finance*, 7(1), 71-91.
- Martin, A., García, V., & Arilla, M. (2010). Crisis Económicas a lo Largo de la Historia. *Cuadernos de Formación. Colaboración*, 5(11).
- Martin, A., & Ventura, J. (2012). Economic Growth with Bubbles. *American Economic Review*, 102(6), 3033-3058. <https://doi.org/10.1257/aer.102.6.3033>
- McGrattan, E., & Prescott, E. (2005). Taxes, Regulations, and the Value of U.S. and U.K. Corporations. *Review of Economic Studies*, 72(3), 767-796. <https://doi.org/10.1111/j.1467-937X.2005.00351.x>
- McGrattan, E. R., & Prescott, E. C. (2003). Average debt and equity returns: Puzzling? *American Economic Review*, 93(2), 392-397. <https://doi.org/10.1257/000282803321947407>
- Mehra, R. (2008). *Handbook of the Equity Risk Premium*. Elsevier. <https://doi.org/10.1016/B978-0-444-50899-7.X5001-5>
- Mehra, R., & Prescott, E. C. (1985). The equity premium: A puzzle. *Journal of Monetary Economics*, 15(2), 145-161. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(85\)90061-3](https://doi.org/10.1016/0304-3932(85)90061-3)
- Mehra, R., & Prescott, E. C. (1988). The equity risk premium: A solution? *Journal of Monetary Economics*, 22(1), 133-136. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(88\)90173-0](https://doi.org/10.1016/0304-3932(88)90173-0)
- Melino, A., & Yang, A. (2003). State Dependent Preferences Can Explain the Equity Premium Puzzle. *Review of Economic Dynamics*, 6, 806-830. [https://doi.org/https://doi.org/10.1016/S1094-2025\(03\)00046-2](https://doi.org/https://doi.org/10.1016/S1094-2025(03)00046-2)
- Merton, R. C. (1973). An intertemporal capital asset pricing model. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 867-887. <https://doi.org/10.2307/1913811>

- Miron, J. A., & Beaulieu, J. (1995). What have macroeconomists learned about business cycles from the study of seasonal cycles? <https://doi.org/10.3386/w5258>
- Newey, W. K., & West, K. D. (1987). Hypothesis testing with efficient method of moments estimation. *International Economic Review*, 777-787. <https://doi.org/10.2307/2526578>
- Novy-Marx, R. (2013). The other side of value: The gross profitability premium. *Journal of Financial Economics*, 108(1), 1-28. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2013.01.003>
- OECD. (2023). <https://stats.oecd.org/#>
- Ogaki, M., & Reinhart, C. M. (1998). Measuring intertemporal substitution: The role of durable goods. *Journal of Political Economy*, 106(5), 1078-1098. <https://doi.org/10.1086/250040>
- Osička, J., & Černoch, F. (2022). European energy politics after Ukraine: The road ahead. *Energy Research & Social Science*, 91, 102757. <https://doi.org/10.1016/j.erss.2022.102757>
- Parker, J., A., & Julliard, C. (2005). Consumption Risk and the Cross Section of Expected Returns. *Journal of Political Economy*, 113(1), 185-222. <https://doi.org/10.1086/426042>
- Piazzesi, M., Schneider, M., & Tuzel, S. (2007). Housing, consumption and asset pricing. *Journal of Financial Economics*, 83(3), 531-569. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2006.01.006>
- Pohl, W., Schmedders, K., & Wilms, O. (2021). Asset pricing with heterogeneous agents and long-run risk. *Journal of Financial Economics*, 140(3), 941-964. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2021.01.005>
- Pollak, R. A. (1970). Habit formation and dynamic demand functions. *Journal of Political Economy*, 78(4, Part 1), 745-763. <https://doi.org/10.1086/259667>
- Pujawan, I. N., & Bah, A. U. (2022). Supply chains under COVID-19 disruptions: literature review and research agenda. *Supply Chain Forum: An International Journal*, 23(1), 81-95. <https://doi.org/10.1080/16258312.2021.1932568>

- Restoy, F., & Weil, P. (2011). Approximate Equilibrium Asset Prices. *Review of Finance*, 15(1), 1-28. <https://doi.org/10.1093/rof/rfq015>
- Rietz, T. A. (1988). The equity risk premium a solution. *Journal of Monetary Economics*, 22(1), 117-131. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(88\)90172-9](https://doi.org/10.1016/0304-3932(88)90172-9)
- Roh, T.-Y., Lee, C., & Min, B.-K. (2019). Consumption Growth Predictability and Asset Prices. *Journal of Empirical Finance*, 51, 95-118. <https://doi.org/10.1016/j.jempfin.2019.02.001>
- Royo-Suárez, J., & Alonso-Conde, A. B. (2006). Ajuste del valor de Empresas de componente tecnológico mediante opciones reales. *Spanish Journal of Finance and Accounting/Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 35(132), 859-884. <https://doi.org/10.1080/02102412.2006.10779609>
- Royo-Suárez, J., Alonso-Conde, A. B., & Ferrero-Pozo, R. (2020). European equity markets: Who is the truly representative investor? *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 75, 325-346. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2019.02.003>
- Royo-Suárez, J., Alonso-Conde, A. B., & Lago-Balsalobre, R. (2021). Industry bubbles and the cross-sectional variation of expected consumption growth. *International Review of Finance*, 21(3), 1047-1055. <https://doi.org/10.1111/irfi.12301>
- Roll, R., & Ross, S. A. (1980). An empirical investigation of the Arbitrage Pricing Theory. *The Journal of Finance*, 35(5), 1073-1103. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1980.tb02197.x>
- Ross, S. A. (1978). A simple approach to the valuation of risky streams. *Journal of Business*, 51(3), 453-475. <https://doi.org/https://doi.org/10.1086/296008>
- Rubinstein, M. (1976). The valuation of uncertain income streams and the pricing of options. *The Bell Journal of Economics*, 407-425. <https://doi.org/10.2307/3003264>
- Rudebusch, G. D., & Swanson, E. T. (2008). Examining the bond premium puzzle with a DSGE model. *Journal of Monetary Economics*, 55, S111-S126. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2008.07.007>
- Ryder Jr, H. E., & Heal, G. M. (1973). Optimal growth with intertemporally dependent preferences. *The Review of Economic Studies*, 40(1), 1-31. <https://doi.org/10.2307/2296736>

- Savov, A. (2011). Asset pricing with garbage. *The Journal of Finance*, 66(1), 177-201.
<https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2010.01629.x>
- Shambaugh, J. C., Reis, R., & Rey, H. (2012). The euro's three crises [with comments and discussion]. *Brookings Papers on Economic Activity*, 157-231.
<https://www.jstor.org/stable/23287217>
- Shanken, J. (1992). On the estimation of beta-pricing models. *Review of Financial Studies*, 5(1), 1-33. <https://doi.org/10.1093/rfs/5.1.1>
- Sharpe, W. F. (1963). A simplified model for portfolio analysis. *Management Science*, 9(2), 277-293. <https://doi.org/10.1287/mnsc.9.2.277>
- Sharpe, W. F. (1964). Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk. *The Journal of Finance*, 19(3), 425-442.
<https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1964.tb02865.x>
- Shiller, R. J. (1982). Consumption, asset markets and macroeconomic fluctuations. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 17, 203-238.
[https://doi.org/10.1016/0167-2231\(82\)90046-X](https://doi.org/10.1016/0167-2231(82)90046-X)
- Shiller, R. J. (2007). Understanding recent trends in house prices and home ownership.
<https://doi.org/10.3386/w13553>
- Shiller, R. J. (2023). Yale University. <http://www.econ.yale.edu/~shiller/>
- Shin, H. S. (2009). Reflections on Northern Rock: The bank run that heralded the global financial crisis. *Journal of Economic Perspectives*, 23(1), 101-119.
<https://doi.org/10.1257/jep.23.1.101>
- Siegel, J. J. (2003). Triumph of the Optimists: 101 Years of Global Investment Returns by Elroy Dimson, Paul March, and Michael Staunton, Princeton University Press, 2002. *Journal of Pension Economics & Finance*, 2(1), 91-95.
<https://doi.org/10.1515/9781400829477>
- Soriano, P., & Torró, H. (2022). The response of Brent crude oil to the European central bank monetary policy. *Finance Research Letters*, 46, 102353.
<https://doi.org/10.1016/j.frl.2021.102353>
- Su, Z., Liu, P., & Fang, T. (2022). Uncertainty matters in US financial information spillovers: Evidence from a directed acyclic graph approach. *The Quarterly*

Review of Economics and Finance, 84, 229-242.

<https://doi.org/10.1016/j.qref.2022.01.007>

Sundaresan, S. M. (1989). Intertemporally dependent preferences and the volatility of consumption and wealth. *Review of Financial Studies*, 2(1), 73-89.

<https://doi.org/10.1093/rfs/2.1.73>

Telmer, C. I. (1993). Asset-pricing puzzles and incomplete markets. *The Journal of Finance*, 48(5), 1803-1832. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1993.tb05129.x>

Treynor, J. L., & Black, F. (1973). How to use security analysis to improve portfolio selection. *The Journal of Business*, 46(1), 66-86.

<https://www.jstor.org/stable/2351280>

Vissing-Jørgensen, A., & Attanasio, O. P. (2003). Stock-market participation, intertemporal substitution, and risk-aversion. *American Economic Review*, 93(2), 383-391. <https://doi.org/10.1257/000282803321947399>

Wang, B. (2022). Ambiguity Aversion and Amplification of Financial Crisis. *Journal of Banking & Finance*, 142, 106559.

<https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2022.106559>

Weil, P. (1989). The Equity Premium Puzzle and the Risk-Free Rate Puzzle. *Journal of Monetary Economics*, 24(3), 401-421. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(89\)90028-7](https://doi.org/10.1016/0304-3932(89)90028-7)

Weitzman, M. L. (2007). Subjective expectations and asset-return puzzles. *American Economic Review*, 97(4), 1102-1130. <https://doi.org/10.1257/aer.97.4.1102>

White, H. (1980). A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 817-838. <https://doi.org/10.2307/1912934>

Williams, C. D. (2015). Asymmetric responses to earnings news: A case for ambiguity. *The Accounting Review*, 90(2), 785-817. <https://doi.org/10.2308/accr-50866>

Yogo, M. (2006). A Consumption-Based Explanation of Expected Stock Returns. *The Journal of Finance*, 61(2), 539-580. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2006.00848.x>