

UNIVERSIDAD COMPLUTENSE DE MADRID

FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y EMPRESARIALES

Departamento de Economía Aplicada III



**CONSUMO, PRECIOS DE ACTIVOS Y ECUACIONES DE
EULER**

MEMORIA PARA OPTAR AL GRADO DE DOCTOR

PRESENTADA POR

Elena Márquez de la Cruz

Bajo la dirección del doctor

Ramón Febrero Devesa

Madrid, 2002

ISBN: 84-669-2263-6

Índice General

I	Introducción	24
1	Introducción	25
II	La medición empírica de las variables y las fuentes de datos en el modelo CCAPM	31
2	Introducción	
2.1	Introducción.....	32
2.2	¿Qué necesitamos contrastar medir para contrastar el modelo CCAPM?.....	33
3	El consumo	36
3.1	Introducción.....	36
3.2	La variable consumo en el modelo teórico.....	37
3.3	Problemas relacionados con la medición del consumo.....	41
3.4	Las fuentes estadísticas en el caso español.....	44
3.4.1	Introducción.....	44
3.4.2	Datos macroeconómicos: la Contabilidad Nacional.....	44
3.4.3	Datos microeconómicos: la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares.....	48

3.4.4	Principales indicadores de consumo.....	49
3.4.5	Resumen.....	54
3.5	Desglose de los gastos de consumo por tipo: datos anuales.....	55
3.5.1	Descripción de las series utilizadas.....	55
3.5.2	Obtención de las series de consumo de bienes no duraderos y servicios y de consumo de bienes duraderos.....	60
3.6	Desglose de los datos de consumo por tipo: datos trimestrales.....	63
3.7	Indicadores de consumo: datos mensuales.....	68
3.7.1	Indicadores del consumo de bienes no duraderos y servicios.....	69
3.7.2	Indicadores del consumo de bienes duraderos.....	70
3.8	Conclusiones.....	71
4	El tipo de interés	74
4.1	El activo libre de riesgo en el modelo teórico.....	74
4.1.1	Tipos de interés nominales <i>versus</i> tipos de interés reales.....	75
4.2	Problemas relacionados con la medición del tipo de interés.....	76
4.3	La medición empírica del tipo de interés.....	77
4.3.1	Introducción.....	77
4.3.2	Series anuales.....	78
4.3.3	Series trimestrales.....	79
4.3.4	Series mensuales.....	80
5	La tasa de retorno de los activos	84
5.1	Introducción.....	84
5.2	La tasa de retorno en el modelo teórico.....	85

5.3	La medición empírica de la tasa de retorno.....	87
5.3.1	El precio de los activos financieros.....	87
5.4	Descripción de los datos disponibles.....	92
5.5	Elaboración de las series de tasas de retorno reales para el caso español.....	94
5.5.1	Series anuales.....	94
5.5.2	Series trimestrales.....	97
5.5.3	Series mensuales.....	99
5.6	Tasas de retorno y consumo.....	104
6	La estimación microeconómica de los parámetros de preferencias	110
6.1	Introducción.....	110
6.2	Los trabajos pioneros.....	112
6.3	Otros trabajos posteriores.....	114
6.4	El caso español.....	118
6.5	Conclusiones.....	120
III	La frontera de Hansen y Jagannathan: una aplicación al caso español	122
7	La frontera de Hansen y Jagannathan	123
7.1	Introducción.....	123
7.2	La cota de Hansen y Jagannathan.....	124
7.2.1	Motivación.....	124
7.2.2	Derivación de la frontera de Hansen y Jagannathan.....	125
8	La frontera de Hansen y Jagannathan para el caso español	129
8.1	Los datos.....	129
8.2	Datos anuales.....	130
8.3	Datos trimestrales.....	130
8.4	Datos mensuales.....	132

8.5	Sensibilidad de la frontera de Hansen y Jagannathan al intervalo temporal de medición de las tasas de retorno.....	132
9	Diferentes especificaciones de la función de utilidad:	
	función de utilidad intertemporalmente separable	137
9.1	Introducción.....	137
9.2	Datos anuales.....	140
9.3	Datos trimestrales.....	141
9.4	Datos mensuales.....	144
9.5	Conclusiones.....	150
10	Diferentes especificaciones de la función de utilidad:	
	función de utilidad con formación externa de hábitos	152
10.1	Introducción.....	152
	10.1.1 Diferentes tipos de consumo.....	154
10.2	Datos anuales.....	154
10.3	Datos trimestrales.....	155
10.4	Datos mensuales.....	163
10.5	Conclusiones.....	163
11	Diferentes especificaciones de la función de utilidad: función de utilidad con durabilidad o formación de hábitos en el consumo	168
11.1	Introducción.....	168
	11.1.1 Efectos del parámetro de aversión relativa al riesgo.....	171
	11.1.2 Diferentes tipos de consumo.....	173
11.2	Datos anuales.....	174
11.3	Datos trimestrales.....	179
11.4	Datos mensuales.....	181
11.5	Conclusiones.....	183

12	Diferentes especificaciones de la función de utilidad: preferencias recursivas (Epstein y Zin, 1991)	189
12.1	Introducción.....	189
12.1.1	El factor de descuento estocástico y el parámetro de aversión relativa al riesgo.....	191
12.2	Datos anuales.....	191
12.3	Datos trimestrales.....	195
12.4	Datos mensuales.....	201
12.5	Conclusiones.....	206
IV	La estimación del modelo CCAPM para la economía española	218
13	Introducción	219
14	El método generalizado de los momentos (GMM)	221
14.1	Enfoque genérico.....	221
14.2	La estimación de la matriz de covarianzas.....	223
14.3	Propiedades asintóticas del estimador GMM.....	224
14.3.1	Consistencia.....	225
14.3.2	Normalidad asintótica.....	225
14.3.3	Eficiencia.....	226
14.4	El contraste de hipótesis en el método GMM.....	226
14.4.1	Test de sobreidentificación del modelo.....	227
14.5	El método generalizado de los momentos y el modelo CCAPM.....	228
14.6	Comentarios finales.....	229
15	El caso español	231
15.1	Los datos.....	231
15.2	La estacionariedad de las series.....	233

15.3	Función de utilidad intertemporalmente separable.....	235
15.3.1	Introducción.....	235
15.3.2	La estimación del modelo.....	239
15.3.3	Resultados de la estimación.....	242
15.4	Formación externa de hábitos en el consumo.....	248
15.4.1	Introducción.....	248
15.4.2	La estimación del modelo.....	249
15.4.3	Resultados de la estimación.....	251
15.5	Hábitos y durabilidad en el consumo.....	262
15.5.1	Introducción.....	262
15.5.2	La estimación del modelo.....	263
15.5.3	Resultados de la estimación.....	266
15.6	Modelo con preferencias recursivas.....	271
15.6.1	Introducción.....	271
15.6.2	La estimación del modelo.....	273
15.6.3	Resultados de la estimación.....	275
15.7	Conclusiones.....	278
V	Conclusiones	282
16	Conclusiones	283
A	Apéndice	
	Resultados de las estimaciones del modelo CCAPM para el caso español	291
A.1	Función de utilidad intertemporalmente separable.....	291
A.2	Función de utilidad con formación externa de hábitos.	307
A.3	Función de utilidad recursiva.....	323
	Bibliografía	329

Índice de Figuras

3-1	Gasto de consumo por tipo de consumo, 1964-99 (datos anuales). Base 1986.....	62
3-2	Tasa de crecimiento del gasto de consumo por tipo de consumo, 1964-99 (datos anuales). Base 1986.....	63
3-3	Consumo de bienes duraderos y matriculación de turismos, 1970-99.....	73
4-1	Tipos de interés reales anuales: 1964-99.....	81
4-2	Tipos de interés reales trimestrales, 1970:I-2000:IV.....	81
4-3	Tipos de interés del mercado interbancario a un mes (datos anualizados), 1974:01-2000:12.....	82
4-4	Tipos de interés reales mensuales, 1980:01-2000:12.....	83
5-1	Índices general normal y total de Bolsa de Madrid, 1941-99 (datos mensuales).....	94
5-2	Índice general total de la Bolsa de Madrid por grupos de actividad, 1941-99 (datos mensuales).....	95
5-3	Evolución del IBEX35, 1987-2001 (datos mensuales).....	96
5-4	Índices generales normal y total de la Bolsa de Madrid: tasas de retorno brutas reales anuales, 1964-1999.....	97
5-5	Índice general total de la Bolsa de Madrid: tasa de retorno bruta real anual por grupos de actividad, 1964-1999.....	98

5-6	Índices generales normal y total de la Bolsa de Madrid: tasas de retorno brutas reales trimestrales, 1970-1999.....	100
5-7	Índice total de la Bolsa de Madrid por grupos: tasas de retorno brutas reales, 1970-1999 (datos trimestrales).....	101
5-8	Índices general normal y total de la Bolsa de Madrid: tasas de retorno brutas reales, 1980-1999 (datos mensuales).....	102
5-9	Índice total de la Bolsa de Madrid por grupos: tasas de retorno brutas reales, 1980-1999 (datos mensuales).....	103
7-1	Frontera de Hansen y Jagannathan.....	127
8-1	Frontera de Hansen y Jagannathan: datos anuales de diferentes tasas de retorno.....	131
8-2	Frontera de Hansen y Jagannathan: datos trimestrales de diferentes tasas de retorno.....	133
8-3	Frontera de Hansen y Jagannathan: datos mensuales de diferentes tasas de retorno.....	134
8-4	Frontera de Hansen y Jagannathan: datos anuales, trimestrales y mensuales de la tasa de retorno del IGTBM.....	135
9-1	Función de utilidad intertemporalmente separable: combinaciones media-desviación típica del factor de descuento estocástico para diferentes valores del factor de descuento subjetivo.....	139
9-2	Función de utilidad intertemporalmente separable: combinaciones media-desviación típica del factor de descuento estocástico para diferentes tipos de consumo.....	140
9-3	Función de utilidad intertemporalmente separable: datos anuales de consumo total y consumo de bienes no duraderos y servicios y tasas de retorno del IGTBM y del activo libre de riesgo.....	141

9-4	Función de utilidad intertemporalmente separable: cota de Hansen y Jagannathan para datos anuales de consumo total y de consumo de bienes no duraderos y servicios y tasas de retorno de los grupos bancos, eléctricas y alimentación.....	142
9-5	Función de utilidad intertemporalmente separable: cota de Hansen y Jagannathan para datos anuales de consumo total y de consumo de bienes no duraderos y servicios y tasas de retorno de los grupos construcción, inversión y comunicaciones.....	142
9-6	Función de utilidad intertemporalmente separable: cota de Hansen y Jagannathan para datos anuales de consumo total y de consumo de bienes no duraderos y servicios y tasas de retorno de los grupos siderometalúrgicas, químico-textil y varios.....	143
9-7	Función de utilidad intertemporalmente separable: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo total y tasas de retorno del IGTBM y del activo libre de riesgo.....	143
9-8	Función de utilidad intertemporalmente separable: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo total y tasas de retorno de los grupos bancos, eléctricas y alimentación.....	144
9-9	Función de utilidad intertemporalmente separable: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo total y tasas de retorno de los grupos construcción, inversión y comunicaciones.....	145
9-10	Función de utilidad intertemporalmente separable: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo total y tasas de retorno de los grupos siderometalúrgicas, químico-textil y varios.....	146
9-11	Función de utilidad intertemporalmente separable: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo de bienes no duraderos y servicios y tasas de retorno del IGTBM y del activo libre de riesgo.....	146

9-12	Función de utilidad intertemporalmente separable: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo de bienes no duraderos y servicios y tasas de retorno de los grupos bancos, eléctricas y alimentación.....	147
9-13	Función de utilidad intertemporalmente separable: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo de bienes no duraderos y servicios y tasas de retorno de los grupos construcción, inversión y comunicaciones.....	148
9-14	Función de utilidad intertemporalmente separable: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo de bienes no duraderos y servicios y tasas de retorno de los grupos siderometalúrgicas, químico-textil y varios.....	148
9-15	Función de utilidad intertemporalmente separable: cota de Hansen y Jagannathan para datos mensuales de consumo de gasolina y tasas de retorno del IGTBM y del activo libre de riesgo.....	149
9-16	Función de utilidad intertemporalmente separable: cota de Hansen y Jagannathan para datos mensuales de consumo de gasolina y tasas de retorno de los grupos bancos, eléctricas y alimentación.....	149
9-17	Función de utilidad intertemporalmente separable: cota de Hansen y Jagannathan para datos mensuales de consumo de gasolina y tasas de retorno de los siderometalúrgicas, químico-textil y varios.....	150
10-1	Función de utilidad con formación externa de hábitos: cota de Hansen y Jagannathan para datos anuales de consumo total, consumo de bienes no duraderos y servicios y consumo de bienes duraderos.....	155
10-2	Función de utilidad con formación externa de hábitos: cota de Hansen y Jagannathan para datos anuales de consumo total e IGTBM.....	156
10-3	Función de utilidad con formación externa de hábitos: cota de Hansen y Jagannathan para datos anuales de consumo total y tipo de interés real.....	156

10-4	Función de utilidad con formación externa de hábitos: cota de Hansen y Jagannathan para datos anuales de consumo total y tasa de retorno del grupo alimentación.....	157
10-5	Función de utilidad con formación externa de hábitos: cota de Hansen y Jagannathan para datos anuales de consumo total y tasa de retorno del grupo comunicaciones.....	157
10-6	Función de utilidad con formación externa de hábitos: cota de Hansen y Jagannathan para datos anuales de consumo total y tasa de retorno del grupo siderometalúrgicas.....	158
10-7	Función de utilidad con formación externa de hábitos: cota de Hansen y Jagannathan para datos anuales de consumo total y tasa de retorno del grupo químico-textil.....	158
10-8	Función de utilidad con formación externa de hábitos: cota de Hansen y Jagannathan para datos anuales de consumo total y tasa de retorno del grupo varios.....	159
10-9	Función de utilidad con formación externa de hábitos: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo total e IGTBM.....	159
10-10	Función de utilidad con formación externa de hábitos: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo total y tipo de interés real.....	160
10-11	Función de utilidad con formación externa de hábitos: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo total y tasa de retorno del grupo alimentación.....	160
10-12	Función de utilidad con formación externa de hábitos: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo total y tasa de retorno del grupo construcción.....	161
10-13	Función de utilidad con formación externa de hábitos: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo total y tasa de retorno del grupo comunicaciones.....	161

10-14	Función de utilidad con formación externa de hábitos: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo total y tasa de retorno del grupo siderometalúrgicas.....	162
10-15	Función de utilidad con formación externa de hábitos: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo total y tasa de retorno del grupo varios.....	162
10-16	Función de utilidad con formación externa de hábitos: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo de bienes no duraderos y servicios e IGTBM.....	163
10-17	Función de utilidad con formación externa de hábitos: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo de bienes no duraderos y servicios y tipo de interés libre de riesgo.....	164
10-18	Función de utilidad con formación externa de hábitos: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo de bienes no duraderos y servicios y tasas de retorno de los grupos bancos, eléctricas y alimentación.....	164
10-19	Función de utilidad con formación externa de hábitos: cota de Hansen y Jagannathan para datos mensuales de consumo de gasolina e IGTBM.....	165
10-20	Función de utilidad con formación externa de hábitos: cota de Hansen y Jagannathan para datos mensuales de consumo de gasolina y tipo de interés real.....	165
10-21	Función de utilidad con formación externa de hábitos: cota de Hansen y Jagannathan para datos mensuales de consumo de gasolina y tasas de retorno de los grupos bancos, eléctricas y alimentación.....	166
10-22	Función de utilidad con formación externa de hábitos: cota de Hansen y Jagannathan para datos mensuales de consumo de gasolina y tasas de retorno de los grupos siderometalúrgicas, químico-textil y varios.....	166

11-1	Función de utilidad de Ferson y Constantinides: combinaciones media-desviación típica del factor de descuento estocástico para diferentes valores del parámetro de aversión relativa al riesgo (datos anuales de consumo total).....	171
11-2	Función de utilidad de Ferson y Constantinides: combinaciones media-desviación típica del factor de descuento estocástico para diferentes valores del parámetro de aversión relativa al riesgo (datos trimestrales de consumo de bienes no duraderos y servicios).....	172
11-3	Función de utilidad de Ferson y Constantinides: combinaciones media-desviación típica del factor de descuento estocástico para diferentes valores del parámetro de aversión relativa al riesgo (datos mensuales de consumo de gasolina).....	172
11-4	Función de utilidad de Ferson y Constantinides: combinaciones media-desviación típica del factor de descuento estocástico para diferentes tipos de consumo (datos anuales).....	173
11-5	Función de utilidad de Ferson y Constantinides: cota de Hansen y Jagannathan para datos anuales de consumo total e IGTBM ($\gamma = 1, \gamma = 5$).....	175
11-6	Función de utilidad de Ferson y Constantinides: cota de Hansen y Jagannathan para datos anuales de consumo total e IGTBM ($\gamma = 10, \gamma = 20$).....	175
11-7	Función de utilidad de Ferson y Constantinides: cota de Hansen y Jagannathan para datos anuales de consumo total y tipo de interés real ($\gamma = 10, \gamma = 20$).....	176
11-8	Función de utilidad de Ferson y Constantinides: cota de Hansen y Jagannathan para datos anuales de consumo total y tasas de retorno de los grupos bancos, eléctricas y alimentación ($\gamma = 1, \gamma = 5$).....	176
11-9	Función de utilidad de Ferson y Constantinides: cota de Hansen y Jagannathan para datos anuales de consumo total y tasas de retorno de los grupos construcción, inversión y comunicaciones ($\gamma = 10, \gamma = 20$).....	177

11-10	Función de utilidad de Ferson y Constantinides: cota de Hansen y Jagannathan para datos anuales de consumo total y tasas de retorno de los grupos siderometalúrgicas, químico-textil y varios ($\gamma = 10, \gamma = 20$).....	177
11-11	Función de utilidad de Ferson y Constantinides: cota de Hansen y Jagannathan para datos anuales de consumo de bienes no duraderos y servicios e IGTBM ($\gamma = 10, \gamma = 20$).....	178
11-12	Función de utilidad de Ferson y Constantinides: cota de Hansen y Jagannathan para datos anuales de consumo de bienes no duraderos y servicios y tasa de retorno del grupo bancos ($\gamma = 10, \gamma = 20$).....	178
11-13	Función de utilidad de Ferson y Constantinides: cota de Hansen y Jagannathan para datos anuales de consumo de bienes no duraderos y servicios y tasa de retorno del grupo inversión ($\gamma = 10, \gamma = 20$).....	179
11-14	Función de utilidad de Ferson y Constantinides: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo total y tipo de interés real ($\gamma = 10, \gamma = 20$).....	180
11-15	Función de utilidad de Ferson y Constantinides: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo total y tasas de retorno de los grupos bancos, eléctricas y alimentación ($\gamma = 10, \gamma = 20$).....	180
11-16	Función de utilidad de Ferson y Constantinides: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo total y tasas de retorno de los grupos siderometalúrgicas, químico-textil y varios ($\gamma = 10, \gamma = 20$).....	181
11-17	Función de utilidad de Ferson y Constantinides: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo de bienes no duraderos y servicios e IGTBM ($\gamma = 1, \gamma = 5$).....	182
11-18	Función de utilidad de Ferson y Constantinides: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo de bienes no duraderos y servicios y tasas de retorno de los grupos bancos, eléctricas y alimentación ($\gamma = 10, \gamma = 20$).....	182

11-19	Función de utilidad de Ferson y Constantinides: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo de bienes no duraderos y servicios y tasas de retorno de los grupos siderometalúrgicas, químico-textil y varios ($\gamma = 10, \gamma = 20$).....	183
11-20	Función de Ferson y Constantinides: cota de Hansen y Jagannathan para datos mensuales de consumo de gasolina y tipo de interés real ($\gamma = 1, \gamma = 5$).....	184
11-21	Función de Ferson y Constantinides: cota de Hansen y Jagannathan para datos mensuales de consumo de gasolina y tasas de retorno de los grupos bancos, eléctricas y alimentación ($\gamma = 20$).....	184
11-22	Función de Ferson y Constantinides: cota de Hansen y Jagannathan para datos mensuales de consumo de gasolina y tasas de retorno de los grupos construcción, inversión y comunicaciones ($\gamma = 1, \gamma = 5$).....	185
12-1	Función de utilidad Epstein y Zin: combinaciones media-desviación típica del factor de descuento estocástico para diferentes valores del parámetro de aversión relativa al riesgo.....	191
12-2	Función de utilidad de Epstein y Zin: cota de Hansen y Jagannathan para datos anuales de consumo total e IGTBM ($\gamma = 4, 6, 8, 10$).....	192
12-3	Función de utilidad de Epstein y Zin: cota de Hansen y Jagannathan para datos anuales de consumo total y tipo de interés real ($\gamma = 4, 6, 8, 10$)	193
12-4	Función de utilidad de Epstein y Zin: cota de Hansen y Jagannathan para datos anuales de consumo total y tasas de retorno de los grupos bancos, eléctricas y alimentación ($\gamma = 4, 6$).....	193
12-5	Función de utilidad de Epstein y Zin: cota de Hansen y Jagannathan para datos anuales de consumo total y tasas de retorno de los grupos construcción, inversión y comunicaciones ($\gamma = 8, 10$).....	194
12-6	Función de utilidad de Epstein y Zin: cota de Hansen y Jagannathan para datos anuales de consumo total y tasas de retorno de los grupos siderometalúrgicas, químico-textil y varios ($\gamma = 8, 10$).....	194

12-7	Función de Epstein y Zin: cota de Hansen y Jagannathan para datos anuales de consumo de bienes no duraderos y servicios e IGTBM ($\gamma = 2$).....	195
12-8	Función de Epstein y Zin: cota de Hansen y Jagannathan para datos anuales de consumo de bienes no duraderos y servicios e IGTBM ($\gamma = 8, 10$).....	196
12-9	Función de Epstein y Zin: cota de Hansen y Jagannathan para datos anuales de consumo de bienes no duraderos y servicios y tipo de interés real ($\gamma = 2$).....	196
12-10	Función de Epstein y Zin: cota de Hansen y Jagannathan para datos anuales de consumo de bienes no duraderos y servicios y tipo de interés real.....	197
12-11	Función de Epstein y Zin: cota de Hansen y Jagannathan para datos anuales de consumo de bienes no duraderos y servicios y tasa de retorno del grupo bancos ($\gamma = 2, 4, 6, 8, 10$).....	197
12-12	Función de Epstein y Zin: cota de Hansen y Jagannathan para datos anuales de consumo de bienes no duraderos y servicios y tasa de retorno del grupo eléctricas ($\gamma = 2, 4, 6, 8, 10$).....	198
12-13	Función de Epstein y Zin: cota de Hansen y Jagannathan para datos anuales de consumo de bienes no duraderos y servicios y tasa de retorno del grupo alimentación ($\gamma = 2, 4, 6, 8, 10$).....	198
12-14	Función de Epstein y Zin: cota de Hansen y Jagannathan para datos anuales de consumo de bienes no duraderos y servicios y tasa de retorno del grupo construcción ($\gamma = 2, 4, 6, 8, 10$).....	199
12-15	Función de Epstein y Zin: cota de Hansen y Jagannathan para datos anuales de consumo de bienes no duraderos y servicios y tasa de retorno del grupo inversión ($\gamma = 2, 4, 6, 8, 10$).....	199

12-16	Función de Epstein y Zin: cota de Hansen y Jagannathan para datos anuales de consumo de bienes no duraderos y servicios y tasa de retorno del grupo comunicaciones ($\gamma = 2,4,6,8,10$).....	200
12-17	Función de utilidad de Epstein y Zin: cota de Hansen y Jagannathan para datos anuales de consumo de bienes no duraderos y servicios y tasa de retorno de los grupos siderometalúrgicas, químico-textil y varios ($\gamma = 2,4,6,8,10$).....	200
12-18	Función de Epstein y Zin: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo total e IGTBM ($\gamma = 2,4,6,8,10$).....	201
12-19	Función de Epstein y Zin: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo total e IGTBM ($\gamma = 12,14,16$).....	202
12-20	Función de Epstein y Zin: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo total y tipo de interés real ($\gamma = 2,4,6,8,10$).....	202
12-21	Función de Epstein y Zin: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo total y tipo de interés real ($\gamma = 12,14,16,18,20$).	203
12-22	Función de Epstein y Zin: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo total y tasas de retorno de los grupos bancos, eléctricas y alimentación ($\gamma = 2,4,6$).....	203
12-23	Función de Epstein y Zin: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo total y tasas de retorno de los grupos bancos, eléctricas y alimentación ($\gamma = 8,10$).....	204
12-24	Función de Epstein y Zin: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo total y tasas de retorno de los grupos bancos, eléctricas y alimentación ($\gamma = 12,14,16,18,20$).....	204
12-25	Función de Epstein y Zin: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo total y tasas de retorno de los grupos construcción, inversión y comunicaciones ($\gamma = 2,4,6$).....	205

12-26	Función de Epstein y Zin: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo total y tasas de retorno de los grupos construcción, inversión y comunicaciones ($\gamma = 8,10$).....	205
12-27	Función de Epstein y Zin: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo total y tasas de retorno de los grupos construcción, inversión y comunicaciones ($\gamma = 12,14,16,18,20$).....	206
12-28	Función de Epstein y Zin: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo total y tasas de retorno de los grupos siderometalúrgicas, químico-textil y varios ($\gamma = 2,4,6$).....	207
12-29	Función de Epstein y Zin: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo total y tasas de retorno de los grupos siderometalúrgicas, químico-textil y varios ($\gamma = 8,10$).....	208
12-30	Función de Epstein y Zin: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo total y tasas de retorno de los grupos siderometalúrgicas, químico-textil y varios ($\gamma = 12,14,16,18,20$).....	209
12-31	Función de Epstein y Zin: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo de bienes no duraderos y servicios e IGTBM ($\gamma = 2,4,6,8,10$).....	209
12-32	Función de Epstein y Zin: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo de bienes no duraderos y servicios y tipo de interés real ($\gamma = 2,4,6,8,10$).....	210
12-33	Función de Epstein y Zin: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo de bienes no duraderos y servicios y tasas de retorno de los grupos bancos, eléctricas y alimentación ($\gamma = 2,4,6,8,10$)..	210
12-34	Función de Epstein y Zin: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo de bienes no duraderos y servicios y tasas de retorno de los grupos construcción, inversión y comunicaciones ($\gamma = 2,4,6,8,10$).....	211

12-35	Función de Epstein y Zin: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo de bienes no duraderos y servicios y tasas de retorno de los grupos siderometalúrgicas, químico-textil y varios ($\gamma = 2, 4, 6, 8, 10$).....	212
12-36	Función de Epstein y Zin: cota de Hansen y Jagannathan para datos mensuales de consumo de gasolina e IGTBM ($\gamma = 4, 6, 8$).....	212
12-37	Función de Epstein y Zin: cota de Hansen y Jagannathan para datos mensuales de consumo de gasolina y tipo de interés real ($\gamma = 4, 6, 8$)...	213
12-38	Función de Epstein y Zin: cota de Hansen y Jagannathan para datos mensuales de consumo de gasolina y tasas de retorno de los grupos bancos, eléctricas y alimentación ($\gamma = 10, 12, 14$).....	213
12-39	Función de Epstein y Zin: cota de Hansen y Jagannathan para datos mensuales de consumo de gasolina y tasas de retorno de los grupos siderometalúrgicas, químico-textil y varios ($\gamma = 2$).....	214

Índice de Tablas

3.1	Medidas del consumo privado en España	54
3.2	Consumo por tipo. Tasas de crecimiento anuales. Principales estadísticos.	63
3.3	Consumo por tipo. Tasas de crecimiento trimestrales. Principales estadísticos.	68
3.4	Consumo de bienes no duraderos y servicios y diferentes indicadores de consumo: correlaciones	70
3.5	Consumo de bienes duraderos e indicadores de consumo: correlaciones . .	71
5.1	Tasas de retorno brutas reales anuales: índice general total de la Bolsa de Madrid por grupos de actividad.	99
5.2	Tasas de retorno brutas reales trimestrales: índice total de la Bolsa de Madrid por grupos de actividad.	104
5.3	Tasas de retorno brutas reales mensuales: índice total de la Bolsa de Madrid por grupos de actividad.	104
5.4	Tasas de crecimiento del consumo y tasas de retorno: correlaciones contemporáneas. Datos anuales	105
5.5	Tasas de crecimiento del consumo y tasas de retorno: correlaciones uno y dos períodos hacia adelante. Datos anuales	106
5.6	Tasas de crecimiento del consumo y tasas de retorno: correlaciones contemporáneas. Datos trimestrales	107
5.7	Tasas de crecimiento del consumo y tasas de retorno: correlaciones uno y dos períodos hacia adelante. Datos trimestrales	107

5.8	Tasas de crecimiento del consumo y tasas de retorno: correlaciones contemporáneas. Datos mensuales	108
5.9	Tasas de crecimiento del consumo y tasas de retorno: correlaciones uno y dos períodos hacia adelante. Datos mensuales	109
6.1	Estimaciones microeconómicas del factor de descuento subjetivo . . .	120
6.2	Estimaciones microeconómicas del coeficiente de aversión relativa al riesgo	121
6.3	Estimaciones microeconómicas de la elasticidad intertemporal de sustitución	121
9.1	Valores del parámetro de aversión relativa al riesgo para los que el modelo con función de utilidad intertemporalmente separable satisface la cota de Hansen y Jagannathan.	151
10.1	Valores del parámetro de aversión relativa al riesgo para los que el modelo con función de utilidad con formación externa de hábitos es admisible. . .	167
11.1	Valores del parámetro de hábitos/durabilidad para los que el modelo de Ferson y Constantinides es admisible ($\gamma=1$).	185
11.2	Valores del parámetro de hábitos/durabilidad para los que el modelo de Ferson y Constantinides es admisible ($\gamma=5$).	186
11.3	Valores del parámetro de hábitos/durabilidad para los que el modelo de Ferson y Constantinides es admisible ($\gamma=10$).	187
11.4	Valores del parámetro de hábitos/durabilidad para los que el modelo de Ferson y Constantinides es admisible ($\gamma=20$).	188
12.1	Valores de la elasticidad intertemporal de sustitución para los que la función de utilidad de Epstein y Zin (1991) es admisible (IGTBM).	215
12.2	Valores de la elasticidad intertemporal de sustitución para los que la función de utilidad Epstein y Zin (1991) es admisible (tipo de interés real).	215

12.3	Valores de la elasticidad intertemporal de sustitución para los que la función de utilidad de Epstein y Zin (1991) es admisible (grupo bancos). . .	216
12.4	Valores de la elasticidad intertemporal de sustitución para los que la función de utilidad de Epstein y Zin (1991) es admisible (grupo inversión). . .	216
12.5	Valores de la elasticidad intertemporal de sustitución para los que la función de utilidad de Epstein y Zin (1991) es admisible (grupo varios). . .	217
15.1	Test de Phillips-Perron. Datos anuales.	233
15.2	Test de Phillips-Perron. Datos trimestrales.	235
15.3	Test de Phillips-Perron. Datos mensuales	236
15.4	Función de utilidad intertemporalmente separable: datos anuales de consumo total. Resultados más significativos	244
15.5	Función de utilidad intertemporalmente separable: datos anuales de consumo de bienes no duraderos y servicios. Resultados más significativos	245
15.6	Función de utilidad intertemporalmente separable: datos trimestrales de consumo total. Resultados más significativos	246
15.7	Función de utilidad intertemporalmente separable: datos trimestrales de consumo de bienes no duraderos y servicios. Resultados más significativos	247
15.8	Función de utilidad intertemporalmente separable: datos mensuales de consumo de gasolina. Resultados más significativos	248
15.9	Función de utilidad con formación externa de hábitos: datos anuales de consumo total. Resultados más significativos	254
15.10	Función de utilidad con formación externa de hábitos: datos anuales de consumo de bienes no duraderos y servicios. Resultados más significativos	257
15.11	Función de utilidad con formación externa de hábitos: datos trimestrales de consumo total. Resultados más significativos	259
15.12	Función de utilidad con formación externa de hábitos: datos trimestrales de consumo de bienes no duraderos y servicios. Resultados más significativos	261

15.13	Función de utilidad con formación externa de hábitos: datos mensuales de consumo de gasolina. Resultados más significativos	261
15.14	Modelo de Ferson y Constantinides (1991). Datos anuales de consumo total	267
15.15	Modelo de Ferson y Constantinides (1991). Datos anuales de consumo de bienes no duraderos y servicios	268
15.16	Modelo de Ferson y Constantinides (1991). Datos trimestrales de consumo total	269
15.17	Modelo de Ferson y Constantinides (1991). Datos trimestrales de consumo de bienes no duraderos y servicios	270
15.18	Modelo de Ferson y Constantinides (1991). Datos mensuales de consumo de gasolina	271
15.19	Función de utilidad recursiva: datos anuales de consumo total. Resultados más significativos	276
15.20	Función de utilidad recursiva: datos anuales de consumo de bienes no duraderos y servicios. Resultados más significativos	277

Parte I

Introducción

Capítulo 1

Introducción

El objetivo de esta tesis es la realización de un estudio detallado de los aspectos esenciales del modelo intertemporal de valoración de activos basado en el consumo (CCAPM) para el mercado de valores español. A lo largo de la literatura financiera, diversos modelos han intentado determinar el precio de equilibrio de los distintos activos financieros y explicar sus correspondientes primas de riesgo. Aunque clasificar los diversos modelos de valoración de activos no es tarea sencilla, es posible diferenciar, en una primera aproximación, entre modelos de *equilibrio parcial* y modelos de *equilibrio general*.

En el primer grupo se sitúan el modelo CAPM (*Capital Asset Pricing Model*) y el modelo ATP (*Arbitrage Pricing Theory*). Ambos han sido ampliamente estudiados y aplicados a muy diversos tipos de mercados y de activos¹. El modelo CAPM tiene sus orígenes en el modelo media-varianza de Markowitz (1959)². Markowitz analiza las preferencias de los agentes en términos de la media y la varianza de la distribución de probabilidad de las tasas de retorno de las distintas carteras³. Sin embargo, su análisis puede ampliarse a una teoría de equilibrio en el mercado de capitales si suponemos que

¹Una referencia obligada en castellano donde se estudian los distintos modelos de valoración de activos es el texto de Suárez Suárez (1998).

²Véase Febrero (1991) para un estudio detallado del enfoque media-varianza.

³Algunas condiciones son necesarias para poder utilizar este supuesto. Véase a este respecto Huang y Lizenberger (1988), cap. 3.

todos los inversores son agentes maximizadores de su utilidad, expresada en términos media-varianza, y que los mercados de capitales se vacían. Esto fue lo que hicieron Sharpe (1964), Lintner (1965) y Mossin (1966). El modelo CAPM tradicional establece que la prima de riesgo de un activo viene determinada por la covarianza entre su tasa de retorno y la rentabilidad de la cartera de mercado. Por su parte, la Teoría de Valoración por Arbitraje (APT), desarrollada por Ross (1976), considera que el rendimiento de un activo es una función lineal de un conjunto de factores de riesgo exógenamente determinados.

El modelo CCAPM se integra dentro del segundo grupo de modelos especificado, es decir, se trata de un modelo dinámico de valoración de activos de equilibrio general. Ésta es quizá la característica más atractiva del modelo CCAPM, puesto que nos permite integrar la Teoría Financiera con la Macroeconomía.

El modelo CCAPM es un caso particular del modelo intertemporal de valoración de activos (ICAPM). Este modelo establece que la esperanza condicionada de la tasa de retorno de cualquier activo, \tilde{R}_{t+1}^i , debidamente descontada por el factor de descuento estocástico, $\tilde{\phi}_{t+1}$, ha de igualarse a la unidad:

$$1 = E_t \left[\tilde{\phi}_{t+1} \tilde{R}_{t+1}^i \right] \quad (1.1)$$

La peculiaridad del modelo de valoración de activos basado en consumo está en la forma en la que se determina el factor de descuento estocástico. En este caso, éste viene dado por la relación marginal de sustitución intertemporal que, obviamente, depende del consumo⁴. La idea es simple: los agentes han de decidir en cada período cuánto consumir y cuánto invertir. La inversión se materializa en tenencias de activos financieros con una determinada tasa de retorno. La riqueza de cada período viene determinada por los resultados de las inversiones de períodos anteriores, y el consumo de cada período viene determinado por la riqueza. Por lo tanto, el nexo entre la rentabilidad de los activos y el

⁴El trabajo seminal del modelo CCAPM es el denominado *modelo de los árboles* de Lucas. Véase Lucas (1978). Para un desarrollo detallado de este modelo, en un mundo de previsión perfecta, véase Febrero (varios años).

consumo es inmediato.

El modo más sencillo de interpretar la expresión (1.1) aplicada al modelo CCAPM es considerar el problema de elección intertemporal de un consumidor-inversor que decide reducir su consumo en el período t con el objetivo de adquirir una unidad del activo financiero i , cuyo precio es p_t^i . Esta decisión reducirá la utilidad del agente en el momento t en una cuantía $p_t^i u'(c_t)$, donde $u'(c_t)$ es la utilidad marginal del consumo en el momento t . Supongamos que el agente vende el activo al principio del período $t + 1$ por un precio \tilde{p}_{t+1}^i . Si a esto le añadimos los dividendos obtenidos, \tilde{d}_{t+1}^i , y suponemos que lo obtenido por la venta del activo y por los dividendos generados se dedica a aumentar el consumo del período $t + 1$, veremos que la utilidad marginal del agente se vería incrementada en $(\tilde{p}_{t+1}^i + \tilde{d}_{t+1}^i)u'(\tilde{c}_{t+1})$. Dado que suponemos que el agente está maximizando su utilidad, habrá de verificarse que:

$$p_t^i u'(c_t) = E_t \left[\beta (\tilde{p}_{t+1}^i + \tilde{d}_{t+1}^i) u'(\tilde{c}_{t+1}) \right]$$

Haciendo $\tilde{\phi}_{t+1} = \frac{\beta u'(\tilde{c}_{t+1})}{u'(c_t)}$, obtenemos la Ecuación de Euler (1.1).

Si consideramos la tasa de retorno del activo libre de riesgo, R_{t+1}^f , obtenemos que la esperanza condicionada del factor de descuento estocástico es igual al inverso de dicha tasa de retorno⁵:

$$E_t(\tilde{\phi}_{t+1}) = \frac{1}{R_{t+1}^f} \quad (1.3)$$

Obtener la prima de riesgo en este modelo es inmediato operando con las expresiones (1.1) y (1.3):

$$E_t \left[\tilde{R}_{t+1}^i - R_{t+1}^f \right] = \frac{-\text{cov}_t \left[\tilde{\phi}_{t+1}, (\tilde{R}_{t+1}^i - R_{t+1}^f) \right]}{E_t(\tilde{\phi}_{t+1})} \quad (1.4)$$

Por lo tanto, el exceso de retorno del activo i o, lo que es lo mismo, su prima de riesgo, viene determinada por la covarianza entre su tasa de retorno y el factor de descuento estocástico que, recordemos, depende del consumo.

⁵Basta con aplicar (1.1) a R_{t+1}^f .

El modelo CCAPM ha sido objeto de contrastación empírica para muy diversas economías. Las primeras especificaciones del modelo que se estudiaron y contrastaron consideraban la posibilidad de que la función de utilidad fuera separable intertemporalmente y que la función de utilidad corriente presentara un coeficiente de aversión al riesgo constante⁶. El modelo así especificado no consiguió superar la prueba de la refutación empírica. La contrastación del mismo llevó a su rechazo y al inicio de la literatura sobre el rompecabezas de la prima de riesgo⁷ (*risk premium puzzle*). Las estimaciones obtenidas del parámetro de aversión relativa al riesgo eran excesivamente elevadas como para ser consideradas plausibles o, dicho de otro modo, el modelo sólo era capaz de explicar las primas de riesgo observadas empíricamente si los individuos eran anormalmente aversos al riesgo.

Sin embargo, estos resultados poco esperanzadores no supusieron el abandono del espíritu del modelo intertemporal de valoración de activos basado en consumo, sino que llevaron a la apertura de nuevas líneas de investigación con el objetivo de encontrar una explicación a los mismos. Así, por un lado, múltiples trabajos han tratado de mejorar la calidad de los datos utilizados en el contraste del modelo, argumentando que la inadecuación de los datos disponibles a lo que el modelo requiere es la causa del rechazo empírico del mismo. Por otro lado, la especificación de la función de utilidad mencionada, podría ser la causa de los pobres resultados obtenidos y se hacía pues necesario introducir especificaciones tanto de la función de utilidad intertemporal como de la función de utilidad corriente que presentaran propiedades más deseables.

Todo lo anterior sugiere que, antes de juzgar de un modo definitivo el modelo CCAPM, se hace necesario investigar de un modo exhaustivo los dos aspectos mencionados. Así, el análisis del modelo que hemos realizado para el caso español toma como puntos de referencia tanto la necesidad de que las variables estadísticas utilizadas se ajusten a los requerimientos del modelo como la adecuada especificación de la función de utilidad de

⁶Ésta es la especificación del modelo de Lucas (1978).

⁷Véase Mehra y Prescott (1985).

los consumidores. Por todo ello, el modelo CCAPM ha sido analizado y contrastado empíricamente utilizando tanto diferentes tipos de datos como diferentes especificaciones de la función de utilidad.

Para ello, hemos organizado el trabajo del siguiente modo. En primer lugar, y como etapa previa al contraste del modelo, hemos procedido al estudio de los datos disponibles en el caso español y hemos seleccionado aquéllos que mejor se ajustan al espíritu teórico del modelo CCAPM. Concretamente, hemos realizado un estudio exhaustivo de cada una de las variables que han de ser objeto de medida y hemos elaborado las series que se emplearán para el contraste del modelo. El capítulo 3 recoge el estudio de la variable consumo, sin duda la variable que diferencia al CCAPM de otros modelos intertemporales de valoración de activos. En este capítulo hemos examinado qué características presenta el consumo en el modelo teórico y hemos elaborado las series de datos de consumo que consideramos que se ajustan mejor a lo que el modelo teórico requiere. Concretamente, hemos elaborado series anuales y trimestrales de consumo por tipo de consumo, diferenciando entre bienes de consumo duradero y bienes de consumo no duradero y servicios. El capítulo 4 realiza una aproximación a la medición empírica de la rentabilidad de un activo sin riesgo, tarea no exenta de dificultades. Determinar el activo real equivalente al activo sin riesgo teórico es una difícil tarea; además, en el caso español, nos enfrentamos a un problema de disponibilidad de series temporales lo suficientemente largas. Por su parte, el capítulo 5 se dedica al estudio de las tasas de retorno de los activos con riesgo. En él explicamos cómo se determina la tasa de retorno de un activo y cómo hemos procedido a su medida en el caso español. Por último, el capítulo 6 recoge un estudio sobre las diferentes estimaciones microeconómicas de los parámetros de preferencias de que disponemos. El contraste del modelo CCAPM nos llevará a estimaciones de dichos parámetros; sólo si tenemos estimaciones de referencia podremos determinar si nuestras estimaciones son o no plausibles.

Una vez elaboradas las series de datos, hemos llevado a cabo el contraste del modelo utilizando el método generalizado de los momentos propuesto por Hansen (1982). Sin

embargo, como paso previo al contraste, hemos empleado el método propuesto por Hansen y Jagannathan (1991). La cota o frontera de Hansen y Jagannathan nos permite realizar una selección previa de los modelos antes de proceder a su estimación. Esta técnica establece una cota inferior para la desviación típica del factor de descuento estocástico tal que éste sea compatible con las tasas de retorno que deseamos explicar. La aplicación de este análisis nos permite determinar qué modelos se ajustan mejor a los datos de tasas de retorno de que disponemos.

El estudio de la cota de Hansen y Jagannathan se recoge en la tercera parte de este trabajo. Concretamente, los capítulos 7 y 8 introducen la técnica de Hansen y Jagannathan mientras que los capítulos 9, 10, 11, 12 la aplican a 4 diferentes especificaciones de la función de utilidad (separabilidad intertemporal, formación externa de hábitos, formación interna de hábitos y durabilidad en el consumo y utilidad recursiva).

La parte cuatro lleva a cabo el contraste de las Ecuaciones de Euler mediante el método generalizado de los momentos. Este contraste nos permite estimar los valores de los parámetros de preferencias para la economía española. Los capítulos 13 y 14 introducen el método generalizado de los momentos, mientras que el capítulo 15 recoge los resultados de las estimaciones para el caso español.

Por último, el capítulo 16 recoge las principales conclusiones de esta tesis, así como algunas de sus posibles extensiones.

Parte II

La medición empírica de las variables y las fuentes de datos en el modelo CCAPM

Capítulo 2

Introducción

2.1 Introducción

Antes de proceder a la contrastación empírica del modelo CCAPM para el caso español, realizaremos un detallado análisis de los principales problemas con los que nos enfrentamos a la hora de medir empíricamente las variables y parámetros implicados en el modelo. Para ello, estudiaremos detalladamente qué variables son necesarias en el modelo teórico y de qué forma tales variables han sido medidas en la literatura. Este análisis no es trivial, puesto que en muchas ocasiones se argumenta que una de las razones que lleva al rechazo empírico del modelo es, precisamente, que las mediciones de las variables utilizadas en los trabajos empíricos no son adecuadas.

Pretendemos, además, analizar las fuentes estadísticas disponibles y más frecuentemente utilizadas en la contrastación del modelo. El objetivo es obtener algún tipo de resultados que nos permitan clarificar qué variables han de utilizarse y qué fuentes son las más adecuadas a la hora de contrastar el modelo CCAPM para la economía española.

Para llevar a cabo este objetivo, procederemos con sigue. En primer lugar, haremos inventario de las variables y parámetros que necesitamos medir para contrastar el modelo. A continuación, analizaremos de modo detallado las variables implicadas, estudiando tanto su significado en el modelo teórico como su medición empírica, los problemas que

ésta presenta y las fuentes estadísticas para el caso español. Por último, analizaremos la estimación de los parámetros de preferencias, haciendo especial hincapié en los trabajos microeconómicos que nos servirán como punto de referencia para contrastar la validez de nuestros resultados.

2.2 ¿Qué necesitamos medir para contrastar el modelo CCAPM?

Pasamos a hacer inventario de las diferentes **variables** de las que necesitamos una medida para poder contrastar el modelo CCAPM. Podemos diferenciar entre variables cantidad y variables precio. Entre las *variables cantidad*, destacamos:

1. El consumo: el consumo es la variable que marca la diferencia esencial entre éste y otros modelos intertemporales de valoración de activos. Según la especificación de las preferencias del agente representativo que se utilicen, necesitaremos medir un tipo u otro de consumo. Básicamente, diferenciaremos entre consumo de bienes no duraderos y servicios y consumo de bienes duraderos.
2. Los dividendos o pagos intermedios de los activos: es preciso conocer qué pagos intermedios generan los diferentes activos para poder calcular su tasa de retorno.
3. Otras variables conocidas por los agentes en el momento de tomar su decisión de consumo e inversión: nos referimos a los instrumentos que se utilizarán en la contrastación del modelo utilizando el método generalizado de los momentos. Realmente, este tipo de variables no han de ser necesariamente variables cantidad; como veremos, la única condición que ha de verificar una variable para poder ser utilizada como instrumento es que sea conocida por los agentes cuando éstos toman sus decisiones de consumo e inversión.

Entre las *variables precio*, señalamos las siguientes:

1. El tipo de interés libre de riesgo: para conocer el exceso de retorno de cualquier activo, necesitaremos cuantificar de algún modo el rendimiento que genera un activo carente de riesgo.
2. La tasa de retorno de los activos: necesitamos conocer cuál es el rendimiento de los distintos activos cuya valoración deseamos contrastar.
3. La tasa de retorno de la cartera de mercado: necesaria en algunas especificaciones concretas de la función de utilidad.
4. El nivel general de precios: nos permitirá expresar en términos reales las variables expresadas en términos nominales.

Pero la contrastación del modelo CCAPM requiere también conocer o estimar determinados **parámetros** de preferencias. Si bien la aplicación del método GMM nos permitirá obtener las estimaciones pertinentes de los parámetros implicados, conocer las estimaciones microeconómicas que de ellos se han realizado, nos permitirá valorar hasta qué punto nuestros resultados son admisibles. Los parámetros a considerar son los siguientes:

1. El factor de descuento subjetivo, β : en todo proceso de decisión intertemporal es preciso incluir una forma de trasladar consumo o utilidad futura hacia el presente; esta labor es realizada por el factor de descuento subjetivo.
2. La elasticidad de sustitución intertemporal, σ : de nuevo es un parámetro esencial en todo análisis intertemporal ya que nos permite valorar en qué medida los agentes están dispuestos a sustituir consumo presente por consumo futuro.
3. El coeficiente de aversión al riesgo, γ : dado que nos movemos en un mundo intertemporal en el que además existe incertidumbre, es necesario conocer y cuantificar cuán aversos al riesgo son los agentes.

En los próximos capítulos analizaremos cada uno de los anteriores conceptos de forma detallada; el análisis teórico de cada variable o parámetro nos permitirá obtener conclusiones acerca de la validez de las variables *sustitutivas* que en la literatura se han utilizado para su medición.

Capítulo 3

El consumo

3.1 Introducción

Como ya hemos mencionado, el consumo es la variable que diferencia al modelo CCAPM de otros modelos intertemporales de valoración de activos. En el modelo CCAPM, la tasa de retorno de equilibrio de los activos financieros se relaciona directamente con la relación marginal de sustitución intertemporal entre consumo presente y consumo futuro. Así pues, la correcta medición estadística de esta variable no es una cuestión baladí, ya que de ello puede depender en buena medida el correcto funcionamiento empírico del modelo.

Es por ello por lo que consideramos una parte esencial de este trabajo de investigación el análisis de las diferentes medidas de consumo de las que disponemos, para poder elegir aquélla que se ajuste de un modo más preciso a lo que el modelo requiere. Como consecuencia de este análisis elaboraremos las series que utilizaremos en el contraste del modelo.

Este capítulo se estructura como sigue. En primer lugar, repasaremos el significado del consumo en el modelo teórico, con el objetivo de aclarar qué es exactamente lo que hemos de medir. A continuación señalaremos los principales problemas con los que nos encontramos a la hora de medir el consumo. En tercer lugar, estudiaremos qué

fuentes de información estadística están disponibles en el caso de la economía española, así como los problemas asociados a cada una de ellas. En cuarto lugar, explicaremos cómo hemos llevado a cabo el proceso de selección de los datos que consideramos más adecuados. En este sentido, analizaremos las series anuales de datos de consumo por tipo, la trimestralización de éstas y, por último, explicaremos el proceso de selección de los indicadores mensuales que utilizaremos como variables sustitutivas del consumo. Todo ello nos llevará a elaborar las series anuales, trimestrales y mensuales de consumo que utilizaremos en el contraste del modelo CCAPM para la economía española.

3.2 La variable consumo en el modelo teórico

El modelo CCAPM básico fue desarrollado en el trabajo seminal de Lucas (1978). Se trata de un modelo de equilibrio general dinámico de carácter estocástico en el que, en una economía de dotaciones, el agente representativo se plantea la elección de las sendas de consumo e inversión a lo largo de su vida. El problema básico del agente representativo es el siguiente:

$$\begin{aligned}
& \max U(c_t, c_{t+1}, \dots, c_T) \\
& \text{s.a. } \widetilde{W}_{t+1} = (W_t - c_t) \sum_{i=1}^N v_\tau^i \widetilde{R}_{t+1}^i \\
& \sum_{i=1}^N v_\tau^i = 1 \\
& 0 \leq c_\tau \leq W_\tau
\end{aligned} \tag{3.1}$$

donde $U(\cdot)$ es la función de utilidad intertemporal y hemos supuesto que la vida del individuo es finita, c_t es el consumo del período t , W_t es la riqueza del período t , v_τ^i es el porcentaje de la riqueza del período τ invertido en el activo i y \widetilde{R}_{t+1}^i es la tasa de retorno bruta del activo i durante el período t . La resolución del anterior problema de elección por los métodos habituales nos lleva a la siguiente Ecuación de Euler:

$$E_t \left[\widetilde{\phi}_{t+1} \widetilde{R}_{t+1}^i \right] = 1, \quad \forall i, t \tag{3.2}$$

La variable $\tilde{\phi}_{t+1}$ se denomina *factor de descuento estocástico* o *núcleo de valoración* (*pricing kernel*) y es el elemento esencial en el modelo intertemporal de valoración de activos¹. La peculiaridad del modelo CCAPM dentro de los modelos intertemporales de valoración de activos está en que el factor de descuento estocástico depende del consumo; concretamente, $\tilde{\phi}_{t+1}$ se igualará a la relación marginal de sustitución intertemporal².

La forma concreta del factor de descuento estocástico vendrá determinada por la respuesta a la siguiente cuestión: ¿qué forma específica tienen $U_t(c_t, \dots, c_T)$, función de utilidad intertemporal, y $u(c_\tau)$, función de utilidad intraperíodo o corriente? Varias son las cuestiones que han sido objeto de debate en la literatura a este respecto. En primer lugar, respecto a las *preferencias* y la *intertemporalidad*, dos son los posibles enfoques:

1. Separabilidad intertemporal: la función de utilidad $U_t(c_t, \dots, c_T)$ es **intertemporal o aditivamente separable** si dicha función se puede expresar como la suma de las utilidades descontadas de cada período, es decir, si

$$U_t(c_t, \dots, c_T) = \sum_{\tau=t}^T \beta_\tau u_\tau(c_\tau), \quad 0 < \beta < 1 \quad (3.3)$$

donde β es el factor de descuento subjetivo.

La separabilidad temporal de las preferencias supone que el consumo de un individuo en un período no tiene efecto alguno sobre sus deseos de consumo en cualquier otro período. La ventaja fundamental de este enfoque es que es más fácilmente tratable analíticamente; no obstante, este tipo de preferencias no considera posibles fenómenos de durabilidad o creación de hábitos en el consumo. Es por ello necesario considerar otras especificaciones.

2. Preferencias no separables intertemporalmente: las preferencias son **no separables**

¹El factor de descuento estocástico es también derivable a partir de los precios de estado y de la probabilidades neutrales ante el riesgo. Un tratamiento de la equivalencia entre estos enfoques puede verse en Cox, Ross y Rubinstein (1979).

²Véase, entre otros, Sargent (1987), cap. 3, para un análisis detallado de éste y otros aspectos del modelo CCAMP.

intertemporalmente cuando $u_\tau(c_\tau) = u_\tau(c_\tau, c_{\tau-1}, \dots, c_{\tau-j})$, es decir, cuando la utilidad del período τ depende de los niveles de consumo de otros períodos. En este caso es posible diferenciar dos tipos básicos de fenómenos que han de quedar recogidos en la especificación de las preferencias de los agentes: la durabilidad y la formación de hábitos en el consumo³.

Una segunda cuestión interesante en cuanto a las *preferencias* de los agentes tiene que ver con el tratamiento de la *incertidumbre*, puesto que nos movemos en un entorno estocástico⁴. En este sentido, dos son de nuevo los enfoques básicos que se han seguido en la literatura: el **enfoque de la utilidad esperada**⁵ y el **enfoque de la utilidad recursiva no basado en la utilidad esperada**. En el primero de los casos, se verifica el supuesto de independencia que pone de manifiesto que la utilidad derivada de la realización de un nivel de consumo en el período τ es independiente del nivel de consumo que se habría alcanzado si otro estado de la naturaleza hubiera acontecido. El enfoque basado en la utilidad recursiva se basa en el incumplimiento del supuesto anterior; se trata de una representación recursiva, intertemporalmente consistente, de las preferencias sobre sendas de consumo aleatorias, que permite la consideración de la actitud de los agentes en relación al momento de resolución de la incertidumbre⁶.

Sea cual sea el enfoque por el que se opte, la valoración del activo i requiere conocer la relación marginal de sustitución entre el consumo presente y el consumo futuro, que dependerá del consumo de un modo u otro. La cuestión que nos planteamos resolver es la siguiente: desde el punto de vista del modelo CCAPM teórico, ¿qué características presenta la variable consumo que habrá de ser objeto de medición para llevar a cabo el contraste empírico del modelo? Desde el punto de vista teórico, el consumo aquí recogido

³Respecto a la durabilidad, véase, entre otros, Dunn y Singleton (1986). Ferson y Constantinides (1991) recogen en su modelo tanto la durabilidad en el consumo como la formación interna de hábitos. Por su parte, Abel (1990) analiza la posibilidad de que la formación de hábitos sea externa. Veremos con más detalle estas especificaciones de la función de utilidad en secciones posteriores.

⁴Meyer (1999) recoge un estudio detallado de esta cuestión.

⁵Es el conocido enfoque Von Neumann-Morgensten: el individuo prefiere \tilde{c}_τ a \tilde{c}'_τ si y sólo si $E_t[U_t(\tilde{c}_\tau)] > E_t[U_t(\tilde{c}'_\tau)]$.

⁶Es el enfoque de Kreps y Porteus (1978).

presenta las siguientes características:

1. Se trata de una economía en la que existe un único bien de consumo. Por lo tanto, necesitamos medir el consumo de un único bien, de un bien de consumo genérico o agregado, lo que explica que en la práctica se recurra al uso de datos de consumo agregado.
2. El modelo teórico utiliza un agente representativo; es, por tanto, el consumo del agente representativo de la economía lo que hemos de medir. En la práctica se suele recurrir o bien a medir el consumo per cápita como modo de aproximación a lo que el modelo teórico requiere o bien a considerar que el consumo del agente representativo coincide con el consumo agregado de la economía.
3. El modelo relaciona el consumo en un determinado instante del tiempo con la tasa de retorno de un activo en ese mismo instante. Como señalan Breeden, Gibbons y Litzenberger (1989), se trataría de medir el consumo *spot*, no el *stock* de consumo acumulado a lo largo de un período de tiempo. Sin embargo, los datos disponibles miden el gasto en consumo acumulado a lo largo del período en cuestión.
4. En el modelo se deriva utilidad del acto de consumo en sí mismo, no del gasto en bienes de consumo en el período. Es decir, los bienes de consumo generan utilidad cuando son consumidos, no cuando son comprados. Es por ello por lo que se suele justificar el uso exclusivo de datos de consumo de bienes no duraderos y servicios, ignorando los flujos de consumo que los bienes de consumo duradero generan⁷. A pesar de que ésta sea la práctica habitual, veremos que el desglose del gasto en consumo por tipo de consumo presenta bastante dificultades en el caso español.
5. Una cuestión importante a la hora de analizar el consumo es la distinción entre consumo final y consumo intermedio⁸. Así, podríamos plantearnos, por ejemplo, si

⁷Veremos más adelante que ignorar los flujos de consumo que los bienes duraderos generan puede sesgar las estimaciones de los parámetros implicados.

⁸Véase Griliches (1986).

la educación o el gasto en salud han de considerarse como bienes de consumo final o intermedio. Igualmente, podríamos analizar si son bienes de consumo no duradero o, por el contrario, pueden considerarse como bienes de consumo duradero. Es importante señalar que en el modelo teórico nos estamos refiriendo a consumo final y, por tanto, ha de ser éste el que midamos empíricamente.

6. El modelo genérico es un modelo en el que no existe dinero y en el que estamos hablando de consumo real, es decir, de consumo en términos de unidades del bien. Esto significa que necesitamos recoger el gasto en consumo en términos reales, lo que nos llevará desde la perspectiva empírica, a recoger datos de consumo a precios constantes.

Resumiendo, el modelo teórico nos llevaría a medir el gasto de consumo en términos reales del agente representativo. Sin embargo, en la práctica, existen diversos problemas a la hora de recoger con exactitud lo que el modelo teórico requiere.

3.3 Problemas relacionados con la medición del consumo

Varios son los problemas a los que nos enfrentamos a la hora de realizar la medición empírica del consumo:

1. Los datos de consumo disponibles presentan una frecuencia inferior a la de otras variables relevantes en el modelo. Así, por ejemplo, mientras que disponemos de datos sobre tasas de retorno de los activos financieros con periodicidad diaria, los datos de consumo suelen ser, en el mejor de los casos, trimestrales. Concretamente, en el caso español disponemos de datos de consumo agregado trimestrales y sólo disponemos de datos de consumo desagregado por tipo con frecuencia anual. Lógicamente esto nos plantea un importante problema cuya solución puede venir por diferentes vías:

- (a) Por un lado, es posible llevar a cabo un proceso de trimestralización de los datos anuales de consumo desagregado por tipo, lo que nos permitirá obtener datos trimestrales sobre el gasto en distintos tipos de consumo. Esta vía de solución nos llevaría a la utilización de datos financieros trimestrales y, en consecuencia, al problema de cómo trimestralizar éstos⁹.
- (b) Otra posible solución es sustituir los datos de consumo por algún indicador de consumo. La ventaja de este modo de proceder es que los indicadores de consumo se publican con frecuencia mensual, lo que, obviamente, supone un considerable aumento del número de datos disponibles. Sin embargo, también genera algunos problemas. Concretamente, la utilización de indicadores como variables sustitutivas del consumo lleva aparejada la necesidad de realizar un estudio sobre la adecuación del indicador en cuestión a la variable que pretendemos que sustituya.
2. Los datos de consumo disponibles miden el *stock* de consumo, no lo que podríamos denominar consumo *spot*. Como hemos mencionado, el modelo CCAPM relaciona la utilidad marginal del consumo con la tasa de retorno de los activos financieros en un determinado momento del tiempo. Los datos de consumo disponibles, sin embargo, son una suma de los gastos de consumo a lo largo de un determinado período. Además, los datos reflejan el gasto en consumo más que el consumo propiamente dicho.
3. Las medidas de consumo existentes no recogen, obviamente, todos los bienes que generan utilidad; así pues, puede existir un problema de incompletitud de datos al no recogerse todos los conceptos relevantes. Además, como hemos mencionado, es habitual utilizar únicamente los datos sobre gasto de consumo en bienes no duraderos y servicios, lo que nos lleva a excluir una parte importante del gasto total en

⁹Veremos esta cuestión en el capítulo dedicado a la medición de las tasas de retorno de los activos financieros.

consumo. Aunque la práctica habitual sea ésta, es preciso analizar hasta qué punto la utilidad corriente es separable entre los diferentes componentes del consumo. Si éste fuera el caso, es justificable la utilización únicamente de un tipo de consumo puesto que, en el óptimo, la relación marginal de sustitución sería igual para todos ellos¹⁰. No obstante, ignorar por completo los servicios de consumo que los bienes duraderos generan puede llevar a estimaciones sesgadas de los parámetros implicados¹¹. Por este motivo, en nuestro estudio, hemos utilizado dos series diferentes a la hora de estudiar empíricamente el modelo CCAPM para el caso español. Por un lado, hemos incluido, siguiendo la práctica habitual, el consumo de bienes no duraderos y servicios. Pero, también hemos estimado el modelo incluyendo datos de consumo total. La inclusión de estos datos puede interpretarse como una primera aproximación de la influencia en la utilidad corriente del consumo de bienes duraderos; en investigaciones posteriores procederemos a desarrollar la modelización completa del consumo duradero en el modelo.

4. Como en el caso de la medición empírica de cualquier variable, nos enfrentamos a posibles errores muestrales.
5. Un problema que ha sido especialmente analizado en la elaboración del Índice de Precios al Consumo es el referido a los posibles cambios en la calidad y el tipo de bienes que forman parte del mismo. Este problema podría también aplicarse a la medición del consumo. Obviamente, la calidad y la variedad de los bienes de consumo varían a lo largo del tiempo, lo que puede afectar a la utilidad que tales bienes generan. Sin embargo, la utilización de la variable gasto agregado en bienes de consumo no recoge de un modo adecuado los posibles efectos que la variación

¹⁰Véase Deaton (1992), cap. 1, para un análisis más detallado.

¹¹Diversos trabajos han estimado el parámetro de separabilidad intraperíodo entre los bienes de consumo no duradero y los bienes de consumo duradero. Destacamos, entre otros, Dunn y Singleton (1986), Eichenbaum y Hansen (1990), Ogaki y Reinhart (1998) y Mamaysky (2001). La principal conclusión de estos trabajos es que la no consideración del consumo duradero como componente del consumo que genera efectos sobre la utilidad corriente sesga las estimaciones de los parámetros de preferencias intertemporales.

de la calidad de un determinado bien o de la variedad de un determinado tipo de bienes pueden generar sobre la utilidad de los agentes.

3.4 Las fuentes estadísticas en el caso español

3.4.1 Introducción

Pasamos ahora a analizar cuáles son las principales medidas que sobre el gasto en consumo podemos encontrar en el caso de la economía española. Nuestro objetivo es realizar un análisis detallado de los diferentes datos de consumo de los que disponemos con el objetivo de poder seleccionar aquéllos que sean más adecuados para llevar a cabo la contrastación del modelo CCAPM para el caso español.

Hemos dividido los datos disponibles en tres grupos: los datos macroeconómicos sobre consumo agregado provenientes de la Contabilidad Nacional de España y de la Contabilidad Nacional Trimestral, los datos provenientes de estudios realizados a nivel microeconómico y los indicadores de consumo, útiles básicamente por su mayor frecuencia de publicación.

3.4.2 Datos macroeconómicos: la Contabilidad Nacional

El Instituto Nacional de Estadística (INE) publica los datos relativos a la Contabilidad Nacional de España y la Contabilidad Nacional Trimestral.

La **Contabilidad Nacional de España** tiene frecuencia anual y actualmente se elabora utilizando una metodología homogénea para todos los países de la Unión Europea¹². En palabras del INE, “*el objetivo más relevante de los Sistemas de Cuentas Económicas es ofrecer una representación cuantificada de una realidad económica, referi-*

¹²Concretamente, la metodología utilizada por el INE para su elaboración es el Sistema Europeo de Cuentas Nacionales y Regionales (SEC-95). Véase INE (página web), *Cuentas Nacionales, Nota metodológica*, para un análisis detallado de las diferencias entre este nuevo sistema y el vigente anteriormente.

da a ámbitos espaciales y temporales determinados, que sea lo más actual, sistemática, completa y fiable posible". Por lo que respecta a la medida del consumo, el INE proporciona información sobre el consumo final de los hogares, detallando las siguientes funciones de consumo¹³:

1. Alimentos, bebidas y tabaco: recoge el consumo dentro del hogar de estos conceptos; igualmente, es posible obtener información detallada por tipo de alimentos, bebidas alcohólicas y no alcohólicas y tabaco.
2. Artículos de vestir y calzado: se incluyen, además de las compras en sí, las reparaciones de estos artículos.
3. Alquileres, calefacción y alumbrado: recoge los alquileres reales de vivienda, los alquileres imputados a la vivienda en propiedad, el mantenimiento y la reparación de la vivienda, el suministro de agua, electricidad, gas y otros combustibles y otros servicios relacionados con la vivienda.
4. Mobiliario y enseres: gasto en muebles, artículos textiles para el hogar, electrodomésticos, etc.
5. Salud: recoge los gastos en servicios médicos, medicamentos, servicios hospitalarios, etc.
6. Transporte y comunicaciones: incluye la compra de vehículos de transporte personal, los gastos en transporte, los servicios postales, el gasto en teléfono, etc.
7. Ocio y cultura: equipos audiovisuales y fotográficos, equipamientos recreativos, enseñanza, libros, espectáculos, etc.

¹³Actualmente, como veremos más adelante, el INE utiliza 12 grupos de consumo diferentes, tal y como establece la clasificación COICOP. Un análisis detallado de estas cuestiones puede verse en Estrada y Buisán (1999), cap. 1. Un estudio detallado sobre la Contabilidad Nacional que incluye las definiciones y clasificaciones recogidas en ésta puede verse en Uriel (1997).

8. Otros bienes y servicios: recoge una gama muy diversos de gasto de consumo, desde el gasto en hoteles hasta las compras de joyas.

El INE publica los datos de consumo tanto a precios corrientes como a precios constantes. No obstante, existe un problema en relación a los datos en precios constantes y es la inexistencia de una serie enlazada suficientemente larga con el mismo año base¹⁴. Así, existen datos con base 1958, 1964, 1970, 1980, 1985, 1986 y, los más recientes, con base 1995. Como veremos, el enlace de las series no está exento de dificultades, especialmente por las modificaciones de conceptos que existen entre unas y otras series. No obstante, Uriel *et. al.* (2000) han procedido al enlace de las series para el período 1964-97.

El INE publica también la **Contabilidad Nacional Trimestral**. Las cuentas económicas trimestrales forman parte del sistema de cuentas nacionales en el SEC-95. No obstante, el INE ya elaboraba cuentas trimestrales con anterioridad¹⁵. La Contabilidad Nacional Trimestral “*es una estadística de síntesis de carácter coyuntural cuyo objetivo básico es proporcionar una descripción cuantitativa coherente del conjunto de la actividad económica española en el pasado inmediato, mediante un cuadro macroeconómico trimestral, elaborado desde la óptica de la oferta y la demanda, y ajustado a los mismos principios de coherencia y equilibrio contable que la Contabilidad Nacional de España anual*”¹⁶. En general, las cuentas trimestrales siguen en su elaboración los mismos principios rectores que en el caso de las cuentas nacionales; sin embargo, presentan ciertas características peculiares. Por un lado, es preciso considerar los métodos y la información estadística disponible y, por otro, es preciso analizar el tratamiento de la estacionalidad¹⁷.

En relación al método empleado, la Contabilidad Nacional Trimestral aplica el método

¹⁴Existe una serie enlazada desde 1964 hasta 1991 con base 1986. No obstante, el gasto en consumo no está lo suficientemente desagregado como para permitir la distinción entre bienes de consumo duradero y no duradero. Véase INE (1992a).

¹⁵Concretamente, disponemos de una serie enlazada desde el primer trimestre de 1970 hasta el cuarto trimestre de 1998 con base 1986. Por otro lado, disponemos de series con base 1995 desde el primer trimestre de 1995 hasta el tercer trimestre de 2001.

¹⁶Véase INE (página web), *op. cit.*

¹⁷Véase Uriel (1997), cap. 10, e INE (1992b) para un estudio detallado sobre el método de elaboración de las cuentas trimestrales.

de Chow-Lin (1971) que es un método de interpolación, distribución y extrapolación trimestral de las series de la Contabilidad Nacional Anual¹⁸; la idea es la siguiente: si se dispone de uno o más indicadores para cada agregado de la Contabilidad Nacional, es posible estimar econométricamente una relación entre dichas series y los indicadores disponibles, lo que permite obtener los valores trimestrales de los agregados. En relación al tratamiento de la estacionalidad, el INE ofrece tres tipos de datos: datos brutos, datos ajustados por estacionalidad y efecto calendario y datos ciclo-tendencia, que eliminan no sólo el componente estacional, sino también los movimientos irregulares.

Puesto que estamos interesados en los datos de consumo, nos centraremos únicamente en aquellos epígrafes de la Contabilidad Nacional Trimestral que recogen información sobre esta variable. Encontramos información sobre el consumo tanto en el Producto Interior Bruto a precios de mercado por el lado de la demanda como por el lado de las rentas, concretamente, por el lado del empleo de las rentas. Destacamos las siguientes categorías de datos¹⁹:

1. Gasto total en consumo final nacional.
2. Gasto en consumo final interior de los hogares.
3. Gasto en consumo final nacional de los hogares.
4. Cuenta de utilización de la renta. Empleos. Gasto en consumo final.

El INE proporciona información trimestral sobre el consumo desde el primer trimestre de 1970; concretamente, la serie enlazada, a precios contantes de 1986, cubre hasta el cuarto trimestre de 1998. Por otro lado, con la incorporación del sistema SEC-95, existen datos disponibles a precios constantes de 1995, desde el primer trimestre de 1995 hasta el tercer trimestre de 2001. Como ya hemos mencionado con anterioridad, el principal problema de los datos de consumo trimestrales publicados por el INE es la no

¹⁸Véase INE (1992b).

¹⁹A diferencia de la Contabilidad Nacional, no existen datos detallados por tipo de consumo.

desagregación del consumo por tipo, lo que impide la distinción entre consumo de bienes no duraderos y servicios y consumo de bienes duraderos²⁰.

3.4.3 Datos microeconómicos: la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares

La principal fuente de datos sobre consumo realizada a nivel microeconómico es la **Encuesta Continua de Presupuestos Familiares (ECPF)**. Esta encuesta se realiza trimestralmente y su objetivo es conocer de forma detallada tanto la procedencia de las rentas de las familias como su materialización en gastos de consumo²¹. La ECPF se comenzó a elaborar en el primer trimestre de 1985 y, a partir del tercer trimestre de 1997, se modificó su contenido y metodología de elaboración. Las principales características de la nueva ECPF son las siguientes:

1. El gasto en consumo se mide por el criterio de disposición del bien y no por el criterio de pago del mismo.
2. Los gasto en consumo de las familias se dividen en 12 grupos con el objetivo de que sea comparable con los datos de otros países europeos²².
3. Los datos se obtienen de una muestra de 8000 familias (hasta la modificación se incluían 3200 familias). Cada hogar seleccionado se mantiene en la encuesta durante 8 trimestres; se anotan todas las compras realizadas a lo largo de cada semana, si bien también se entrevista sobre las compras efectuadas con periodicidad superior a la semanal con el fin de que la encuesta cubra la mayor parte posible de los gastos realizados por las familias.

²⁰No obstante lo dicho, es posible utilizar determinadas técnicas estadísticas para obtener datos trimestrales de consumo como veremos más adelante.

²¹Véase Estrada y Buisán (1999), *op. cit.*

²²Como ya hemos mencionado, en el sistema SEC-95 se utiliza la clasificación COICOP que diferencia 12 grupos de consumo.

4. Cada tres meses se renueva 1/8 de la muestra. Una diferencia con la Contabilidad Nacional es que se incluyen los gastos en bienes de consumo de segunda mano. La ECPF incluye además ciertas variables sobre la percepción subjetiva cuyos resultados se publican por su interés coyuntural²³.

A pesar de su interés, los datos definitivos de la ECPF se publican con cierto retraso; concretamente, el último dato avance del que disponemos en el momento de redactar este trabajo es el correspondiente al tercer trimestre de 2001.

3.4.4 Principales indicadores de consumo

Analizamos a continuación los principales indicadores de consumo que se publican en el caso español. La mayor parte de los indicadores disponibles se refieren al consumo privado interno. Destacamos a continuación los de mayor interés²⁴:

Índice de disponibilidades

El INE publica mensualmente el índice de disponibilidades de bienes de consumo total, distinguiendo entre consumo alimenticio y no alimenticio. El Banco de España elabora también índices de disponibilidades con una metodología similar. Tales índices se obtienen usando la misma metodología que sirve para el cálculo del consumo aparente que se obtiene mediante la siguiente expresión de variables en términos reales²⁵:

$$CA_t = P_t + M_t - X_t - VE_t$$

²³Entre ellos se publica el porcentaje de hogares según el grado de dificultad para llegar a fin de mes, el porcentaje de hogares que pueden dedicar algún dinero al ahorro y el porcentaje de hogares que consideran el momento en el que se elabora la encuesta como un momento adecuado para realizar gastos importante, excluyendo la compra de vivienda.

²⁴No pretendemos realizar un listado exhaustivo de todos los indicadores de consumo existentes, sino destacar aquéllos que pueden ser de especial utilidad para nuestros intereses.

²⁵Véase Estrada y Buisán (1999), *op. cit.*

siendo P_t la producción interior, M_t las importaciones, X_t las exportaciones y VE_t la variación de existencias. Dada la dificultad para obtener datos sobre los *stocks*, en la práctica se sustituyen los índices de consumo aparente por los de disponibilidades, que se diferencian del anterior en la no inclusión de la variación de existencias. Por lo tanto, las disponibilidades se miden del siguiente modo:

$$D_t = P_t + M_t - X_t$$

Dado que las variables necesarias para el cálculo de las disponibilidades se publican con bastante retraso, se utilizan indicadores de cada uno de los componentes. Así, la producción interior se aproxima mediante el IPI de bienes de consumo²⁶. El índice de disponibilidades se calcula del siguiente modo:

$$ID_t = \alpha_p IP_t + \alpha_m IM_t - \alpha_x IX_t, \quad \alpha_p + \alpha_m - \alpha_x = 1$$

donde

$$ID_0 = 100, \quad \alpha_p = \frac{P_0}{D_0}, \quad \alpha_m = \frac{M_0}{D_0} \text{ y } \alpha_x = \frac{X_0}{D_0}$$

El INE publica el índice de disponibilidades mensualmente, con base 1986, desde octubre de 1995. Disponemos de la siguiente información:

1. Disponibilidades de bienes de consumo.
2. Disponibilidades de alimentos, bebidas y tabaco.

²⁶El IPI es elaborado por el INE y es un indicador de la actividad productiva de las ramas industriales. El objetivo es medir el valor añadido en la producción de las diversas ramas industriales, excluyendo la construcción; se incluyen los cambios de calidad que se producen en los distintos bienes. Los productos incluidos en el IPI se clasifican según un doble criterio:

1. Atendiendo al origen o procedencia de los bienes, es decir, a la rama productiva;
2. En función del destino económico de los bienes industriales, es decir, distinguiendo entre el IPI de bienes de consumo, de inversión e intermedios.

3. Disponibilidades de bienes de consumo no alimenticio.

4. Disponibilidades de bienes de capital.

Índice de comercio al por menor

El índice de comercio al por menor es elaborado por el INE y su objetivo básico es conocer las características fundamentales de las empresas dedicadas al ejercicio del comercio al por menor en España, así como la evolución de la actividad del sector a corto plazo. Además, los índices elaborados pueden servir como indicadores del consumo. La base del índice es la media mensual del volumen de ventas en el año 1994 y la media trimestral de asalariados de ese mismo año. Se dispone de datos desde enero de 1994. La población objeto de estudio son las empresas cuya actividad principal es el comercio al por menor, excluyéndose los productos farmacéuticos y artículos médicos, los objetos de segunda mano y los vehículos de motor, motocicletas, ciclomotores y carburantes. Para recoger la información se solicitan mensualmente las ventas al por menor realizadas por la empresa, distinguiendo cuatro grandes grupos de productos²⁷: la alimentación, el equipamiento personal, el equipamiento del hogar y otros bienes de consumo. Igualmente, se solicita información trimestral sobre el personal asalariado. Con la información anterior, el INE publica los siguientes índices:

1. Índice general de ventas:

- (a) Índice general.
- (b) Índice de alimentación.
- (c) Índice de bienes de equipo personal.
- (d) Índice de bienes de equipo del hogar.
- (e) Otros bienes de consumo.

²⁷Existe un índice de ventas desglosado para cada uno de los tipos de productos mencionados y para cada tipo de establecimiento (especializado, no especializado, grandes superficies, etc.).

- (f) Resto.
- 2. Comercio especializado²⁸: índice general de ventas.
- 3. Comercio no especializado²⁹: índice general de ventas.
- 4. Grandes superficies no especializadas³⁰:
 - (a) Índice general.
 - (b) Índice de alimentación.
 - (c) Índice de bienes de equipo personal.
 - (d) Índice de bienes de equipo del hogar.
 - (e) Otros bienes de consumo.
 - (f) Resto.
- 5. Índices de ocupación.

El uso del comercio electrónico en el comercio al por menor se investiga a partir de la encuesta del mes de marzo de 2000 de comercio al por menor, por lo que se dispone aún de muy poca información al respecto.

Ventas y matriculaciones de automóviles de turismo

Elaborado por la Asociación Española de Fabricantes de Automóviles (ANFAC) proporciona datos sobre el número de automóviles vendidos en España por las empresas fabricantes de vehículos establecidas en el país. La información tiene carácter mensual

²⁸Se entiende por tal el llevado a cabo por empresas con un solo tipo de producto que supone el 50 por ciento de su facturación o bien empresas que comercializan menos de 5 tipos de productos diferentes.

²⁹Son aquellas empresas que venden más de 5 tipos de productos diferentes, sin que ninguno de ellos suponga una facturación superior al 50 por ciento de la facturación total.

³⁰Se entiende por tal los establecimientos que tienen una superficie de venta superior a los 2.500 metros cuadrados.

y se publica con unos tres meses de retraso; por otro lado, la Dirección General de Tráfico publica un indicador que recoge el número de turismos matriculados. Es frecuente utilizar este índice como variable sustitutiva del consumo de bienes duraderos.

Encuestas de opinión

Destacamos la Encuesta de Opinión de los Consumidores, la Encuesta de Coyuntura de Comercio al por menor y la Encuesta de Coyuntura Industrial.

1. La *Encuesta de Opinión de los Consumidores*: es de gran relevancia dado que nos informa sobre las expectativas de los consumidores, variable fundamental en la determinación del consumo. Este indicador recoge las opiniones de los consumidores sobre la situación económica para una muestra de 2000 hogares con entrevistas individuales a personas mayores de 15 años. Tiene carácter mensual y se incluyen cuestiones sobre la evolución de la situación financiera de la familia en los últimos 12 meses y su previsión para los 12 próximos, evolución económica general del país, evolución de los precios y expectativas y cuestiones relativas al ahorro³¹.
2. La *Encuesta de Coyuntura de Comercio al por Menor*: tiene periodicidad mensual. Se recogen preguntas acerca del volumen de ventas, nivel de existencias, intención de compras a proveedores en los próximos 3 meses, tendencia de las ventas en los últimos 6 meses, variación del número de empleados en los próximos 3 meses, etc. La entrevista se realiza telefónicamente en una muestra aleatoria de 600 comercios³².
3. La *Encuesta de Coyuntura Industrial*: es realizada por el Ministerio de Industria y Energía tanto mensual como trimestralmente. Incluye cuestiones acerca de la

³¹Este indicador presenta una metodología común para todos los países de la UE, obteniéndose un índice agregado para el conjunto de la unión. Una ventaja de este indicador es que se publica con sólo 15 días de retraso en relación al último mes incorporado. La Unión Europea publica este indicador en su *Boletín Mensual de Estadística*. También es recogido por el Ministerio de Economía y Hacienda en su *Síntesis Mensual de Indicadores Económicos*.

³²Al igual que la Encuesta de Opinión de los Consumidores es elaborada por la Unión Europea.

cartera de pedidos, existencias, producción, precios de venta, etc. La cuestión relativa a la evolución de la cartera de pedidos interior es la interesante a la hora de cuantificar la evolución del consumo privado. Su publicación se realiza aproximadamente con un mes y medio de retraso en relación al último mes incluido.

3.4.5 Resumen

La Tabla 3.1 recoge los datos disponibles sobre consumo para el caso español.

DENOMINACIÓN	FUENTE	FRECUENCIA	PERÍODO
Consumo privado nacional	INE	Anual	1964-99
Consumo privado interior	INE	Anual	1964-99
Consumo de hogares residentes en el resto del mundo	INE	Anual	1964-99
Consumo en el territorio español de hogares no residentes	INE	Anual	1964-99
Consumo privado por funciones	INE	Anual	1964-99
Consumo final interior de los hogares	INE	Trimestral	1970:I-2001:III
Consumo final nacional de los hogares	INE	Trimestral	1970:I-2001:III
Gastos medios por hogar	INE	Trimestral	1985:I-2001:III
Gato medio por persona	INE	Trimestral	1987:I-2001:III
Índice de disponibilidades de bienes de consumo	INE	Mensual	1981:01-2001:09
Índices de comercio al por menor ³³	INE	Mensual	1984:01-2001:10
Ventas y matriculaciones de turismos	ANFAC/DGT	Mensual	1960:01-2001:08
Consumo de gasolina	INE	Mensual	1945:01-2001:09
Encuesta de coyuntura industrial	INE	Mensual	1964:01-2001:09
Encuesta de opinión de los consumidores	EUROSTAT	Mensual	1988-2001:10
Encuesta de comercio al por menor	EUROSTAT	Mensual	1988-2001:09

Tabla 3.1: Medidas del consumo privado en España

3.5 Desglose de los gastos de consumo por tipo: datos anuales

3.5.1 Descripción de las series utilizadas

Como ya hemos mencionado, la práctica habitual para contrastar el modelo CCAPM es la utilización de datos de consumo no duradero y servicios. En el caso español, los datos de consumo desglosados por tipo de consumo son publicados con frecuencia anual por el INE en la Contabilidad Nacional de España. Aunque su frecuencia de publicación es sólo anual, consideramos de gran interés la utilización de esta fuente debido a que es la que realmente mide los gastos en los distintos tipos de consumo. Es por ello que hemos considerado adecuado analizar de un modo detallado la información disponible, homogeneizando los datos existentes.

Los datos que hemos utilizado en nuestro análisis proceden de Uriel *et. al.* (2000) y del INE (varios años). Las series utilizadas cubren el período 1964-99³⁴. El principal problema con el que nos enfrentábamos a la hora de obtener una serie temporal con datos de consumo lo suficientemente larga era la inexistencia de una serie enlazada que homogeneizara tanto los tipos de consumo como los años base utilizados³⁵. No obstante, Uriel *et. al.* (2000) han realizado dicho enlace utilizando 1986 como año base. Así, en dicho trabajo podemos encontrar información del gasto en consumo por tipo desde 1964 hasta 1995. Las categorías de consumo que consideran son las siguientes:

1. Productos alimenticios, bebidas y tabacos

1.1 Productos alimenticios

1.2 Bebidas

³³Existen diversos índices con diversas bases. El más reciente toma como base el año 1994 y se publica desde enero de 1995.

³⁴El último dato avance publicado por el INE de gastos de consumo corresponde al año 2000. No obstante, en el momento de redacción de este trabajo no se disponen de datos desglosados por tipo de consumo.

³⁵Un intento de homogeneización puede verse en Corrales y Taguas (1989).

- 1.3 Tabacos
- 2. Vestido y calzado**
- 3. Alquileres, calefacción y alumbrado**
- 4. Muebles, accesorios, enseres domésticos, gastos de entretenimiento del hogar y servicios**
 - 4.1 Muebles, accesorios y enseres domésticos
 - 4.2 Bienes y servicios de entretenimiento del hogar
 - 4.2.1. Otros bienes y servicios de entretenimiento del hogar
 - 4.2.2. Servicio doméstico
- 5. Servicios médicos y conservación de la salud**
- 6. Transporte y comunicaciones**
 - 6.1 Compra de vehículos
 - 6.2 Mantenimiento y conservación de los medios de transporte personal
 - 6.3 Utilización de transportes públicos
 - 6.4 Comunicaciones
- 7. Esparcimiento, espectáculos, deporte y cultura**
 - 7.1 Artículos de esparcimiento, deporte y cultura
 - 7.2 Libros, periódicos y revistas
 - 7.3 Servicios de esparcimiento, espectáculos y cultura
- 8. Enseñanza**
- 9. Otros bienes y servicios**

Por otra parte, hemos utilizado la serie con base 1995 publicada por el INE que cubre el período 1995-99. Esta serie presenta algunas diferencias en los grupos y subgrupos de consumo considerados con respecto a la clasificación anterior. Además, el año base es diferente. A continuación explicamos brevemente cómo hemos enlazado las dos series utilizadas.

Metodología de enlace

Sea C_t el gasto total de consumo en el período t . Nuestro objetivo es descomponer C_t en gasto de consumo de bienes no duraderos y servicios (C_t^{NDYS}) y gasto de consumo de bienes duraderos (C_t^D), es decir,

$$C_t = C_t^{NDYS} + C_t^D \quad (3.4)$$

El consumo, por ejemplo de bienes duraderos, no será más que la suma del gasto en consumo de los diferentes grupos y subgrupos de consumo considerados como bienes duraderos. Sea i el indicador del grupo y j el indicador del subgrupo. Así, en la clasificación que estamos utilizando, $i = 1, \dots, 9$, mientras que j tomará valores diferentes en cada uno de los grupos. El consumo total, no es más que:

$$C_t = \sum_{i=1}^9 c_t^i \quad (3.5)$$

A su vez, cada c_t^i será igual a:

$$c_t^i = \sum_j c_t^{ij}$$

Obsérvese que c está medido en unidades monetarias, ya que es el único modo en el que podemos sumar unidades de diferentes bienes. Obsérvese también que para la obtención de c_t^{ij} , es preciso desagregar aún más hasta que llegemos al número de unidades consumidas de cada bien, n_t^{ijh} , y al precio de cada tipo concreto de bien. Así pues,

$$c_t^{ij} = \begin{pmatrix} n_t^{ij1} & n_t^{ij2} & \dots & \dots & n_t^{ijh} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} p_t^{ij1} \\ p_t^{ij2} \\ \vdots \\ p_t^{ijh} \end{pmatrix} \quad (3.6)$$

Respecto al vector de precios, podemos medir el gasto en consumo en cada tipo de

bien en pesetas corrientes o en pesetas constantes; en el primero de los casos, el vector de precios incluirá los precios del año t , es decir, los precios del año cuyo consumo estamos midiendo. Por el contrario, si usamos pesetas constantes, hemos de utilizar los precios de un año base que denominaremos p_b^{ijh} , siendo b el año que tomamos como referencia.

A la hora de enlazar las diferentes series de las que disponemos nos encontramos con dos tipos de problemas, uno relativo a la clasificación de los bienes de consumo y otro relativo al vector de precios:

1. El primer problema tiene que ver con las componentes de los vectores c^i , que difieren de unas series a otras. Así, la serie 1995-99 introduce la clasificación COICOP que diferencia 12 grupos diferentes (es decir, $i = 1, \dots, 12$). Obviamente, dada la definición de c_t^i , sus modificaciones se deben a cambios en c_t^{ij} . Así, el paso de 9 a 12 categorías de consumo se explica porque algunos c_t^{ij} pasan a considerarse c_t^i . Además, en otros casos, el subgrupo c_t^{ij} cambia de grupo, es decir, cambia la clasificación i a la que pertenece. Las principales diferencias entre las series utilizadas se resumen a continuación:

- (a) En la clasificación utilizada por Uriel *et. al.* (2000) se agrupan en un único concepto el gasto en **alimentos, bebidas y tabacos**, mientras que en la clasificación COICOP diferencia 2 grupos. Por tanto, lo que en la clasificación anterior es c^1 , desde 1995 pasa a ser c^1 y c^2 . En cualquier caso, los gastos en alimentos, bebidas y tabaco forman parte del consumo de bienes no duraderos por lo que para homogeneizar las dos series hemos procedido a sumar los grupos c^1 y c^2 de la serie 1995-99 con base 1995.
- (b) Desde 1995 se diferencia entre el gasto en **transporte** y el gasto en **comunicaciones** como dos grupos diferentes; tal distinción es de gran importancia, ya que si bien el gasto en comunicaciones forma parte del consumo de bienes no duraderos y servicios, una importante parte del gasto en transporte, concretamente la **compra de vehículos**, se conceptúa como consumo duradero. En

este caso, el grado de desglose de las distintas series utilizadas ha permitido la separación de ambos conceptos sin dificultad.

- (c) Desde 1995 el gasto en **hoteles, cafés y restaurantes** aparece como un grupo independiente, mientras que en el resto de las series consideradas este concepto es un subgrupo del grupo **otros bienes y servicios**. No obstante, el desglose de las series permite obtener sin ningún problema este concepto.

2. El segundo grupo de problemas en el enlace se refiere a la necesidad de unificar el vector de precios utilizado. En nuestro caso, hemos tomado 1986 como año base. Así,

$$c_t^{ij}(\text{base } 1986) = \begin{pmatrix} n_t^{ij1} & n_t^{ij2} & \dots & \dots & n_t^{ijh} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} p_{1986}^{ij1} \\ p_{1986}^{ij2} \\ \vdots \\ p_{1986}^{ijh} \end{pmatrix} \quad (3.7)$$

La serie 1995-99 con año base 1995 nos proporcionan la siguiente información:

$$c_t^{ij} = \begin{pmatrix} n_t^{ij1} & n_t^{ij2} & \dots & \dots & n_t^{ijh} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} p_{1995}^{ij1} \\ p_{1995}^{ij2} \\ \vdots \\ p_{1995}^{ijh} \end{pmatrix} \quad (3.8)$$

Para obtener el gasto en consumo del bien h –ésimo del año t a precios de 1986 procederemos como sigue:

$$c_t^{ijh}(\text{base } 1986) = c_t^{ijh} \frac{p_{1986}^{ijh}}{p_{1995}^{ijh}} \quad (3.9)$$

Para poder llevar a cabo este enlace de las series hemos utilizado la información sobre el IPC desglosado por tipo de bienes con base 1986 publicado por Uriel *et. al.* (2000).

3.5.2 Obtención de las series de consumo de bienes no duraderos y servicios y de consumo de bienes duraderos

Una vez que hemos homogeneizado la serie 1964-99 de gastos de consumo por tipo con base 1986, hemos procedido a diferenciar entre gastos de consumo en bienes no duraderos y servicios y gastos de consumo en bienes duraderos. A estos efectos, consideramos *bienes de consumo no duradero y servicios* los siguientes conceptos:

1. Productos alimenticios, bebidas y tabaco (grupo 1).
2. Vestido y calzado (grupo 2).
3. Alquileres, calefacción y alumbrado (grupo 3).
4. Bienes y servicios de entretenimiento del hogar (subgrupo 4.2).
5. Servicios médicos y conservación de la salud³⁶ (grupo 5).
6. Mantenimiento y conservación de los medios de transporte personal (subgrupo 6.2).
7. Utilización de transportes públicos (subgrupo 6.3).
8. Comunicaciones (subgrupo 6.4).
9. Servicios de esparcimiento, espectáculos y cultura (subgrupo 7.3).
10. Otros bienes y servicios³⁷ (grupo 9).

³⁶No está claro que el gasto en servicios médicos y conservación de la salud pueda considerarse como no duradero, puesto que genera utilidad más allá del período en el que los agentes realizan el gasto. No obstante, la evidente dificultad para determinar qué parte del gasto en salud se considera como duradero y qué parte como no duradero nos ha hecho inclinarnos por su inclusión dentro del gasto en bienes de consumo no duradero y servicios. En este sentido, hemos seguido la línea de Estrada y Sebastián (1993).

³⁷Los efectos personales no declarados anteriormente (grupo 12.3 de la clasificación COICOP) podrían considerarse como bienes de consumo duradero, al referirse a objetos tales como joyas, relojes, etc. Si bien somos conscientes de este hecho, no ha sido posible separar claramente este concepto en las distintas series utilizadas por lo que hemos optado por incluir como consumo no duradero el grupo otros bienes y servicios.

Por su parte, consideramos como bienes de *consumo duradero* los siguientes conceptos:

1. Muebles, accesorios y enseres domésticos (subgrupo 4.1).
2. Compra de vehículos (subgrupo 6.1).
3. Artículos de esparcimiento, deporte y cultura (subgrupo 7.1).
4. Libros, periódicos y revistas (subgrupo 7.2).
5. Enseñanza³⁸ (grupo 8).

La Figura 3-1 muestra la evolución del gasto de consumo en bienes no duraderos y servicios y en bienes duraderos para el período considerado a precios constantes de 1986.

La Figura 3-2 muestra la evolución de las tasas de crecimiento del consumo por tipo de consumo con datos anuales. En ella se observa claramente la diferente evolución de las tasas de crecimiento del consumo duradero (CCD) en relación a las del consumo total (CCT) y del consumo de bienes no duraderos y servicios (CND).

Estas diferencias se observan también la Tabla 3.2, que recoge los principales estadísticos de las tasas de crecimiento de las dos series consideradas. Como puede observarse, la tasa de crecimiento media del consumo de bienes no duraderos y servicios durante el período considerado fue ligeramente superior al 3 por ciento anual, con una desviación típica algo superior al 2 por ciento. Por su parte, el consumo de bienes duraderos presenta una tasa media de crecimiento del 4.69 por ciento, con una desviación típica en torno al 5 por ciento, superior a la del consumo de bienes no duraderos y servicios.

³⁸La discusión sobre si el gasto en educación es o no un bien de consumo duradero no es una cuestión cerrada. Si bien consideramos que dicho gasto habría de interpretarse más como un bien de inversión en capital humano que como un bien de consumo no duradero, hemos considerado oportuno incluirlo como bien de consumo duradero, puesto que genera utilidad más allá del período en el que se realiza el gasto. Véase en Estrada y Sebastián (1993), *op. cit.*, diversas deficiones de bien de consumo duradero, así como una defensa de la inclusión del gasto en educación como bien de consumo duradero.

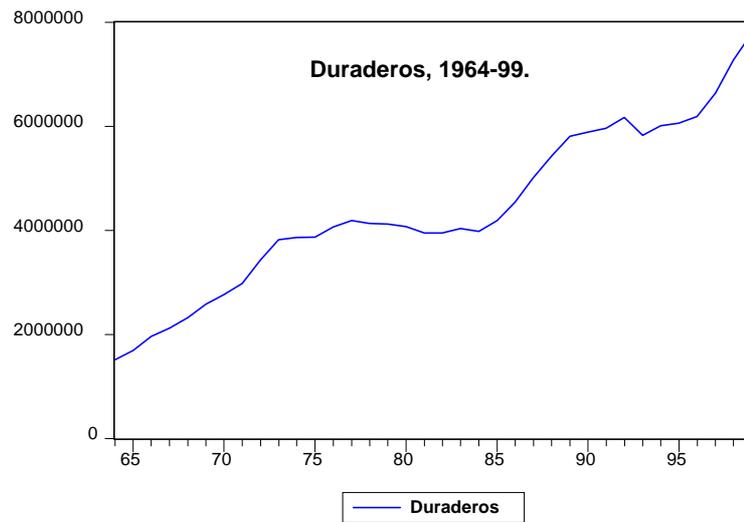
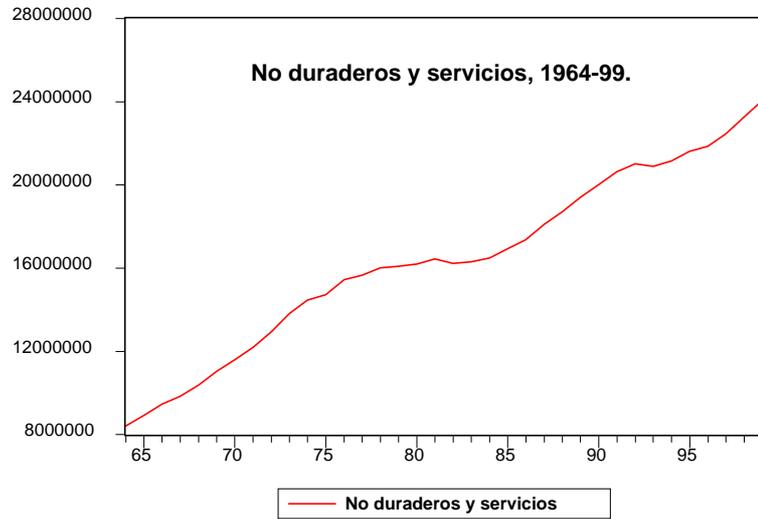


Figura 3-1: Gasto de consumo por tipo de consumo, 1964-99 (datos anuales). Base 1986.

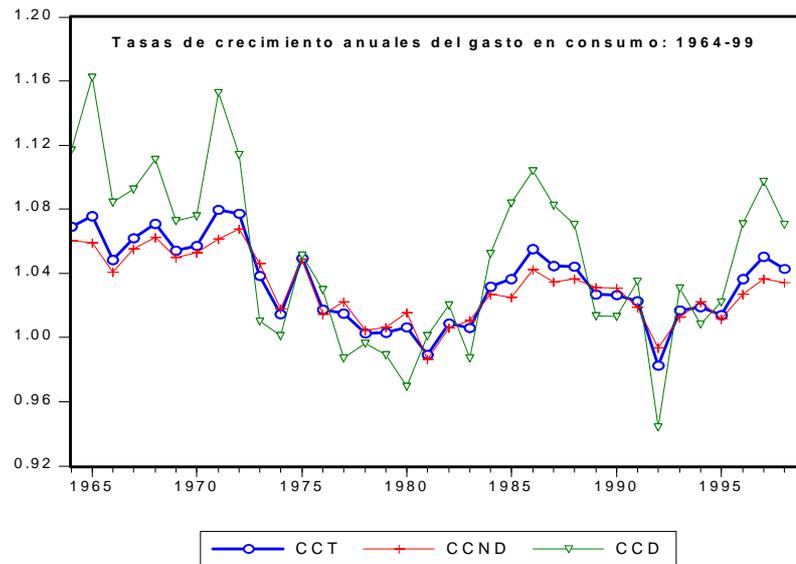


Figura 3-2: Tasas de crecimiento del gasto de consumo por tipo de consumo, 1964-99 (datos anuales). Base 1986.

	No duraderos y servicios	Duraderos
MEDIA	0.030029	0.046918
MEDIANA	0.030317	0.050031
DESVIACIÓN TÍPICA	0.020229	0.049985
ASIMETRÍA	-0.076946	0.085842
CURTOSIS	2.240531	2.303631

Tabla 3.2: Consumo por tipo. Tasas de crecimiento anuales. Principales estadísticos.

3.6 Desglose de los datos de consumo por tipo: datos trimestrales

Como ya hemos mencionado, el INE publica de modo trimestral los datos de consumo final interior y nacional de los hogares. El problema con estos datos es que no están desglosados por tipo, por lo que no es posible obtener de modo directo el gasto de consumo en bienes no duraderos y servicios y el gasto de consumo en bienes no duraderos. No obstante, utilizando la información que hemos obtenido en el apartado anterior y la información

sobre el consumo trimestral proporcionada por el INE ha sido posible obtener una serie trimestral de consumo por tipo de consumo.

Los datos que el INE proporciona de modo trimestral cubren el período que va entre el primer trimestre de 1970 y el tercer trimestre de 2001. No obstante, dado que sólo disponemos de datos de consumo anual por tipo de consumo hasta 1999, hemos construido la serie 1970:I-1999:IV. Dada la no disponibilidad de series trimestrales obtenidas por estimación directa para una gran parte de variables económicas en el caso español, son diversos los trabajos que, utilizando diferentes métodos, han procedido a su obtención³⁹.

Existen diversos métodos de trimestralización de series anuales. En general, suele diferenciarse entre los métodos no basados en indicadores y los que hacen uso de la información que ciertos indicadores relacionados con la variable a trimestralizar proporcionan⁴⁰. Los métodos que utilizan únicamente la información proporcionada por la variable anual, optan por algún criterio objetivo para obtener los datos trimestrales, como por ejemplo, la minimización de las oscilaciones de la series trimestral⁴¹. Así, si Y_t es la serie anual, $t = 1, 2, \dots, T$, e y_{tj} es la serie trimestral, $j = 1, \dots, 4$, los datos trimestrales se obtendrían mediante la resolución del siguiente problema de minimización:

$$\begin{aligned} \min \quad & y' D' D y \\ \text{s.a.} \quad & B' y = Y \end{aligned}$$

³⁹Destacamos, entre otros, Estrada y Buisán (1999) aplicado al caso del consumo, Buendía *et. al.* (1998) aplicado al VAB regional, Matea y Regil (1994) aplicado al deflactor del consumo privado nacional y Rodríguez y Sanz (1982) y Sanz (1983, 1985) aplicados al PIB por ramas de actividad.

⁴⁰En este segundo caso surge un problema adicional que es la elección de los indicadores más adecuados. A este respecto, véase Buendía *et. al.* (1998), *op. cit.*

⁴¹Tal es el caso del método propuesto por Boot *et. al.* (1967). Un análisis detallado de éste y otros métodos de trimestralización puede verse en Buendía *et. al.* (1998) *op. cit.*

donde D es la matriz⁴²

$$D = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & \dots & \dots & 0 & 0 & 0 \\ -1 & 1 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & -1 & 1 \end{pmatrix}$$

y la restricción del problema de minimización recibe el nombre de condición de compatibilidad y muestra que la suma de los cuatro datos trimestrales obtenidos ha de ser igual al dato anual de partida. Puede demostrarse que la solución al problema viene dada por

$$y = A^{-1}B(B'A^{-1}B)^{-1}Y$$

donde la matriz B' no es más que:

$$B' = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 & 1 & 0 & 0 & \dots & \dots & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 1 & 1 & \dots & 0 & 0 & 0 \\ \dots & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & \dots & \dots & 0 & 1 & 1 & 1 & 1 \end{pmatrix}$$

Dentro de los métodos de trimestralización basados en el uso de indicadores, el más utilizado es el de Chow-Lin (1971)⁴³. El método parte de la existencia de una relación lineal entre la serie a trimestralizar y los indicadores en los que dicha trimestralización se basa del tipo

$$y = X\beta + u$$

donde X es la matriz que recoge la información relativa a los indicadores y se supone que $E(u) = 0$ y $E(uu') = V$. Partiendo de este supuesto, la idea es obtener un estimador

⁴²Esta matriz fue propuesta por Denton (1971) y permite simplificar los cálculos.

⁴³Éste es el método utilizado por el INE.

lineal insesgado de y . Éste viene dado por:

$$\hat{y} = X\hat{\beta}^{MCG} + VB(B'VB)^{-1}B'\hat{u}$$

donde β se ha estimado utilizando el método de mínimos cuadrados generalizados. El principal problema que aquí surge es la necesidad de establecer a priori algún supuesto sobre la forma que adopta V o llevar a cabo un proceso indirecto de estimación de dicha matriz de varianzas y covarianzas.

No obstante, nuestro caso es algo diferente ya que sí que disponemos de series trimestrales de consumo final interior de los hogares; el único problema que tenemos es que éste no aparece desglosado por tipo. A continuación exponemos brevemente la metodología que hemos utilizado para obtener las series trimestrales que buscamos. Sea C_t el consumo final anual del período t , que como sabemos hemos desglosado en no duradero y servicios y duradero. Es decir,

$$C_t = C_t^{NDYS} + C_t^D \quad (3.10)$$

Nuestro objetivo es descomponer C_t^D en cuatro datos trimestrales, de tal modo que se verifique la condición de compatibilidad:

$$C_t^D = C_{t1}^D + C_{t2}^D + C_{t3}^D + C_{t4}^D \quad (3.11)$$

Para ello hemos hecho uso de la información que nos proporciona un indicador del consumo de bienes duraderos. Sea X_t el valor de dicho indicador para el período t . La información disponible nos permite descomponer X_t en cuatro componentes, cada uno correspondiente a un trimestre:

$$X_t = X_{t1} + X_{t2} + X_{t3} + X_{t4} \quad (3.12)$$

El cálculo del consumo duradero correspondiente a cada trimestre se ha realizado apli-

cando la siguiente expresión:

$$C_{tj}^D = a_j C_t^D, \quad j = 1, \dots, 4 \quad (3.13)$$

donde

$$a_j = \frac{X_j}{X_t}, \quad j = 1, \dots, 4 \quad (3.14)$$

Una vez obtenida la serie de gasto de consumo en bienes duraderos, hemos obtenido la serie correspondiente al gasto de consumo en bienes no duraderos y servicios explotando la información de los datos trimestrales publicados por el INE. Concretamente,

$$C_{tj} = C_{tj}^{NDYS} + C_{tj}^D, \quad j = 1, \dots, 4 \quad (3.15)$$

donde C_{tj} es proporcionado por el INE y C_{tj}^D es obtenido por el procedimiento anteriormente expuesto.

Para realizar este proceso de trimestralización hemos escogido como indicador del consumo duradero el número de turismos matriculados durante el trimestre en cuestión. Estos datos son publicados por la Dirección General de Tráfico con frecuencia mensual. Varias razones nos han llevado a optar por trimestralizar el consumo duradero en lugar del no duradero; la principal es que el indicador que hemos mencionado se presenta como una variable *sustitutiva* muy adecuada del consumo duradero⁴⁴, cosa que no está tan clara para otros posibles indicadores del gasto de consumo en bienes no duraderos y servicios. Además, existen datos de matriculación de vehículos desde 1960, por lo que disponemos de información para el período que deseamos analizar. Es importante señalar que, siguiendo a Buendía *et. al.* (1998), hemos procedido a desestacionalizar el indicador antes de llevar a cabo el proceso de trimestralización. Por otro lado, para analizar la adecuación del indicador a la variable que se pretende aproxime, hemos procedido al cálculo de la correlación entre el gasto anual en consumo duradero y el número de

⁴⁴Véase la sección dedicada al estudio de los indicadores del gasto en consumo.

vehículos matriculados anualmente⁴⁵; dicha correlación arroja un valor de 0.9625. La Figura 3-3 muestra claramente la relación que existe entre ambas variables.

La Figura 3-4 muestra las tasas de crecimiento trimestrales del gasto de consumo en bienes no duraderos y servicios y en bienes duraderos para el período considerado. La tasa de crecimiento media para el gasto de consumo en bienes no duraderos y servicios se situó en torno al 0.6 por ciento, con una desviación típica ligeramente superior al 2 por ciento; por su parte, el gasto de consumo en bienes duraderos creció en torno al 0.8 por ciento trimestral como media, con una desviación típica superior al 11 por ciento. Los detalles al respecto se recogen en la Tabla 3.3.

	No duraderos y servicios	Duraderos
MEDIA	0.006291	0.008151
MEDIANA	0.003856	0.014179
DESVIACIÓN TÍPICA	0.029703	0.113955
ASIMETRÍA	0.252765	-0.141803
CURTOSIS	4.989152	5.849747

Tabla 3.3: Consumo por tipo. Tasas de crecimiento trimestrales. Principales estadísticos.

3.7 Indicadores de consumo: datos mensuales

A continuación nos centraremos en el estudio de los indicadores del consumo privado existentes en el caso español. Como ya se ha mencionado, la utilidad de los indicadores de consumo como variable sustitutiva del consumo radica en su mayor frecuencia de publicación; esto permite disponer de una mayor cantidad de información que, además, recoge de un modo más exacto la evolución de la variable consumo a lo largo del tiempo.

No obstante, hemos de recordar que los indicadores son precisamente eso, indicadores que pretenden recoger de un modo adecuado la evolución de la variable a la que pretenden sustituir. Así pues, consideramos necesario analizar de un modo detallado qué indicadores del consumo privado pueden ser los más apropiados como variables sustitutivas tanto del

⁴⁵Un método similar, pero con objetivos diferentes, es utilizado por Estrada y Buisán (1999), *op. cit.*

consumo de bienes no duraderos y servicios como del consumo de bienes duraderos. Para ello, hemos procedido a un análisis de correlación entre diferentes medidas del consumo final privado y diferentes indicadores de consumo⁴⁶, diferenciando entre el consumo de bienes no duraderos y servicios y el consumo de bienes duraderos.

3.7.1 Indicadores del consumo de bienes no duraderos y servicios

Comenzamos este análisis con el estudio de los indicadores del gasto de consumo en bienes no duraderos y servicios. Proponemos como indicadores los siguientes:

1. Índice de disponibilidades de bienes de consumo (ID1)
2. Índice de disponibilidades: alimentos, bebidas y tabaco (ID2).
3. Índice general de ventas (IV1).
4. Índice general de ventas: alimentación (IV2).
5. Índice general de ventas: comercio no especializado (IV3).
6. Índice general de ventas: grandes superficies no especializadas (IV4).
7. Índice general de ventas grandes superficies no especializadas: alimentación (IV5).
8. Consumo de gasolina (CG).

Todos estos indicadores se publican mensualmente. Para analizar su adecuación como variable sustitutiva del consumo de bienes no duraderos y servicios, hemos calculado la correlación entre el gasto de consumo en bienes no duraderos y servicios (ND) y los distintos indicadores, tanto con datos anuales como con datos trimestrales. Dado que los indicadores se publican mensualmente, hemos calculado la media simple anual y

⁴⁶Un análisis similar puede verse en Estrada y Buisán (1999), *op. cit.*

trimestral de los mismos, llevando a cabo el proceso de ajuste estacional oportuno en el caso de los datos trimestrales. Los resultados obtenidos se muestran en la Tabla 3.4. Los diferentes indicadores de consumo que hemos seleccionado presentan una correlación superior a 0.90 en todos los casos cuando se utilizan datos anuales; sin embargo, los resultados con datos trimestrales arrojan, en ciertos casos, peores resultados. Basándonos en este análisis, consideramos que los indicadores más adecuados son el consumo mensual de gasolina (CG), el índice general de ventas (IV1) y el índice general de ventas en grandes superficies (IV4). Entre éstos, hemos optado por utilizar el consumo mensual de gasolina como variable sustitutiva del consumo mensual de bienes no duraderos y servicios y ello por dos razones: en primer lugar, porque es el indicador que presenta mejores resultados considerando de modo conjunto los datos anuales y trimestrales; en segundo lugar, por la disponibilidad de datos existentes (disponemos de información mensual desde 1945); además, en este caso, no existen problemas de cambios de base por lo que la información es claramente más homogénea.

	ND (datos anuales)	ND(datos trimestrales)
ID(1)	0.9755	0.6642
ID(2)	0.9057	0.6703
IV(1)	0.9978	0.7499
IV(2)	0.9636	0.6996
IV(3)	0.9859	0.7282
IV(4)	0.9929	0.7173
IV(5)	0.9785	0.6731
CG	0.9428	0.9582

Tabla 3.4: Consumo de bienes no duraderos y servicios y diferentes indicadores de consumo: correlaciones

3.7.2 Indicadores del consumo de bienes duraderos

A continuación repetiremos el análisis anterior aplicándolo en este caso a los indicadores del consumo de bienes duraderos. Proponemos con indicadores los siguientes:

1. Matriculación de vehículos de turismo (MV).

2. Índice de ventas: equipo del hogar (IVH).
3. Índice de ventas en superficies no especializadas: equipo del hogar (IVGSH).

La Tabla 3.5 muestra las correlaciones entre los indicadores propuestos y el consumo de bienes duraderos (CD) utilizando tanto datos anuales como trimestrales.

	CD (datos anuales)	CD (datos trimestrales)
MV	0.9625	0.9243
IVH	0.9956	0.9042
IVGSH	0.9935	0.9090

Tabla 3.5: Consumo de bienes duraderos e indicadores de consumo: correlaciones

Como vemos, cualquiera de estos indicadores parece ser adecuado como variable sustitutiva del consumo de bienes duraderos. No obstante, debido a la disponibilidad de datos homogéneos, consideramos que el más adecuado es la matriculación de vehículos, ya que disponemos de información mensual desde 1960.

3.8 Conclusiones

A la hora de contrastar empíricamente el modelo CCAPM, es habitual recurrir al uso de datos de consumo de bienes no duraderos y servicios. La disponibilidad de datos en el caso español sólo permite la medición directa de este tipo de consumo con frecuencia anual. Así, hemos obtenido una serie anual desde 1964-1999 a precios constantes de 1986.

Por otra parte, hemos considerado oportuno la utilización de datos tanto trimestrales como mensuales con el objetivo de analizar si la frecuencia de medición de los datos puede afectar a los resultados del modelo. Dada la inexistencia de tales datos desagregados para el consumo de bienes no duraderos y servicios y consumo de bienes duraderos hemos procedido como sigue. En relación a los datos trimestrales, hemos realizado un proceso de trimestralización de los datos anuales de consumo duradero basándonos en un indicador de dicho tipo de consumo. Utilizando la información obtenida con este proceso y la

información del consumo trimestral proporcionada por el INE hemos elaborado una serie de consumo por tipo que cubre el período 1970:I-1999:IV.

Por último, en relación a los datos mensuales, hemos seleccionado los indicadores de consumo con mayor correlación con los datos anuales y trimestrales de consumo por tipo. Así, consideramos que el indicador más adecuado del gasto de consumo en bienes no duraderos y servicios es el consumo mensual de gasolina. Con respecto al gasto de consumo en bienes duraderos, el indicador seleccionado es la matriculación mensual de vehículos. La selección de estos indicadores se ha basado en un doble criterio: la disponibilidad de datos homogéneos para el período considerado y la correlación entre el indicador y la variable a la que pretende sustituir.

Por otra parte, consideramos que la completa exclusión de los datos de consumo de bienes duraderos podría generar estimaciones sesgadas de los parámetros. Por ello, hemos haremos uso también de las series anuales y trimestrales de consumo total como una primera aproximación de la modelización del consumo de bienes duraderos dentro del modelo.

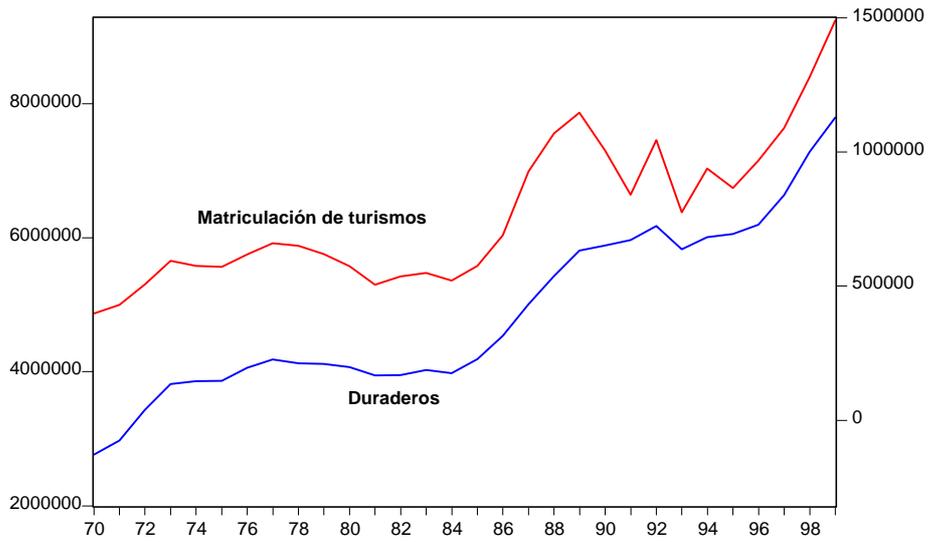


Figura 3-3: Consumo de bienes duraderos y matriculación de turismo, 1970-99.

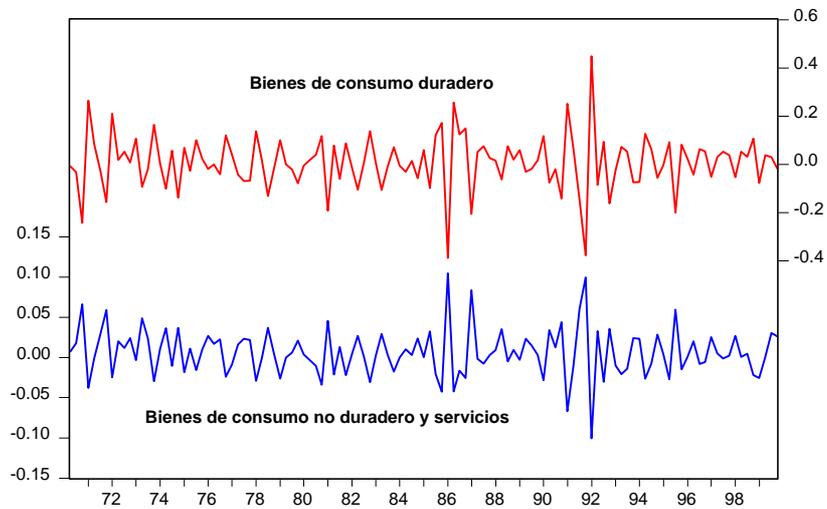


Figura 3-4: Consumo de bienes no duraderos y servicios y consumo de bienes duraderos. Tasas de crecimiento trimestrales, 1970:II-1999:IV. Base 1986.

Capítulo 4

El tipo de interés

4.1 El activo libre de riesgo en el modelo teórico

El activo libre de riesgo juega un importante papel en el modelo CCAPM teórico ya que nos permitirá calcular el exceso de rentabilidad de los diferentes activos con riesgo o, lo que es lo mismo, la prima de riesgo. El modelo básico nos lleva a la siguiente Ecuación de Euler:

$$E_t \left[\tilde{\phi}_{t+1} \tilde{R}_{t+1}^i \right] = 1 \quad (4.1)$$

Si aplicamos esta expresión a la tasa de retorno del activo libre de riesgo, R_{t+1}^f , obtenemos:

$$E_t \left[\tilde{\phi}_{t+1} \right] = \frac{1}{R_{t+1}^f} \quad (4.2)$$

Operando en la expresión (4.1) se obtiene:

$$E_t \left[\tilde{\phi}_{t+1} \left(\tilde{R}_{t+1}^i - R_{t+1}^f \right) \right] = 0 \quad (4.3)$$

Por lo tanto, obsérvese que el inverso del tipo de interés libre de riesgo no es más que la esperanza condicionada del factor de descuento estocástico y que la esperanza

condicionada del producto entre el exceso de retorno del activo i y el factor de descuento estocástico ha de ser nula.

Nos planteamos ahora qué tipo de interés hemos de medir. Obsérvese que en el modelo teórico todas las variables están expresadas en términos reales, es decir, en unidades de único bien de consumo existente. Por tanto, hemos de medir la tasa de retorno real de un activo carente de riesgo. Esto nos lleva a hablar de la diferenciación entre tipos de interés nominales y reales y tipos de interés *ex-ante* y *ex-post*.

4.1.1 Tipos de interés nominales *versus* tipos de interés reales

Sea $r_{t+1}^{f,n}$ el tipo de interés nominal y $r_{t+1}^{f,r}$ el tipo de interés real, ambos en términos netos. El tipo de interés nominal y real diferirán en la medida en que la tasa de inflación, π_{t+1} , sea distinta de cero. Así, la relación entre el tipo de interés nominal y real viene dada por la Ecuación de Fisher¹:

$$r_{t+1}^{f,r} \simeq r_{t+1}^{f,n} - \pi_{t+1} \quad (4.4)$$

Obsérvese que la expresión anterior no es conocida en el momento en el que los agentes toman sus decisiones de consumo e inversión, puesto que la tasa de inflación efectiva del período t no se conoce con certeza hasta el final de dicho período. Es decir, la expresión (4.4) recoge el tipo de interés real *ex-post*. Pero éste no es el tipo de interés verdaderamente relevante en las decisiones de los agentes económicos. A la hora de decidir cuánto consumir y cuánto invertir, los agentes económicos utilizan el tipo de interés real *ex-ante*, es decir, utilizan sus expectativas de inflación y no la inflación que efectivamente tendrá lugar:

$$r_{t+1}^{f,r}(ex - ante) \simeq r_{t+1}^{f,n} - \pi_{t+1}^e \quad (4.5)$$

Éste es el tipo de interés que, según el modelo teórico, hemos de medir.

¹Un análisis detallado de este tema puede verse en Febrero (varios años), *Notas de clase*.

4.2 Problemas relacionados con la medición del tipo de interés

El primer problema a la hora de medir el tipo de interés real *ex-ante* es que no conocemos las expectativas de inflación de los agentes². Así pues, desde el punto de vista empírico resulta imposible cuantificar el tipo de interés real *ex-ante*, por lo que lo habitual es utilizar en su lugar el tipo de interés real *ex-post* como variable sustitutiva³. No obstante, este modo de proceder no está exento de problemas⁴:

1. Aunque el error medio en la previsión de la tasa de inflación es nulo, no hay garantías de que esto sea cierto período a período, por lo que puede ocurrir que, en ciertos casos, el tipo de interés real *ex-post* no sea una buena aproximación del tipo de interés real *ex-ante*, aunque en promedio sí lo sea.
2. Un problema de gran importancia es que los tipos de interés reales *ex-post* sólo pueden obtenerse con un cierto retardo, en función del período que se esté considerando.
3. Otro problema a considerar radica en el hecho de que la Ecuación de Fisher generalmente aplicada para el cálculo de los tipos de interés reales *ex-post*, no incluye una prima por el riesgo de inflación que, en ciertos casos, puede ser importante⁵.

Una cuestión conceptual de gran relevancia a la hora de medir el tipo de interés es definir claramente qué se entiende por activo libre de riesgo⁶. Si pensamos en términos

²La utilización de activos cuyo rendimiento esté indexado podría ser una solución a este problema.

³Véase, entre otros, Esteve y Tamarit (1994), Raymond y Palet (1989).

⁴Véase Ayuso (1996).

⁵Estos problemas han llevado a diversos intentos por estimar directamente los tipos de interés reales *ex-ante*, sin necesidad de recurrir a la Ecuación de Fisher. Así, Ayuso y López-Salido (1997a, 1997b) aplican el modelo de valoración de activos CCAPM a la valoración del activo libre de riesgo, lo que les permite obtener directamente el tipo de interés deseado. El resultado empírico de su trabajo lleva a la conclusión de que, efectivamente, en ciertos casos el tipo de interés real *ex-post* no es una variable sustitutiva adecuada del tipo de interés real *ex-ante*.

⁶Véase a este respecto Febrero (varios años), *Notas de clase*.

de la tasa de retorno, un activo libre de riesgo sería aquél para el que tanto el precio como el pago futuros son conocidos hoy con certeza. Una posibilidad es considerar un bono puro al descuento cuyo emisor carezca de riesgo de impago. Obviando el riesgo de inflación, los bonos estatales al descuento suelen considerarse como la contrapartida empírica más adecuada del activo libre de riesgo. Así, la tasa de retorno de un bono de este tipo sería el tipo de interés libre de riesgo. En el caso español, las Letras del Tesoro serían un buen candidato a activo libre de riesgo.

4.3 La medición empírica del tipo de interés

4.3.1 Introducción

Nos planteamos ahora de qué modo ha sido medido el tipo de interés en la literatura empírica, centrándonos especialmente en el caso español.

En aquellos casos en los que existe una serie temporal lo suficientemente larga del rendimiento de algún tipo de bono estatal al descuento, es habitual que la tasa de retorno de dicho bono se utilice como tipo de interés. Tal es el caso de Estados Unidos. En otros casos, se recurre al tipo de interés del mercado interbancario como una variable sustitutiva del tipo de interés libre de riesgo⁷. Otra opción es considerar el tipo de interés fijado por el Banco Central, el tipo de interés de los depósitos o algún tipo de interés sintético elaborado al efecto⁸.

En la literatura empírica aplicada al caso español surge un problema debido al tardío desarrollo del mercado de Letras del Tesoro. Sólo disponemos de información fiable desde julio de 1987. Así en diversos trabajos empíricos, se opta por considerar únicamente el período posterior a éste⁹.

⁷Véase, por ejemplo, García Montalvo (1998).

⁸Veáse Cuenca (1994) para la elaboración de tipos de interés sintéticos para el caso español. Los datos de este trabajo son utilizados por Rubio (1995) y Rodríguez López (1997) en sus trabajos de contrastación del modelo CCAPM para la economía española.

⁹Tal es el caso de Pérez-Rodríguez (1995, 1999).

Con el objetivo de alargar las series hasta 1964 hemos optado por utilizar el rendimiento de las obligaciones emitidas por las empresas eléctricas¹⁰, al considerar que dichas obligaciones pueden ser una buena variable sustitutiva del activo libre de riesgo¹¹. A continuación se explica de modo detallado cómo se han elaborado las series anual, trimestral y mensual de tipos de interés reales que se utilizarán en la contrastación empírica del modelo.

4.3.2 Series anuales

Hemos elaborado una serie anual de tipos de interés reales para el período 1964-99. Para ello, hemos utilizado el tipo de interés a la emisión de las obligaciones eléctricas para cubrir el período 1964-1986, período para el que no existen datos fiables sobre el rendimiento de bonos públicos; a partir de 1987, utilizaremos el tipo de interés medio ponderado en el mercado primario de Letras del Tesoro. Las series utilizadas se detallan a continuación:

1. A partir de 1987, el tipo de interés nominal anual se ha calculado como el tipo de interés medio de las diferentes emisiones de Letras del Tesoro a un año habidas a lo largo del año en consideración. El dato anual se ha obtenido como la media simple de los tipos de interés a la emisión a lo largo del año. Los datos proceden del *Boletín Estadístico* del Banco de España¹².
2. Para el período 1964-86 hemos optado por utilizar el rendimiento interno en Bolsa de las obligaciones eléctricas; existen series mensuales publicadas por el Banco de España desde enero de 1960¹³. De nuevo, el tipo de interés anual se ha calculado

¹⁰Los datos son publicados por el Banco de España en su *Boletín Estadístico* y en el *Boletín Económico*. Otros trabajos aplicados al caso español también optan por las obligaciones de las empresas eléctricas como sustitutiva del activo libre de riesgo. Véase, por ejemplo, Mora López (1992).

¹¹Aunque no puedan calificarse de obligaciones emitidas por el Estado, las empresas eléctricas han sido durante el período considerado de propiedad pública, por lo que se pueden considerar en este sentido libres de riesgo.

¹²Concretamente de la serie BE211613.

¹³Véase Banco de España (1989) para una descripción detallada de las series.

como la media simple de los tipos de interés mensuales disponibles.

3. Por último, para obtener el tipo de interés real *ex-post* hemos calculado la tasa de inflación anual como la suma de la variación del IPC general mes a mes a lo largo del año considerado. El tipo de interés real se ha obtenido restando dicha tasa de inflación a los tipos de interés nominales.

La Figura 4-1 muestra la evolución del tipo de interés real anual para el período 1964-99; pueden observarse largos períodos para los que el tipo de interés real fue negativo, especialmente en la década de los 70. Esteve y Tamarit (1994) consideran que la explicación de los valores negativos del tipo de interés real está en la evolución de las políticas macroeconómicas y de la reglamentación financiera; así, en los años 70 la excesiva reglamentación del mercado financiero impidió que los tipos de interés nominales reaccionaran del modo expresado por la Ecuación de Fisher a la evolución de las tasas de inflación, lo que hizo que los tipos de interés reales fueran negativos durante dicha década. Sin embargo, el giro de la política monetaria y la reducción de la regulación de los mercados financieros en la década de los 80 permitieron que los tipos de interés reales se elevaran. El tipo de interés real medio anual durante el período considerado ascendió al 1.3 por ciento

4.3.3 Series trimestrales

Hemos elaborado una serie de tipos de interés reales trimestrales para el período 1970:I-2000:IV¹⁴. Para ello hemos hecho uso de las siguientes series:

1. Tipo de interés del mercado interbancario a 3 meses: existen datos mensuales disponibles desde el mes de enero de 1979. El tipo trimestral se ha calculado como la media simple de los tipos mensuales¹⁵. Dado que los datos ofrecen información

¹⁴Disponemos, por tanto, de 124 datos trimestrales.

¹⁵Los datos proceden del *Boletín Estadístico* del Banco de España, serie BE200406.

sobre los tipos de interés anualizados, hemos calculado el tipo correspondiente a cada trimestre.

2. Para el período 1970:I-1978:IV hemos utilizado la media simple trimestral del rendimiento interno en Bolsa de las obligaciones eléctricas.
3. Por último, el tipo de interés real se ha obtenido restando al tipo de interés nominal la tasa de inflación correspondiente al trimestre, calculada como la variación del IPC general a lo largo de los tres meses correspondientes.

La Figura 4-2 muestra la evolución del tipo de interés real trimestral a lo largo del período considerado. Una vez más observamos que éste tomó valores negativos durante la década de los 70.

4.3.4 Series mensuales

Como tipo de interés libre de riesgo hemos considerado el tipo de interés del mercado interbancario para depósitos a un mes. Disponemos de datos desde el mes de enero de 1974¹⁶. La Figura 4-3 muestra la evolución del tipo interbancario a un mes desde enero de 1974 hasta diciembre de 2000, utilizando datos anualizados. Como puede observarse, durante la década de los 70 el mercado presentó una gran inestabilidad¹⁷, por lo que hemos optado por considerar únicamente el período 1980-2000¹⁸.

Para calcular el tipo de interés real hemos mensualizado el tipo interbancario¹⁹ y le hemos restado la tasa de inflación mensual calculada como la tasa de variación del IPC general mes a mes. La Figura 4-4 muestra la evolución de los tipos de interés reales mensuales para el período 1980-2000.

¹⁶Los datos provienen de la serie BE200405 del *Boletín Estadístico* del Banco de España.

¹⁷Véase Mora López (1992), *op. cit.*

¹⁸Disponemos, por tanto, de 252 datos mensuales.

¹⁹Aunque los datos son mensuales, el tipo de interés está anualizado.

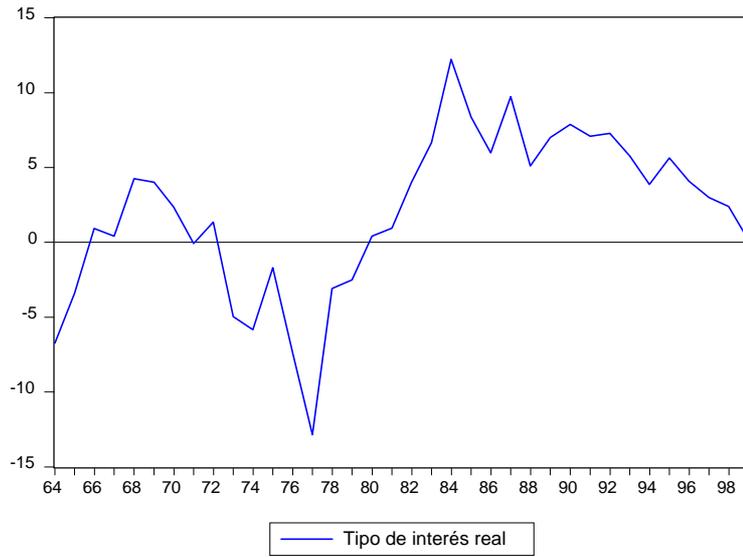


Figura 4-1: Tipos de interés reales anuales: 1964-99.

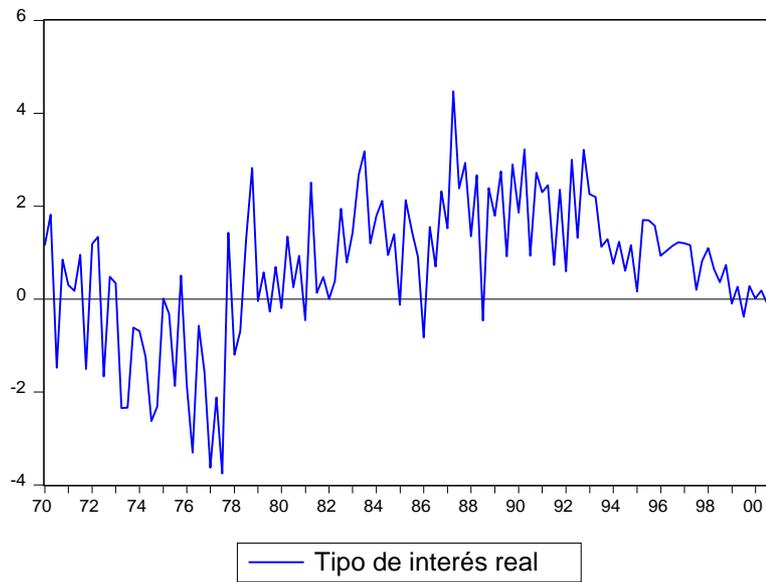


Figura 4-2: Tipos de interés reales trimestrales: 1970:I-2000:IV.

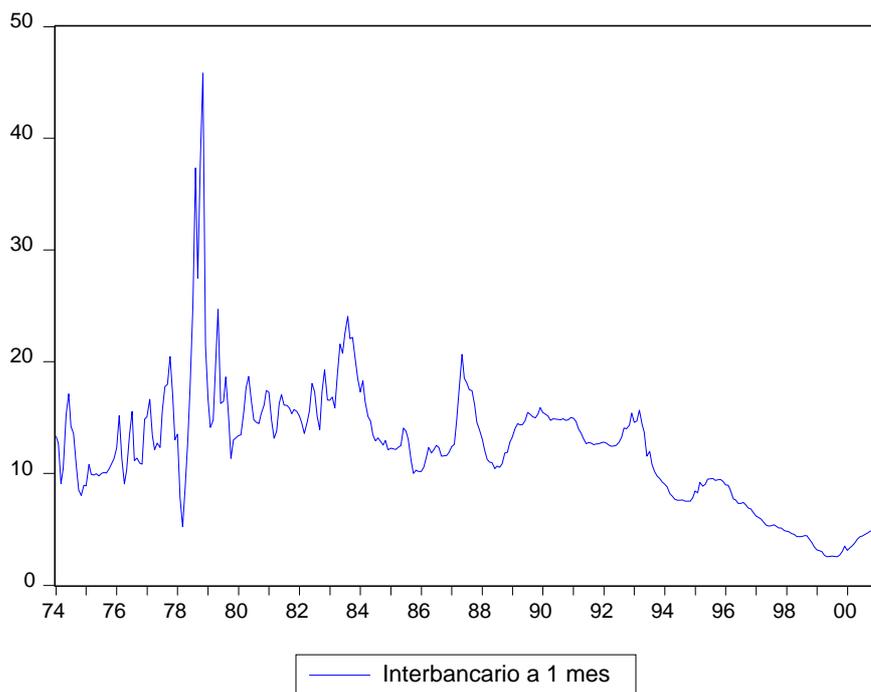


Figura 4-3: Tipo de interés del mercado interbancario a un mes (datos anualizados), 1974:01-2000:12.

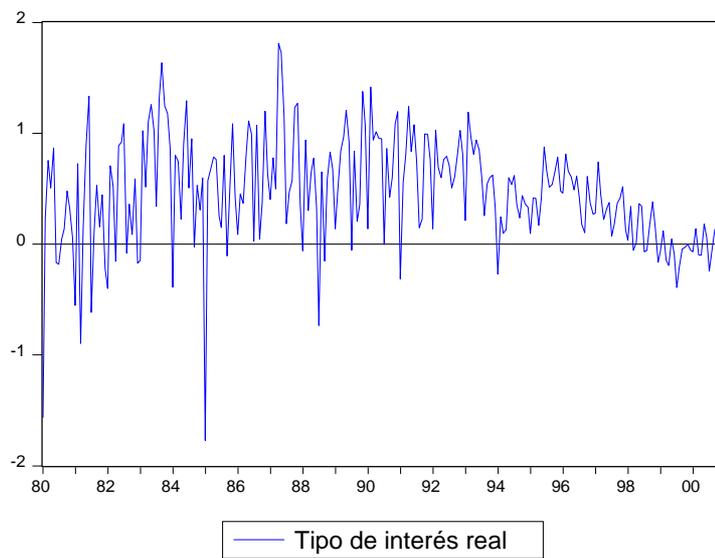


Figura 4-4: Tipos de interés reales mensuales: 1980:01-2000:12.

Capítulo 5

La tasa de retorno de los activos financieros

5.1 Introducción

En esta sección analizaremos una de las variables fundamentales del modelo CCAPM: la tasa de retorno de los activos financieros. Recordemos una vez más que el objetivo fundamental del modelo CCAPM no es otro que la estimación de las tasas de retorno de equilibrio de los activos financieros en el entorno de un modelo de equilibrio general dinámico. Ocurre pues que la tasa de retorno es la variable objetivo del modelo.

Nuestro objetivo es, en primer lugar, aclarar qué entendemos por tasa de retorno para, a continuación, analizar de qué modo podemos medir empíricamente dicha variable. Así, esta sección se organiza como sigue: en primer lugar, analizaremos la tasa de retorno en el marco teórico del modelo CCAPM. A continuación analizaremos los problemas con los que nos encontramos a la hora de cuantificar empíricamente dicha variable y repasaremos las principales fuentes de datos disponibles para el caso español. Por último, procederemos a elaborar las series mensuales, trimestrales y anuales que serán utilizadas en la contrastación empírica del modelo para el caso español.

5.2 La tasa de retorno en el modelo teórico

Recordemos la Ecuación de valoración fundamental del modelo CCAPM:

$$E_t \left[\tilde{\phi}_{t+1}^i \tilde{R}_{t+1}^i \right] = 1$$

donde $\tilde{\phi}_{t+1}^i$ es el factor de descuento estocástico y \tilde{R}_{t+1}^i es la tasa de retorno bruta del activo i durante el período t . Veamos con mayor detalle qué se entiende por tasa de retorno¹.

Definición 1 *La tasa de retorno bruta de un activo financiero a lo largo de un período s se define como la tasa de crecimiento bruta de la riqueza materializada en dicho activo. Es decir,*

$$R_s^i = \frac{W_{s+1}^i}{W_s^i} \quad (5.1)$$

donde W^i representa la riqueza materializada en el activo i .

Si pensamos en el caso de una acción, es inmediato que la tasa de retorno tomará la siguiente expresión:

$$R_s^i = \frac{p_{s+1}^i + d_{s+1}^i}{p_s^i} \quad (5.2)$$

donde p representa el precio ex-dividendo del activo y d representa las rentas intermedias que el activo genera a lo largo del período s , en este caso, los dividendos². Obsérvese que la tasa de retorno tiene dos componentes fundamentales: las ganancias de capital, $\frac{p_{s+1}}{p_s}$ y la rentabilidad por dividendos, $\frac{d_{s+1}}{p_s}$.

Por su parte, la tasa neta de retorno se define como sigue.

Definición 2 *La tasa de retorno neta de un activo financiero a lo largo de un período s se define como la tasa de crecimiento neta de la riqueza materializada en dicho activo.*

¹Véase Febrero (varios años), *Notas de clase*, para una descripción detallada.

²Obsérvese que $R_s^i \geq 0$. Véase Febrero (varios años), *op. cit.*

Es decir,

$$r_s^i = \frac{W_{s+1}^i - W_s^i}{W_s^i} \implies r_s^i = R_s^i - 1 \quad (5.3)$$

Es decir, la tasa de retorno neta es igual a la bruta menos la unidad³.

Centrémonos ahora en el modelo CCAPM teórico. En éste, estamos utilizando la tasa de retorno bruta del activo en cuestión en términos reales. Si no existe inflación, las definiciones dadas hasta ahora medirían con exactitud lo que el modelo teórico requiere. Sin embargo, en las economías reales la tasa de inflación es normalmente distinta de cero, por lo que a continuación veremos cómo calcular la tasa de retorno bruta en términos reales.

Para obtener la tasa de retorno bruta en términos reales sólo hemos de deflactar por el nivel general de precios, que denominaremos P_s . Así, obtendremos que⁴:

$$R_s^{i,r} = \frac{p_{s+1}^i + d_{s+1}^i}{p_s^i} \frac{P_s}{P_{s+1}} \implies R_s^{i,r} = \frac{R_s^i}{1 + \pi_s} = \frac{1 + r_s^i}{1 + \pi_s} \quad (5.4)$$

En términos netos:

$$r_s^{i,r} = R_s^{i,r} - 1 = \frac{r_s^i - \pi_s}{1 + \pi_s} \quad (5.5)$$

Podemos utilizar una aproximación logarítmica en la expresión (5.4) para obtener:

$$r_s^{i,r} \simeq r_s^i - \pi_s \quad (5.6)$$

Obsérvese que las expresiones (5.4), (5.5) y (5.6) recogen la tasa de retorno *ex-post*⁵.

³Obsérvese pues que la cota inferior de la tasa neta de retorno es igual a -1. Véase Febrero (varios años), *op. cit.*

⁴Véase Febrero (varios años), *op. cit.*

⁵Como ya se mencionó en la sección dedicada a los tipos de interés reales, para medir la variable *ex-ante* tendríamos que conocer las expectativas de inflación de los agentes.

5.3 La medición empírica de la tasa de retorno

Pasamos ahora a analizar cómo se traduce de un modo empírico la medición de la tasa de retorno de los diferentes activos.

5.3.1 El precio de los activos financieros

En los trabajos empíricos es práctica habitual sustituir el precio del activo, p , por algún índice de precios de los activos que cotizan en el mercado de capitales. Así, p no es realmente el precio de un activo financiero concreto, sino un índice de precios de un conjunto de activos seleccionado. Expondremos a continuación brevemente cómo se elabora un índice de precios de este tipo. Dado que nuestro trabajo de investigación se aplica al caso español, nos centraremos en el tipo de índices que se utilizan en el caso de la Bolsa de Madrid, que será nuestra fuente de datos fundamental.

Los números índices

Un número índice se define como una medida estadística que nos permite estudiar los cambios que se producen en una magnitud simple o compleja con respecto al tiempo o al espacio⁶. De un modo muy genérico, los números índice pueden clasificarse en simples y complejos. Sea X_i una magnitud cuya evolución deseamos analizar y sean x_{i0} y x_{it} los valores de dicha magnitud en el período base y en el período t , respectivamente. El número índice simple para X se determina del siguiente modo:

$$I_0^t(i) = \frac{x_{it}}{x_{i0}} \quad (5.7)$$

Los números índice complejos pretenden suministrar información no sobre una variable concreta, sino sobre un conjunto de variables. Tal es el caso de los índices de precios que

⁶Un estudio detallado de los números índices, su elaboración y su tratamiento puede verse en Martín Pliego (1995), cap. 11. Una aplicación concreta al caso de la Bolsa de Madrid, puede verse en Bolsa de Madrid (1992).

incluyen los precios de diversos bienes, como es el caso del IPC, o de diversos activos financieros, como en el caso de un índice bursátil. Los índices complejos pueden ser no ponderados y ponderados. Entre los primeros, destacamos la media aritmética de los índices simples, la media geométrica de los índices simples, la media armónica de los índices simples y el índice media agregativa⁷. Los índices complejos ponderados toman en consideración la importancia relativa de las diferentes magnitudes simples dentro del conjunto. Entre los índices de precios ponderados, destacaremos el índice de Laspeyres, por ser el que se utiliza en el caso de los índices bursátiles. El índice de Laspeyres es una media aritmética ponderada de los índices simples, donde la ponderación de cada índice simple viene dada por $w_i = p_{i0}q_{i0}$, siendo el año 0 el año base. Así:

$$I_{Laspeyres} = \frac{\sum_{i=1}^N I_i w_i}{\sum_{i=1}^N w_i} = \frac{\sum_{i=1}^N \frac{p_{it}}{p_{i0}} p_{i0} q_{i0}}{\sum_{i=1}^N p_{i0} q_{i0}} = \frac{\sum_{i=1}^N p_{it} q_{i0}}{\sum_{i=1}^N p_{i0} q_{i0}} \quad (5.8)$$

Enlaces y cambios de base

Es una práctica habitual en la elaboración de índices de precios actualizar el año base a medida que el tiempo transcurre con el objetivo de hacer los índices más cercanos a la realidad. Como consecuencia de este hecho, nos enfrentamos a la necesidad de enlazar series con diferentes años base. A continuación exponemos brevemente cómo llevar a cabo este proceso⁸. Supongamos que disponemos de un conjunto de números índice cuyo año base es el año 0, $I_0^0, I_0^1, \dots, I_0^t$, y que deseamos efectuar un cambio de base al año h . La nueva serie de números índices se obtiene aplicando la propiedad de inversión de

⁷Véase una descripción detallada en Martín Pliego (1995), *op. cit.*

⁸Un estudio detallado puede verse en Martín Pliego (1995), *op. cit.*

éstos⁹. Concretamente:

$$I_h^i = \frac{I_0^i}{I_0^h} \times I_h^h \implies I_h^i = \frac{I_0^i}{I_0^h} \quad (5.9)$$

donde I_0^h se denomina coeficiente de enlace técnico entre las dos series¹⁰.

Los índices bursátiles

Una vez que hemos repasado las principales características de los números índice, vamos a centrarnos a continuación en el caso concreto de los índices bursátiles. Para ser más exactos, pretendemos analizar cómo se elaboran los índices de la Bolsa de Madrid, ya que son éstos los que emplearemos en el estudio del caso español.

El índice General de la Bolsa de Madrid (IGBM) se publica diariamente desde 1963. Dicho índice ha tomado como base diferentes momentos del tiempo a lo largo de su historia; en la actualidad, el índice que se publica tiene como base el 31 de diciembre de 1985. El IGBM es un índice de Laspeyres, es decir, es un índice de precios ponderado. Las ponderaciones de los diferentes títulos que forman parte del índice se calculan en función de la capitalización bursátil a 31 de diciembre. Dicha ponderación se mantiene invariable a lo largo de todo el año, aunque se cambia de año a año. Así, para el año 2001, el IGBM incluía las cotizaciones de 116 empresas distribuidas en 10 sectores. De todas ellas, el mayor peso de ponderación correspondía a Telefónica, con una ponderación del 18.47 por ciento.

La Bolsa de Madrid elabora además una serie de índices por sectores de actividad. Concretamente, disponemos de los siguientes índices:

1. Bancos y financieras.
2. Eléctricas.

⁹Dicha propiedad muestra que:

$$I_t^0 = \frac{1}{I_0^t} \implies I_t^0 I_0^t = 1$$

¹⁰En el caso del IPC, los coeficientes de enlace técnico entre las distintas series son proporcionados por el INE para cada cambio de base que ha tenido lugar.

3. Alimentación, bebidas y tabaco.
4. Construcción.
5. Inversión.
6. Metal-mecánica (siderometalúrgicas).
7. Petróleo y químicas (químico-textil).
8. Comunicaciones.
9. Otras industrias y servicios.
10. Nuevas tecnologías¹¹.

En primer lugar, se calculan los índices de cada valor dentro del sector del que forman parte, así como su ponderación dentro del índice del sector. La suma de los productos del índice de cada título por su correspondiente ponderación dentro del sector, resulta en el índice del sector. Conocido el índice sectorial, el IGBM se calcula como la suma ponderada de los diferentes índices sectoriales.

Tanto el IGBM como los índices sectoriales son índices ajustados por los diferentes acontecimientos que pueden generar variaciones en las cotizaciones no motivadas por las propias fuerzas del mercado tales como los pagos de dividendos, las ampliaciones de capital y los *splits* o desdoblamientos¹².

El cálculo de la tasa de retorno es pues inmediato. Sean I_t e I_{t+1} el valor de los índices para los períodos t y $t + 1$. La tasa de retorno nominal simple para el período t se calcula como:

$$\tilde{R}_{t+1}^i = \frac{I_{t+1}^i}{I_t^i}$$

¹¹Este índice sectorial comenzó a elaborarse en enero de 2000, por lo que disponemos de muy pocos datos todavía.

¹²Véase un análisis en detallado de cómo se realizan dichos ajustes en Bolsa de Madrid (1992), *op. cit.*

Por su parte, la tasa de retorno compuesta se calcula como¹³:

$$\tilde{R}_t^i = \ln \frac{I_{t+1}}{I_t}$$

La tasa de retorno en términos reales se obtiene aplicando la expresión (5.4).

El índice descrito hasta aquí recibe el nombre de *índice normal*. Sin embargo, la Bolsa de Madrid elabora también el denominado *índice total*. La característica peculiar de este índice es que se elabora bajo el supuesto de que los dividendos cobrados son reinvertidos. En la elaboración de este índice se supone que el inversor reinvierte el dividendo cobrado en la adquisición de la parte proporcional de acciones que le correspondan. El precio de compra utilizado es el de la primera cotización ex-dividendo¹⁴. Así pues, este índice considera la rentabilidad derivada no sólo de las ganancias de capital, sino también de los pagos intermedios de los títulos incluidos en el índice. La Bolsa de Madrid elabora dos índices totales que se diferencian en la base del mismo: el *índice corto* y el *índice largo*. El primero se caracteriza por fijar como base el 31 de diciembre del año anterior. Por su parte, el índice largo toma como base el 31 de diciembre de 1941¹⁵.

Otro índice bursátil de amplia repercusión en el caso español es el IBEX35 que comenzó a elaborarse en enero de 1987. Este índice se compone de los 35 valores cotizados en el Sistema de Interconexión Bursátil (SIB) de las cuatro Bolsas españolas más líquidas durante un determinado período de control¹⁶. Este período de control se corresponde con el intervalo de seis meses contados a partir del séptimo mes anterior al inicio del semestre natural. La fórmula utilizada para el cálculo del índice es la siguiente¹⁷:

$$IBEX35_t = IBEX35_{t-1} \sum_{i=1}^{35} cap_t^i \left/ \left[\sum_{i=1}^{35} cap_{t-1}^i \pm J \right] \right.$$

¹³Véase Yu (2001) para un análisis detallado.

¹⁴Una descripción detallada puede verse en Bolsa de Madrid (1992), *op. cit.*

¹⁵Existe una excepción que es la del índice total del grupo inversión, cuya base es el 31 de diciembre de 1946.

¹⁶Véase SIB (página web), <http://www.sib.es>.

¹⁷Véase, entre otros, Formariz (2000).

donde cap_i^j es la capitalización de la compañía i incluida en el índice y J es un ajuste por ampliaciones de capital. El índice tiene como base el valor 3000 a 29 de diciembre de 1989. A diferencia del IGBM, el IBEX35 no se ajusta por dividendos¹⁸.

5.4 Descripción de los datos disponibles

Pasamos a continuación a describir los datos de que disponemos para calcular las tasas de retorno en el caso del mercado de valores español. Básicamente, la información de que disponemos es publicada por la Bolsa de Madrid. A la hora de elaborar las series de tasas de retorno reales hemos hecho uso de las siguientes series:

1. Índice general normal mensual de la Bolsa de Madrid (IGNBM): concretamente, hemos utilizado series con dos años base diferentes: de 1941-1985, utilizamos la serie con base 31 de diciembre de 1941 publicada en Bolsa de Madrid (1992); a partir del año 1985, la serie utilizada tiene como base 31 de diciembre de 1985. Esto nos ha obligado a enlazar ambas series, para lo que hemos seguido la metodología

¹⁸Además del IBEX35 general, se elaboran también los siguientes índices sectoriales:

1. IBEX Financiero: se compone de los valores incluidos en el ámbito de las finanzas, banca y seguros que cotizan en el Sistema de Interconexión Bursátil.
2. IBEX Utilities: se compone de los valores incluidos en el ámbito de los servicios cuyos precios estén sometidos a un régimen de tarifas controladas.
3. IBEX Industria y Varios: se compone de los valores incluidos en el ámbito industrial y de servicios varios cotizados en el SIB.
4. IBEX Nuevo Mercado: se compone de valores incluidos en el segmento Nuevo Mercado del SIB.
5. IBEX Complementario: se compone de aquellos valores que, estando incluidos en los índices sectoriales de la Sociedad de Bolsas, no forman parte del IBEX35.

anteriormente expuesta¹⁹. Los datos provienen del Banco de España²⁰.

2. Índice general total de la Bolsa de Madrid (IGTBM): concretamente hemos utilizado el denominado índice largo. Los datos provienen de Bolsa de Madrid (1992) para el período 1941-91 y de los Informes Anuales de la Bolsa de Madrid para el período 1992-99.
3. Índice total por grupos de la Bolsa de Madrid: los datos provienen de las mismas fuentes que en el caso anterior.
4. Datos mensuales del IBEX35 para el período 1897-99. Los datos provienen del Banco de España²¹.
5. Para elaborar los rendimientos en términos reales hemos utilizado el Índice de Precios al Consumo publicado por el INE.

La Figura 5-1 muestra la evolución mensual del índice normal y del índice total general de la Bolsa de Madrid para el período 1941-1999. Como puede observarse en el gráfico, ambos siguieron la misma evolución a lo largo del período considerado²².

Por su parte, la Figura 5-2 muestra la evolución del índice total mensual para el período 1941-99 para los nueve grupos de actividad.

La Figura 5-3 muestra la evolución del IBEX35 mensual para el período 1987-2001. Por razones de disponibilidad de datos, así como por el hecho de que el IBEX35 no se ajusta por dividendos, no emplearemos este índice en el análisis empírico del modelo CCAPM para el caso español.

¹⁹ Concretamente, el índice con base 1941 para los años 1992-99 se ha calculado como sigue:

$$I_{1941}^{ij} = I_{1985}^{ij} \times \frac{I_{1941}^{i1985}}{I_{1985}^{i1985}}$$

donde i representa el mes y j el año correspondiente.

²⁰ Concretamente, hemos utilizado la serie BE222301 del *Boletín Estadístico*.

²¹ Concretamente, hemos utilizado la serie BE222312 del *Boletín Estadístico*. El dato mensual es el del último día de cotización del mes correspondiente.

²² La correlación entre ambos índices asciende a 0.9909.

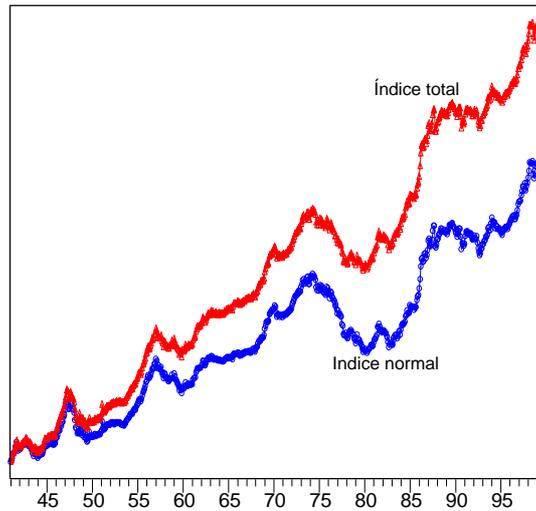


Figura 5-1: Índices general normal y total de la Bolsa de Madrid, 1941-99 (datos mensuales).

5.5 Elaboración de las series de tasas de retorno reales para el caso español

5.5.1 Series anuales

Dada la disponibilidad de datos de consumo por tipo de consumo, hemos elaborado series anuales de tasas de retorno reales para el período 1964-99. Concretamente hemos elaborado las siguientes series utilizando diferentes índices bursátiles:

1. Tasa de retorno bruta real del índice general normal Bolsa de Madrid (IGNBM).
2. Tasa de retorno bruta real del índice general total de la Bolsa de Madrid (IGTBM).
3. Tasa de retorno brutas reales de los índice totales por grupos de la Bolsa de Madrid (IGTBM_G).

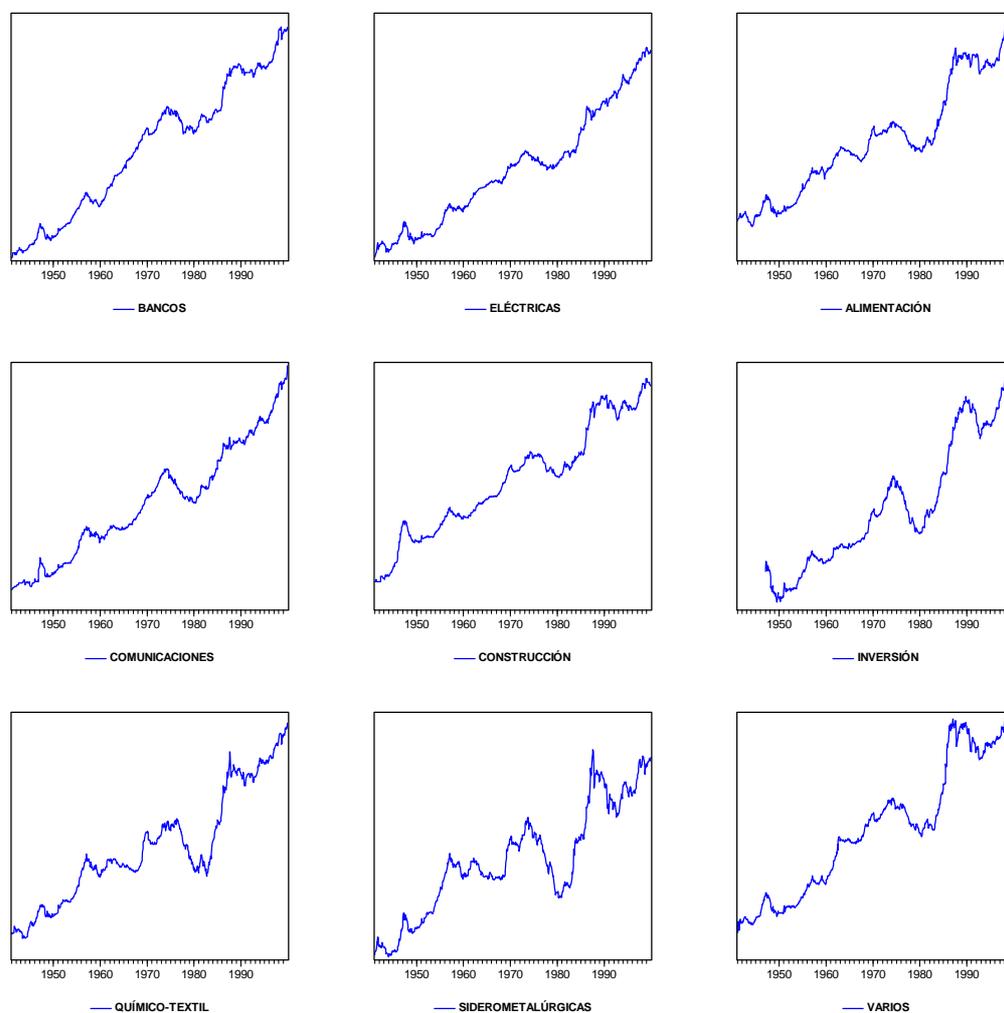


Figura 5-2: Índice general total de la Bolsa de Madrid por grupos de actividad, 1941-99 (datos mensuales).

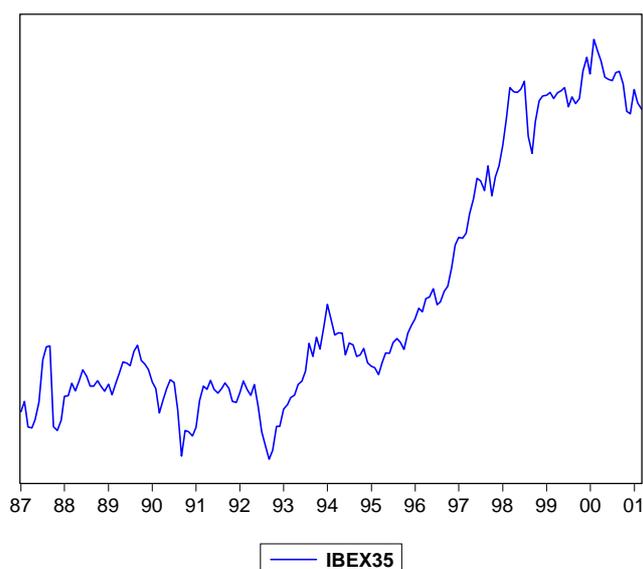


Figura 5-3: Evolución del IBEX35, 1987-2001 (datos mensuales).

El valor anual del índice se calculó como la media simple de los índices correspondientes a los 12 meses del año.

La tasa de retorno bruta real se ha calculado aplicando la expresión (5.4). La Figura 5-4 muestra las tasas brutas de retorno reales anuales calculadas a partir de los índices normal y total de la Bolsa de Madrid. La tasa de retorno bruta real media a lo largo del período considerado tomó el valor 1.0837 para el caso del IGTBM y 1.03925 en el caso del IGNBM.

La Figura 5-5 muestra las tasas de retorno brutas reales anuales calculadas a partir de los índices totales por grupos de actividad de la Bolsa de Madrid. Como puede observarse, todos los sectores reflejan claramente las crisis bursátiles de los años 70 y de finales de los 80.

Por su parte, la Tabla 5.1 recoge el resumen estadístico de estas tasas de retorno. El sector más rentable en términos reales fue el de la construcción, que fue también de los más volátiles, seguido muy de cerca por el sector de la banca.

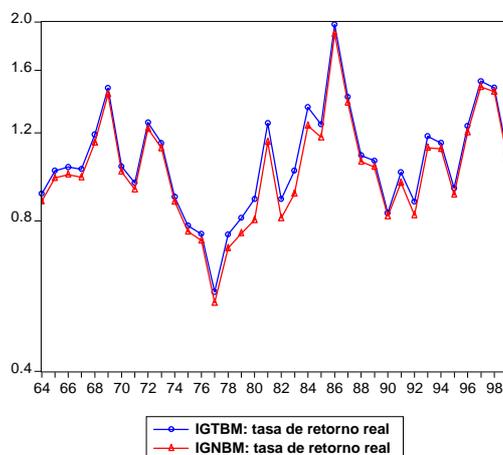


Figura 5-4: Índices generales normal y total de la Bolsa de Madrid: tasas de retorno brutas reales anuales, 1964-1999.

5.5.2 Series trimestrales

De nuevo, la disponibilidad de datos de consumo nos ha llevado a elaborar series trimestrales de tasas de retorno para el período 1970:I-1999:IV. La series elaboradas se basan en los siguientes índices bursátiles:

1. Tasa de retorno bruta real del índice general normal Bolsa de Madrid (IGNBM).
2. Tasa de retorno bruta real del índice general total de la Bolsa de Madrid (IGTBM).
3. Tasa de retorno brutas reales de los índice totales por grupos de la Bolsa de Madrid (IGTBM_G).

De nuevo, el valor trimestral del índice se ha calculado como la media simple de los meses correspondientes a cada trimestre y la tasa de retorno bruta real utilizando la expresión (5.4).

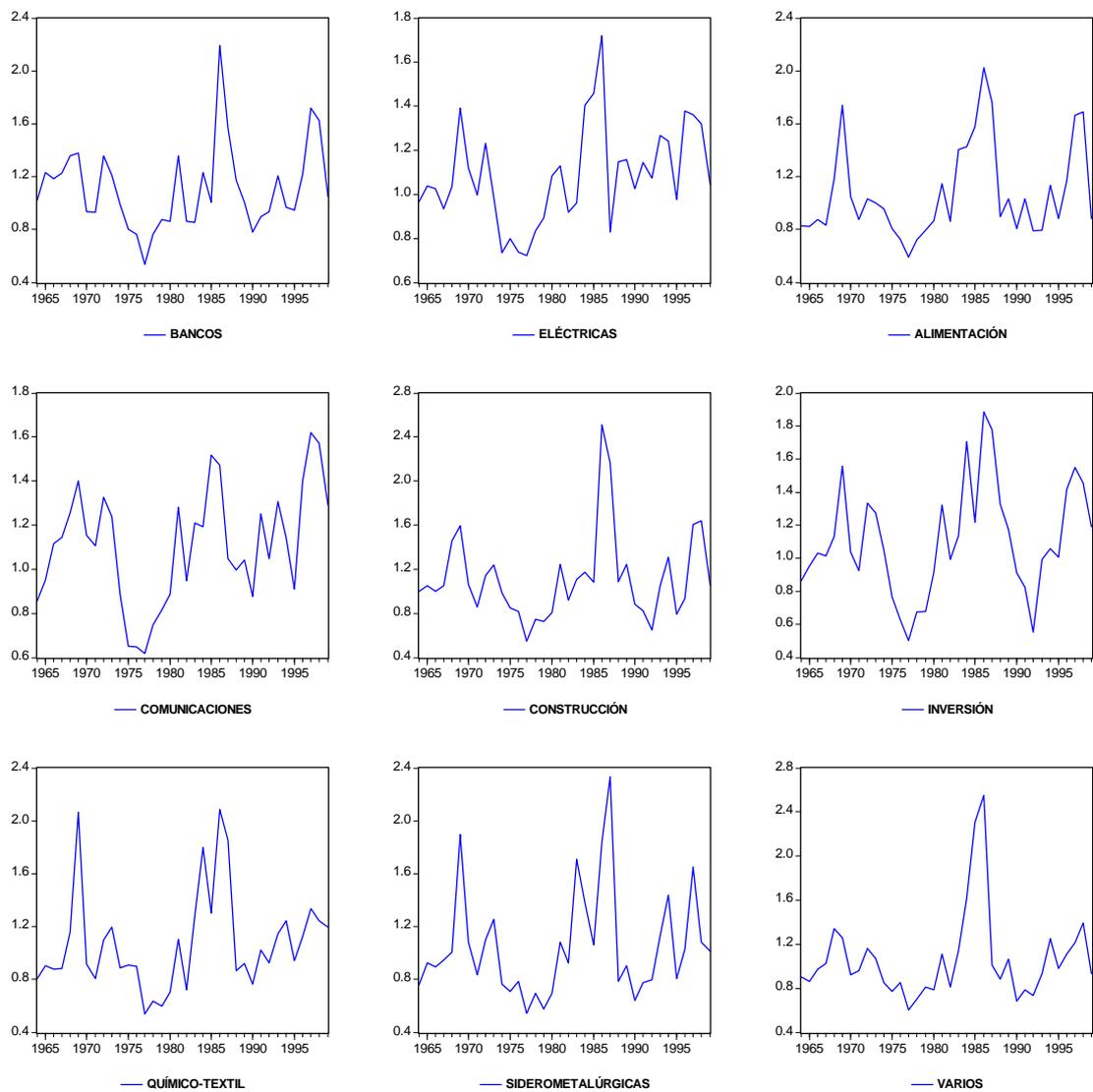


Figura 5-5: Índice general total de la Bolsa de Madrid: tasa de retorno bruta real anual por grupos de actividad, 1964-1999.

Grupo	Media	Mediana	Máximo	Mínimo	Desviación típica
Bancos	1.11195	1.01519	2.19304	0.5380	0.3209
Eléctricas	1.08556	1.04119	1.72154	0.7201	0.2268
Alimentación	1.07500	0.93000	2.00543	0.5907	0.3535
Construcción	1.11699	1.05297	2.51287	0.5432	0.3974
Inversión	1.10648	1.04219	1.88370	0.5000	0.3359
Comunicaciones	1.10899	1.12888	1.62099	0.6171	0.2612
Siderometalúrgicas	1.05862	0.93684	2.33114	0.5427	0.4054
Químico-textil	1.07620	0.93228	2.08349	0.5386	0.3754
Varios	1.06463	0.96563	2.55360	0.6018	0.4006

Tabla 5.1: Tasas de retorno brutas reales anuales: índice general total de la Bolsa de Madrid por grupos de actividad.

La Figura 5-6 muestra las tasas de retorno brutas reales calculadas con datos trimestrales de los índices generales normal y total de la Bolsa de Madrid. De nuevo las figuras muestran claramente la crisis bursátil de finales de los 80. La tasa de retorno bruta media trimestral del IGNBM fue 1.004 y la del IGTBM 1.015; en ambos casos, la desviación típica se situó en torno al 10.6 por ciento. Las tasa de retorno por grupos son reflejadas en la Figura 5-7.

La Tabla 5.2 recoge los principales estadísticos de las tasas de retorno brutas reales trimestrales calculadas a partir del índice total de la Bolsa de Madrid por grupos. Es especialmente llamativo el comportamiento del sector de siderometalúrgicas que presentó una gran variabilidad a lo largo del período considerado (casi el 16% trimestral). Los sectores comunicaciones y eléctricas presentaron la mayor tasa de retorno bruta real trimestral.

5.5.3 Series mensuales

Con respecto a los datos mensuales, hemos elaborado series que abarcan el período 1980-1999. Hemos elaborado las siguientes series de tasas de retorno brutas reales mensuales:

1. Tasa de retorno bruta real del índice general normal Bolsa de Madrid (IGNBM).
2. Tasa de retorno bruta real del índice general total de la Bolsa de Madrid (IGTBM).

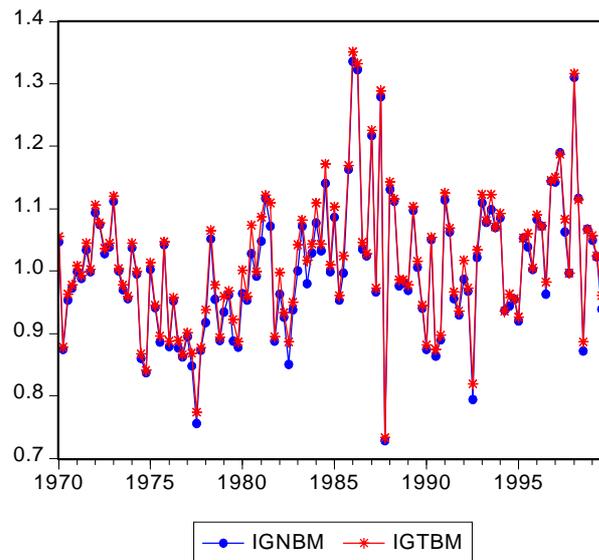


Figura 5-6: Índices generales normal y total de la Bolsa de Madrid: tasas de retorno brutas reales trimestrales, 1970-1999.

3. Tasa de retorno brutas reales de los índice totales por grupos de la Bolsa de Madrid (IGTBM_G).

Para calcular la tasa bruta de retorno real se ha procedido como en los casos anteriores.

La Figura 5-8 muestra las tasas de retorno brutas reales calculadas a partir de los índices generales normal y total de la Bolsa de Madrid con datos mensuales.

La tasa de retorno bruta media real se situó en 1.0099 para el IGNBM y en 1.013 para el caso del IGTBM. La Figura 5-9 muestra las tasas de retorno brutas reales mensuales calculadas a partir de los índices totales por grupos de actividad de la Bolsa de Madrid.

La Tabla 5.3 recoge los principales estadísticos de las tasas de retorno brutas reales mensuales calculadas a partir del índice total de la Bolsa de Madrid por grupos. La mayor rentabilidad real media mensual correspondió al grupo comunicaciones, seguido muy de cerca por el de inversión. Por otro lado, el retorno más volátil correspondió al grupo de varios con una desviación típica mensual próxima al 10 por ciento.

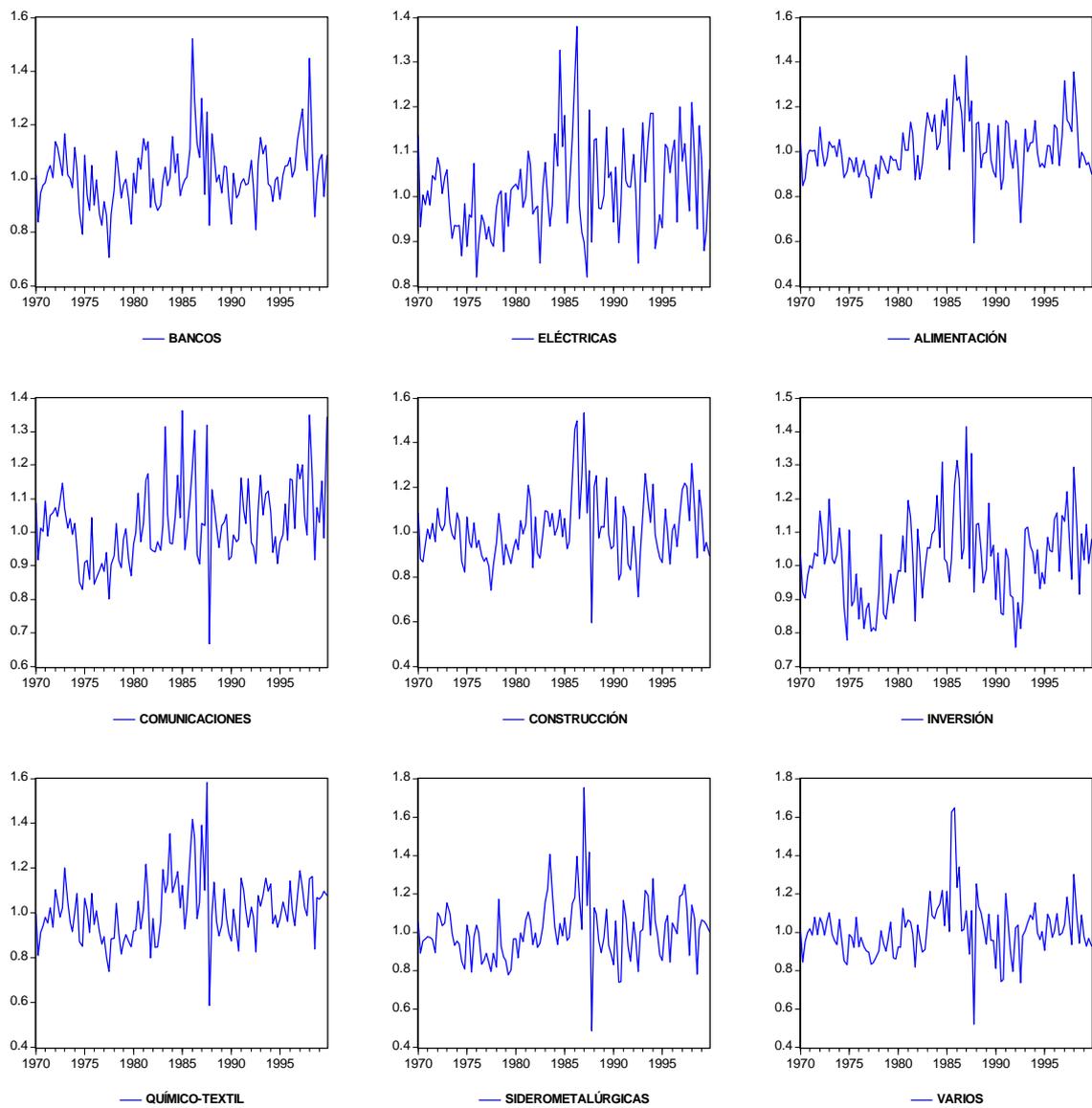


Figura 5-7: Índice total de la Bolsa de Madrid por grupos: tasas de retorno brutas reales, 1970-1999 (datos trimestrales).

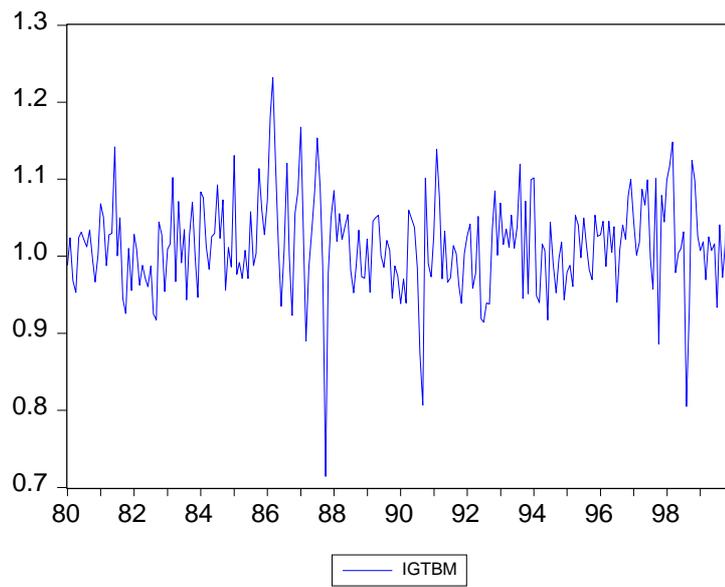
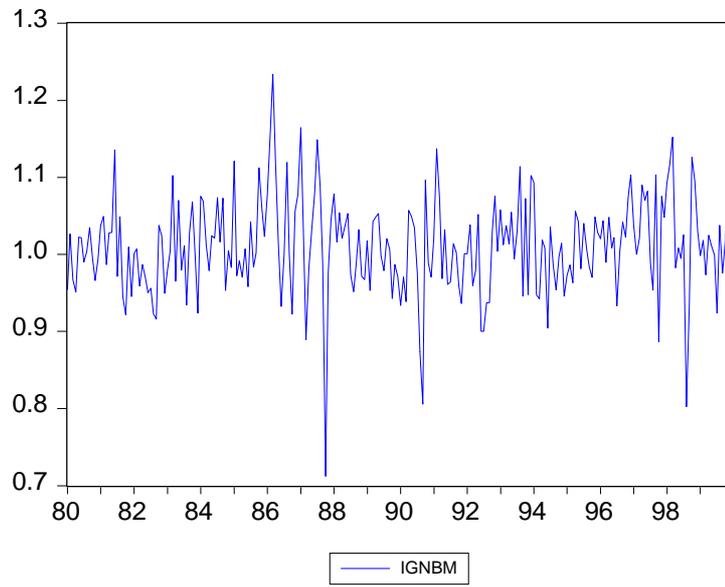


Figura 5-8: Índices generales normal y total de la Bolsa de Madrid: tasas de retorno brutas reales, 1980-1999 (datos mensuales).

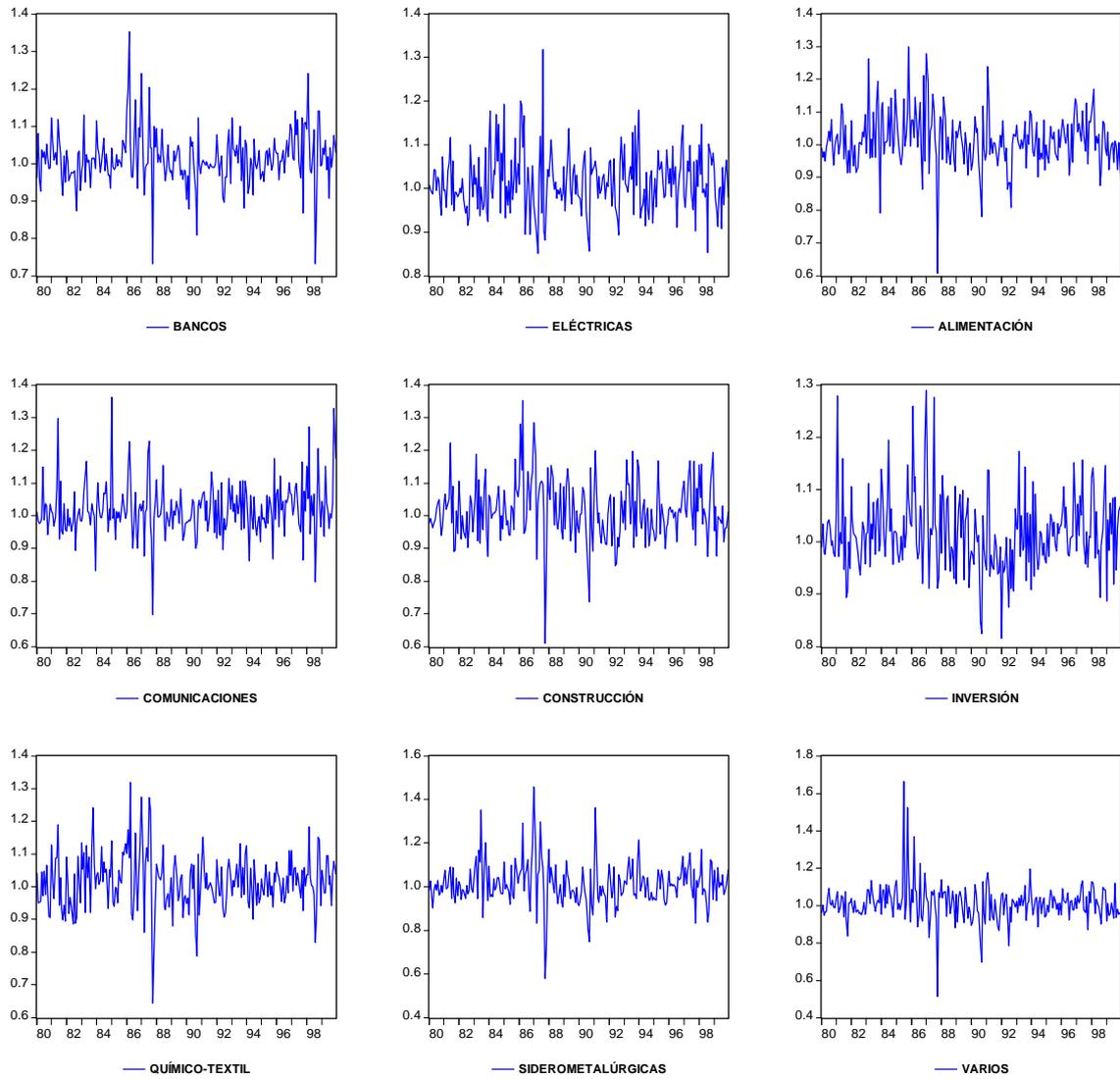


Figura 5-9: Índice total de la Bolsa de Madrid por grupos: tasas de retorno brutas reales, 1980-1999 (datos mensuales).

Grupo	Media	Mediana	Máximo	Mínimo	Desviación típica
Bancos	1.0158	1.0045	1.5202	0.7056	0.1207
Eléctricas	1.0189	1.0099	1.3791	0.8200	0.1024
Alimentación	1.0116	0.9918	1.4225	0.5938	0.1264
Construcción	1.0170	1.0042	1.5322	0.5958	0.1487
Inversión	1.0189	1.0201	1.4150	0.7577	0.1252
Comunicaciones	1.0238	1.0127	1.3626	0.6669	0.1181
Siderometalúrgicas	1.0054	0.9929	1.7531	0.4847	0.1586
Químico-textil	1.0120	1.0094	1.5827	0.5851	0.1405
Varios	1.0088	0.9997	1.6454	0.5199	0.1448

Tabla 5.2: Tasas de retorno brutas reales trimestrales: índice total de la Bolsa de Madrid por grupos de actividad.

Grupo	Media	Mediana	Máximo	Mínimo	Desviación típica
Bancos	1.0132	1.0071	1.3512	0.7302	0.0709
Eléctricas	1.0143	1.0093	1.3185	0.8516	0.0683
Alimentación	1.0135	1.0055	1.3004	0.6079	0.0820
Construcción	1.0144	1.0091	1.3519	0.6094	0.0905
Inversión	1.0168	1.0115	1.2894	0.8150	0.0730
Comunicaciones	1.0190	1.0113	1.3624	0.6988	0.0801
Siderometalúrgicas	1.0122	1.0050	1.4567	0.5788	0.0965
Químico-textil	1.0151	1.0151	1.3201	0.6432	0.0830
Varios	1.0118	1.0122	1.6614	0.5128	0.0990

Tabla 5.3: Tasas de retorno brutas reales mensuales: índice total de la Bolsa de Madrid por grupos de actividad.

5.6 Tasas de retorno y consumo

El modelo de valoración de activos basado en consumo establece una relación entre la rentabilidad de las inversiones realizadas por el agente representativo y su consumo. Así, períodos de elevada rentabilidad deberían relacionarse con períodos de consumo elevado, mientras que los malos resultados en las inversiones irían acompañados por caídas en el consumo.

Las Tablas 5.4 y 5.5 recogen las correlaciones entre las tasas de retorno reales de los diferentes activos considerados y las tasas de crecimiento de distintos tipos de consumo

	CCT	CCND	CCD
IGTBM	0.2955	0.1861	0.3991
Tipo interés real	-0.047	-0.116	0.0383
Bancos	0.4222	0.3297	0.4949
Eléctricas	0.1593	0.0864	0.2366
Alimentación	0.1284	0.0587	0.1889
Construcción	0.3707	0.2913	0.4262
Inversión	0.2267	0.1698	0.2457
Comunicaciones	0.2223	0.1408	0.2968
Siderometalúrgicas	0.0631	-0.005	0.1246
Químico-textil	0.1370	0.0747	0.1844
Varios	0.2304	0.1739	0.2598

Tabla 5.4: Tasas de crecimiento del consumo y tasas de retorno: correlaciones contemporáneas. Datos anuales

para datos anuales²³. La Tabla 5.4 recoge la correlación entre la tasa de retorno del período t y la tasa de crecimiento del consumo en el mismo período. Como puede observarse, las correlaciones son positivas, salvo para el caso del tipo de interés real en los casos del consumo total y del consumo de bienes no duraderos y servicios. En los tres tipos de consumo considerados, la tasa de retorno del grupo bancos es la que presenta una mayor correlación con las diferentes tasas de crecimiento del consumo.

Por su parte, la Tabla 5.5 recoge los resultados de la correlación entre las tasas de retorno del período t y las tasas de crecimiento del consumo 1 y 2 períodos hacia adelante. La razón de este análisis es considerar la posibilidad de que el efecto positivo sobre el consumo de una elevada rentabilidad de los activos se extienda más allá del período actual. En este caso, todas las correlaciones presentan signo positivo lo que reflejaría el efecto riqueza que la rentabilidad de los activos genera sobre el consumo.

Como puede observarse, todas las correlaciones obtenidas son positivas, salvo para el caso del tipo de interés real con la tasa de crecimiento del consumo de bienes no duraderos y servicios un período hacia adelante. Obsérvese, además, que las correlaciones son mayores cuando se considera la tasa de crecimiento del consumo dos períodos hacia

²³CCT muestra la tasa de crecimiento del consumo total, CCN la tasa de crecimiento del consumo de bienes no duraderos y servicios y CCD la tasa de crecimiento del consumo duradero.

	CCT(+1)	CCT(+2)	CCND(+1)	CCND(+2)	CCD(+1)	CCD(+2)
IGTBM	0.1934	0.3576	0.18479	0.3294	0.1702	0.3509
Tipo interés real	0.0601	0.1843	-0.0009	0.1291	0.1165	0.2350
Bancos	0.2611	0.2942	0.25431	0.2990	0.2367	0.2453
Eléctricas	0.0738	0.3181	0.03348	0.2495	0.1184	0.3702
Alimentación	0.1298	0.2552	0.08737	0.1709	0.1550	0.3399
Construcción	0.3488	0.4266	0.33988	0.4070	0.3070	0.4010
Inversión	0.3109	0.4063	0.29840	0.3593	0.2607	0.4107
Comunicaciones	0.3504	0.3993	0.32649	0.3609	0.3222	0.3933
Siderometalúrgicas	0.1371	0.2543	0.04480	0.2165	0.2335	0.2628
Químico-textil	0.0694	0.2851	0.03441	0.2142	0.0916	0.3465
Varios	0.2383	0.3322	0.19033	0.2688	0.2564	0.3698

Tabla 5.5: Tasas de crecimiento del consumo y tasas de retorno: correlaciones uno y dos períodos hacia adelante. Datos anuales

adelante que cuando se considera un solo período hacia adelante para los tres tipos de consumo considerados.

Las correlaciones obtenidas con datos trimestrales de tasas de retorno y tasas de crecimiento del consumo son recogidas en las Tablas 5.6 y 5.7. La correlaciones contemporáneas entre tasas de retorno y tasas de crecimiento del consumo son positivas o negativas en función del activo y del tipo de consumo considerado.

Si consideramos las correlaciones entra las tasas de retorno del trimestre actual y las tasas de crecimiento del consumo de los dos próximos trimestres, obtenemos de nuevo resultados dispares en función del activo y del tipo de consumo considerados. Especialmente llamativos son los resultados obtenidos para la tasa de crecimiento del consumo de bienes no duraderos y servicios un período hacia adelante; las correlaciones obtenidas son negativas, salvo para el tipo de interés y las tasas de retorno de los grupos inversión y varios.

Por último, los resultados con datos mensuales se recogen en las Tablas 5.8 y 5.9. La correlación entre la tasa de crecimiento del consumo mensual de bienes no duraderos, medido por el crecimiento mensual del consumo de gasolina, es, en general, positiva, salvo para el grupo eléctricas. Si consideramos el consumo duradero, medido por la

	CCT	CCND	CCD
IGTBM	0.1750	0.0447	0.0146
Tipo interés real	-0.102	-0.134	0.1151
Bancos	0.2182	0.0094	0.0752
Eléctricas	0.0436	0.0096	0.0078
Alimentación	0.1963	0.0446	0.0152
Construcción	0.1755	0.0746	-0.017
Inversión	0.1750	0.0619	-0.012
Comunicaciones	0.1322	-0.043	0.0995
Siderometalúrgicas	0.1403	0.0339	-0.002
Químico-textil	0.1162	0.0795	-0.033
Varios	0.1263	0.0952	-0.058

Tabla 5.6: Tasas de crecimiento del consumo y tasas de retorno: correlaciones contemporáneas. Datos trimestrales

	CCT(+1)	CCT(+2)	CCND(+1)	CCND(+2)	CCD(+1)	CCD(+2)
IGTBM	0.3002	0.1839	-0.044	0.0388	0.1332	0.0243
Tipo interés real	-0.066	-0.028	0.0889	0.0345	-0.110	-0.017
Bancos	0.2976	0.1666	-0.069	0.0122	0.1498	0.0264
Eléctricas	0.2496	0.1832	-0.067	0.0956	0.1441	-0.030
Alimentación	0.2184	0.0784	-0.003	-0.034	0.0793	0.0648
Construcción	0.2785	0.2007	-0.024	0.0296	0.0916	0.0312
Inversión	0.2876	0.2214	0.0034	-0.012	0.0765	0.0702
Comunicaciones	0.2224	0.1069	-0.082	0.0721	0.1503	-0.034
Siderometalúrgicas	0.2195	0.1012	-0.010	0.0254	0.0724	0.0105
Químico-textil	0.2300	0.1268	-0.069	-0.002	0.1416	0.0436
Varios	0.2058	0.1602	0.0541	-0.020	0.0410	0.0970

Tabla 5.7: Tasas de crecimiento del consumo y tasas de retorno: correlaciones uno y dos períodos hacia adelante. Datos trimestrales

	CCND	CCD
IGTBM	0.0897	0.01542
Tipo interés real	0.1946	0.05507
Bancos	0.0998	-0.0055
Eléctricas	-0.008	0.02994
Alimentación	0.1283	0.06813
Construcción	0.0164	0.05445
Inversión	0.0965	0.01775
Comunicaciones	0.1655	0.07900
Siderometalúrgicas	0.0899	-0.0001
Químico-textil	0.0221	-0.0475
Varios	0.0170	-0.0394

Tabla 5.8: Tasas de crecimiento del consumo y tasas de retorno: correlaciones contemporáneas. Datos mensuales

matriculación mensual de vehículos, las correlaciones son negativas en 4 casos: grupos bancos, siderometalúrgicas, químico-textil y varios.

El análisis anterior parece poner de manifiesto que la elección del tipo de consumo y de la frecuencia de medición de los datos no es una cuestión irrelevante en el análisis del modelo CCAPM.

	CCND(+1)	CCND(+2)	CCD(+1)	CCD(+2)
IGTBM	0.1107	0.0134	0.0189	-0.028
Tipo interés real	0.0319	-0.132	-0.183	-0.124
Bancos	0.0468	0.0005	-0.019	0.0376
Eléctricas	0.1420	-0.014	0.0750	-0.124
Alimentación	0.0237	0.0355	-0.044	0.0417
Construcción	0.1329	0.0783	0.0923	-0.041
Inversión	0.0258	0.0525	-0.026	0.0414
Comunicaciones	0.0525	-0.006	-0.051	-0.043
Siderometalúrgicas	0.1461	-0.009	0.0307	-0.028
Químico-textil	0.1426	0.0539	0.0859	-0.013
Varios	0.0683	-0.035	0.0192	-0.017

Tabla 5.9: Tasas de crecimiento del consumo y tasas de retorno: correlaciones uno y dos períodos hacia adelante. Datos mensuales

Capítulo 6

La estimación microeconométrica de los parámetros de preferencias

6.1 Introducción

Como ya hemos visto en secciones anteriores, la contrastación empírica del modelo de valoración de activos basado en consumo nos lleva a la estimación de los diferentes parámetros relacionados con la utilidad intertemporal. Básicamente, estos parámetros son tres: el factor de descuento subjetivo, (β), la elasticidad de sustitución intertemporal, (σ), y el coeficiente de aversión relativa al riesgo, (γ). Estos parámetros de preferencias se definen como sigue¹:

Definición 3 *El factor de descuento subjetivo, β , muestra la tasa a la que los agentes descuentan su utilidad futura.*

Definición 4 *La elasticidad intertemporal de sustitución, σ , muestra la disponibilidad de los agentes a sustituir consumo entre distintos momentos del tiempo a lo largo de una senda determinista de consumo. Concretamente, la elasticidad intertemporal de sustitución se define como el cambio relativo del consumo entre los períodos τ y $\tau + 1$*

¹Véase, entre otros, Huang y Litzenberger (1988).

dividido por la variación de la relación marginal de sustitución intertemporal (RMSI):

$$\sigma = \frac{d \frac{c_\tau}{c_{\tau+1}}}{dRMSI_{\tau+1}} \frac{RMSI_{\tau+1}}{\frac{c_\tau}{c_{\tau+1}}}.$$

Definición 5 *El coeficiente de aversión al riesgo, γ , muestra la disponibilidad de los agentes a sustituir consumo en un momento del tiempo entre distintos estados de la naturaleza. Sea $u(c_\tau)$ la utilidad del consumo en el momento τ , $u'(c_\tau)$ la utilidad marginal del consumo en el momento τ y $u''(c_\tau)$ la segunda derivada de la utilidad con respecto al consumo en el momento τ . El coeficiente de aversión relativa al riesgo, CARR, se define como:*

$$CCAR = -c_\tau \frac{u''(c_\tau)}{u'(c_\tau)}$$

A la hora de contrastar empíricamente el modelo CCAPM se recurre al uso de datos macroeconómicos sobre las variables relevantes. Las estimaciones de los parámetros mencionados así obtenidas sólo pueden considerarse como adecuadas o inadecuadas en función de lo que las estimaciones microeconómicas de los mismos reflejen. Recordemos que los parámetros mencionados son parámetros de preferencias, esto es, parámetros que reflejan los gustos de los agentes en cuanto a su elección de sendas de consumo en un entorno de incertidumbre. Así pues, los análisis realizados a un nivel microeconómico son los más adecuados para poder medir con precisión los valores de estos parámetros.

Es por todo ello, por lo que consideramos adecuado repasar aquellos trabajos cuyo objetivo es precisamente la estimación microeconómica de los parámetros de preferencias, para que nos sirvan como punto de referencia a la hora de determinar la bondad de nuestras estimaciones².

Sin duda, el parámetro que más ha atraído la atención de los investigadores es el coeficiente de aversión relativa al riesgo, quizá por toda la literatura que el rompecabezas de la prima de riesgo ha generado. No obstante, disponemos también de diversos estudios sobre la elasticidad intertemporal de sustitución y sobre el factor de descuento subjeti-

²No en vano, el *rompecabezas de la prima de riesgo* se plantea como tal precisamente cuando Mehra y Prescott compararon los resultados obtenidos en su trabajo de calibración con las estimaciones microeconómicas del coeficiente de aversión al riesgo realizadas por Friend y Blume (1975).

vo. La mayor parte de los trabajos se aplican al caso de Estados Unidos; no obstante, como veremos, también disponemos de algunos estudios microeconómicos para el caso español.

6.2 Los trabajos pioneros

Entre los primeros estudios microeconómicos sobre los parámetros de preferencias destacamos el de Weber (1970) y el de Friend y Blume (1975), ambos con una gran influencia posterior. El trabajo de Weber (1970) pretende analizar los efectos del tipo de interés real sobre el consumo³. La principal conclusión del estudio es que los tipos de interés reales son un importante determinante del consumo agregado⁴. En cuanto a los parámetros de preferencias, los principales resultados son los siguientes:

1. La elasticidad intertemporal de sustitución es inferior a 0.5. Dado que ésta muestra la facilidad con la que el consumo de un período puede sustituirse por consumo de otro período manteniendo la utilidad constante, los resultados muestran que los consumidores ven el consumo presente y futuro como sustitutivos poco próximos.
2. Por otro lado, el factor de preferencia temporal toma valores entre -0.314 y 0.0162⁵, lo que evidencia la impaciencia de los agentes.

Por su parte, Friend y Blume (1975) utilizan datos de sección cruzada sobre las tenencias de activos de las familias con el objetivo de analizar la naturaleza de sus funciones de utilidad. Su principal conclusión es que los inversores exigen una mayor prima de riesgo para mantener activos con riesgo que la que implicaría la función de utilidad logarítmica. Para realizar este estudio utilizan los datos del *Federal Reserve Board Surveys of the*

³Realmente en el trabajo se utilizan datos macroeconómicos, si bien dada su trascendencia posterior hemos considerado oportuno incluirlo.

⁴No obstante, los resultados no son concluyentes en cuanto al sentido del efecto, es decir, en cuanto a qué efecto, el sustitución o el renta, tiene más peso.

⁵Por tanto, $\beta \in (0.9839, 1.314)$. Aunque, en principio, parezca sorprendente que $\beta > 1$, Kocherlakota (1990a) demostró que estos resultados son perfectamente posibles en economías en crecimiento.

Financial Characteristics of Consumers and Changes in Family Finance para el período 1962 y 1963. La encuesta mencionada recoge datos sobre los activos y pasivos de algo más de 2100 familias, así como sobre las fuentes de la renta familiar y su montante. La conclusión del trabajo es que el coeficiente de aversión relativa al riesgo para una familia típica está por encima de 1 y posiblemente por encima de 2⁶.

Otros trabajos que se realizaron en la década de los setenta y que estiman el coeficiente de aversión relativa al riesgo son los siguientes⁷: Friedman (1974) que utilizando datos sobre seguros médicos estimó que el coeficiente de aversión relativa al riesgo se situaba en torno a 10; Weber (1975) que utilizando datos sobre el gasto en consumo⁸, obtuvo estimaciones entre 1.3 y 1.8; Farber (1978) obtuvo que el coeficiente de aversión relativa al riesgo se situaba entre 3 y 3.7 utilizando datos sobre las negociaciones salariales de los sindicatos.

Respecto al factor de descuento subjetivo, destacamos los trabajos de Mohabbat y Simos (1977, 1978). La idea esencial en este caso es contrastar la validez de la *Teoría de la Renta Permanente*⁹. Utilizan datos de renta privada para el caso de Estados Unidos, cubriendo el período 1926-69. Los principales resultados del estudio del año 1977 son los siguientes:

1. Las estimaciones del factor de descuento subjetivo difieren entre unos años y otros, oscilando entre 0.81 para los años 1932 y 1933 y 0.72 para los años 1942 y 1966-69. Esto muestra que los consumidores son muy sensibles al entorno socioeconómico.
2. En general, hay suficiente evidencia para apoyar la teoría de la renta permanente de Friedman.

⁶El trabajo estima el precio de mercado del riesgo y basándose en estas estimaciones obtiene los valores probables del coeficiente de aversión proporcional al riesgo.

⁷Una síntesis de los mismos puede verse en Szpiro (1986).

⁸Concretamente, en el estudio se diferencia entre el gasto de consumo en bienes duraderos y no duraderos. El estudio abarca el período 1930-70.

⁹Básicamente, la idea es contrastar si el horizonte temporal que consideran los consumidores a la hora de tomar sus decisiones es mayor o menor a 3 años. En el caso de que sea mayor, se considera que la evidencia es favorable a la teoría de la renta permanente.

En 1978, Mohabbat y Simos modifican la base de datos con el objetivo de incluir el capital humano como uno de los componentes de la riqueza de los agentes. Así, repiten el ejercicio de estimación utilizando dos diferentes definiciones de la riqueza, la que incluye el capital humano y la que excluye este componente. Los principales resultados son los siguientes:

1. En el primer caso, el factor de descuento subjetivo varía entre 0.89 para 1932-33 y 0.81 para 1943-45.
2. En el segundo caso, los resultados son similares a los del trabajo de 1977¹⁰.

6.3 Otros trabajos posteriores

Skinner (1985) utiliza datos de sección cruzada sobre el consumo de más de 9000 familias para el período 1972-73 con el objetivo de estimar la elasticidad intertemporal de sustitución. Utiliza para ello una función de utilidad separable para obtener una función de consumo logarítmico-lineal que depende, entre otros factores, de los recursos del agente a lo largo de su vida y de la probabilidad de morir. Además, el estudio detalla diferentes estimaciones que toman en consideración variables sociodemográficas tales como la ocupación, la educación, la edad, el estado civil o la raza. Los resultados arrojan estimaciones de la elasticidad intertemporal de sustitución del consumo entre 0.2 y 0.5.

Por su parte, Szpiro (1986) propone un modo alternativo de medición de la aversión al riesgo utilizando datos de compañías de seguros para el período 1951-75 ; concluye que la hipótesis del coeficiente de aversión al riesgo constante es correcta y estima que dicho coeficiente toma valores entre 1.2 y 1.8.

Lawrance (1991) se propone analizar el diferente grado de impaciencia de los agentes en función de su nivel de renta permanente¹¹. Para ello, utiliza datos microeconómicos,

¹⁰En un trabajo posterior con la misma base de datos, Laumas (1981) diferencia entre el factor de descuento asociado a la riqueza que incluye el capital humano y el factor que excluye este componente. La conclusión es que en el primer caso, el factor de descuento es mayor.

¹¹Otro trabajo en esta línea es el de Beaudry y van Wincoop (1996).

concretamente el *Panel Study of Income Dynamics*. Así, el factor de descuento subjetivo de las familias con una renta permanente baja está entre 3 y 5 puntos porcentuales por encima del de aquellas familias con una renta permanente alta. Por tanto, se podría decir que los ricos son mucho más pacientes que los pobres. En función del tipo de datos utilizados, el factor de descuento subjetivo oscila entre el 17% para los más pobres y el 12% para los más ricos o entre el 3.5% para los más pobres y casi el 0% para los más ricos. Estos resultados muestran que la estimación del factor de descuento es muy sensible al tipo de interés utilizado, mostrando que cuanto menor sea el tipo de interés utilizado para inferir el factor de descuento subjetivo asociado a una senda de crecimiento de consumo dada, más pacientes son los agentes. Dicho parámetro es también estimado en función de diferentes características socioeconómicas. La principal conclusión al respecto es que existen enormes diferencias en las preferencias intertemporales de los agentes en función de las características económicas de éstos. Concretamente, el factor de descuento temporal estimado presenta una clara correlación negativa con los niveles de renta laboral y con el nivel educacional de los agentes¹².

Cropper, Aydede y Porney (1992) utilizan la encuesta telefónica como instrumento de obtención de datos para estimar el factor de preferencia temporal de los agentes¹³. Las principales conclusiones del estudio son, en primer lugar, que el factor de descuento temporal es significativamente mayor que cero, si bien presenta una gran heterogeneidad entre diferentes agentes según las características socioeconómicas. En segundo lugar, se puede concluir que los agentes no descuentan una tasa exponencial constante, sino que las tasas de descuento son mucho mayores para los horizontes temporales cortos.

Cicchetti y Dubin (1994) utilizan datos y técnicas microeconómicas para estimar el coeficiente de aversión relativa al riesgo. Para ello utilizan datos de unas 10000 familias

¹²Las posibles explicaciones a este hecho son dos: en primer lugar, es posible que los elevados factores de descuento reduzcan la inversión en educación y, por tanto, la renta permanente de los agentes; por otro lado, la preferencia temporal puede presentar un componente cultural.

¹³Concretamente entrevistan a unas 3200 personas acerca de dos diferentes planes de descontaminación con el mismo coste y diferentes resultados en cuanto a que uno de ellos permite salvar 100 vidas hoy y el otro permite salvar 200 vidas en los próximos 50 años.

acerca de la decisión de contratar un servicio con la compañía telefónica que les cubra de las posibles averías en la línea a cambio de una cuota mensual frente a no hacerlo. Las conclusiones se pueden resumir en las siguientes:

1. Los individuos son aversos al riesgo.
2. La aversión al riesgo difiere entre los distintos miembros de la población y varía con el nivel de renta.
3. Las elecciones observadas son consistentes con la teoría de la utilidad esperada.
4. El coeficiente de aversión al riesgo toma valores próximos a 3.5 en las distintas estimaciones realizadas¹⁴.

Barsky, Juster, Kimball y Shapiro (1997) realizan un exhaustivo y detallado trabajo microeconómico para estimar los 3 parámetros de preferencias citados utilizando como instrumento la encuesta. Concretamente, el coeficiente de aversión al riesgo se obtiene con cuestiones relativas a la disponibilidad de los agentes a participar en juegos que impliquen variaciones en la renta a lo largo de su vida; la elasticidad intertemporal de sustitución se obtiene haciendo que los agentes elijan entre sendas de consumo asociadas a diferentes tipos de interés. El estudio es muy detallado y estima la tolerancia relativa al riesgo diferenciando por edades, sexo, educación, hábitos, etc. El coeficiente de aversión al riesgo medio se sitúa en 4.17, si bien difiere, por ejemplo, entre hombres y mujeres o entre diferentes grupos de edad.

En cuanto a las preferencias intertemporales, los resultados se obtiene con sólo 198 encuestas, por lo que los resultados no pueden considerarse definitivos. Las principales conclusiones del estudio son las siguientes:

1. La mayoría de los individuos presentan una elasticidad intertemporal de sustitución

¹⁴Este resultado es coherente con el obtenido por Caballero (1990) que estima el coeficiente de aversión relativa al riesgo en un valor superior a 3.

baja; la media se sitúa en 0.18¹⁵. Ninguno de los entrevistados presenta un elasticidad de sustitución asimilable a la implicada por la función de utilidad logarítmica.

2. No hay relación entre los coeficientes de aversión al riesgo estimados y la elasticidad intertemporal de sustitución.
3. En media, los agentes prefieren sendas de consumo con pendiente positiva.
4. En relación a la preferencia temporal, la pendiente media de la senda de consumo deseada para un tipo de interés nulo es 0.78, lo que muestra evidencia a favor de un factor de descuento temporal negativo, es decir, que los agentes prefieren sendas de consumo con pendiente positiva.

Entre los trabajos realizados en economías diferentes a la norteamericana destacamos los siguientes:

1. Muellbauer (1987) que estima la elasticidad intertemporal de sustitución utilizando datos de sección cruzada de los presupuestos familiares de Gran Bretaña. El argumento esencial del trabajo es que estimación de dicho parámetro con datos microeconómicos resulta en un valor claramente superior al estimado con datos macroeconómicos; la razón puede estar en un problema de agregación. Utilizando datos para el período 1968-72 para Reino Unido sobre 11 grupos diferentes de consumo, estima el valor de la elasticidad intertemporal de sustitución en torno a 1.3.
2. Por su parte, Hamori (1996) utiliza datos microeconómicos de la economía japonesa para estimar los parámetros de preferencias. El factor de descuento subjetivo toma valores entre 0.941 y 0.95 y la elasticidad intertemporal de sustitución es mayor que cero.

¹⁵Estos resultados son diferentes a los obtenidos por Beaudry y van Wincoop (1996) que concluyen que la elasticidad intertemporal de sustitución es mayor que cero y muy próxima a la unidad.

3. Johannesson y Johansson (1997) estiman que el parámetro de preferencia temporal para la economía sueca asciende al 1.3 por ciento.
4. Ogaki y Atkenson (1997) de nuevo intentan mostrar cómo dependen los parámetros de preferencias de los agentes del nivel de renta de éstos, utilizando datos de la economía india. La conclusión principal es que el consumo crece más rápidamente en el caso de las familias más ricas.

6.4 El caso español

Aunque existen diferentes estimaciones de los parámetros de preferencias para el caso español, son pocos los que descienden a un nivel microeconómico para su estimación¹⁶. Destacaremos en este sentido los trabajos de López-Salido (1993, 1995a, 1995b). El objetivo en estos trabajos es precisamente la utilización de los datos procedentes de la Encuesta de Presupuestos Familiares para analizar diversas teorías sobre el comportamiento del consumo a lo largo del tiempo.

En López-Salido (1993) se estima la elasticidad de sustitución intertemporal utilizando datos para el período 1985-89. Con el objetivo de recoger diferentes momentos del ciclo económico, el panel de datos se subdivide en dos diferentes períodos: el primero cubre el período 1985-86 y el segundo 1988-89. Además contrasta la separabilidad de la función de utilidad entre bienes de consumo duraderos y no duraderos. Desagrega los datos de consumo en tres grandes grupos: alimentación, consumo duradero y consumo total. Los principales resultados con el primer panel de datos son los siguientes:

1. No parece que exista separabilidad en la función de utilidad de los hogares considerados en el panel.
2. Las estimaciones de la elasticidad de sustitución intertemporal son inestables e imprecisas; sin embargo, considerando los datos de consumo de alimentos únicamente,

¹⁶Véase Alonso y Ayuso (1996) para un resumen de las diferentes estimaciones de los parámetros de preferencias para el caso español.

se obtiene un valor significativo del parámetro igual a 2.8; igualmente, si considera la no separabilidad de la función de utilidad, el parámetro es significativo y toma un valor de 4.8.

Cuando se utiliza el segundo panel de datos, los principales resultados en cuanto a la elasticidad de sustitución intertemporal son los siguientes:

1. Utilizando datos de consumo total, la elasticidad de sustitución toma valores entre 4 y 5; usando datos de consumo duradero, toma un valor entre 5 y 6. En ambos casos, el parámetro es estable y significativo.
2. Con los datos de consumo de alimentos, las estimaciones son muy inestables y poco significativas.
3. Concluyendo, un aumento del tipo de interés, *ceteris paribus*, hace que los hogares desplacen consumo desde el presente hacia el futuro.

Por su parte, López-Salido (1995a) pretende mostrar los diferentes resultados que se obtienen en la estimación de la elasticidad intertemporal de sustitución según se usen datos de consumo agregado o datos de consumo medidos a un nivel microeconómico. La principal conclusión es que con datos agregados, el valor de la misma es muy bajo, mientras que a nivel microeconómico los valores estimados son mayores.

En López-Salido (1995b) se amplía el período de análisis hasta 1991. Utilizando los datos de las encuestas a 3130 familias, se obtienen los siguientes resultados:

1. De nuevo hay evidencia a favor de la no separabilidad intertemporal, concretamente, a favor de la existencia de hábitos en el consumo.
2. La elasticidad intertemporal de sustitución estimada toma valores entre 0.7 y 1.01.
3. El coeficiente de aversión relativa al riesgo toma valores entre 0.99 y 1.41 para el caso español.

Autor	β	País
Weber (1970)	$\beta \in [0.9839, 1.314]$	Estados Unidos
Mohabbat y Simos (1977)	$\beta \in [0.72, 0.81]$	Estados Unidos
Mohabbat y Simos (1978)	$\beta \in [0.81, 0.89]$	Estados Unidos
Lawrance (1991)	$\beta \in [0.83, 0.88]$ $\beta \in [0.965, 1]$	Estados Unidos Estados Unidos
Hamori (1996)	$\beta \in [0.941, 0.95]$	Japón
Barsky, Juster, Kimball y Shapiro (1997)	$0 < \beta < 1$	Estados Unidos
Johannesson y Jahansson (1997)	$\beta = 0.987$	Suecia

Tabla 6.1: Estimaciones microeconómicas del factor de descuento subjetivo

6.5 Conclusiones

De lo dicho hasta aquí, podemos extraer las siguientes conclusiones en relación a los parámetros de las preferencias intertemporales de los agentes:

1. Los agentes son, en general, impacientes, es decir, prefieren el consumo presente al consumo futuro. No obstante, el grado de impaciencia difiere de unos agentes a otros en función de determinadas características socioeconómicas.
2. Los agentes son aversos al riesgo, como lo demuestran las diferentes estimaciones del coeficiente de aversión relativa al riesgo que hemos analizado. Además, las estimaciones microeconómicas resultan, en general, en mayores valores estimados del citado parámetro que las estimaciones que utilizan datos macroeconómicos.
3. La senda de consumo que los agentes prefieren depende del tipo de interés; no obstante, el sentido de la relación no queda del todo claro en diversos estudios.

Los principales resultados de las estimaciones microeconómicas de los parámetros de preferencias que hemos considerado se resumen en las Tablas 6.1, 6.2 y 6.3.

Autor	γ	País
Friedman (1974)	$\gamma \simeq 10$	Estados Unidos
Friend y Blume (1975)	$\gamma \simeq 2$	Estados Unidos
Weber (1975)	$\gamma \in [1.3, 1.8]$	Estados Unidos
Farber (1978)	$\gamma \in [3, 3.7]$	Estados Unidos
Szpiro (1986)	$\gamma \in [1.2, 1.8]$	Estados Unidos
Cicchetti y Dubin (1994)	$\gamma = 3.8$	Estados Unidos
López Salido (1995b)	$\gamma \in [0.99, 1.41]$	España
Barsky, Juster, Kimball y Shapiro (1997)	$\gamma = 4.17$	Estados Unidos

Tabla 6.2: Estimaciones microeconómicas del coeficiente de aversión relativa al riesgo

Autor	σ	País
Weber (1970)	$\sigma < 0.5$	Estados Unidos
Skinner (1985)	$\sigma \in [0.2, 0.5]$	Estados Unidos
Muellbauer (1987)	$\sigma = 1.3$	Gran Bretaña
López Salido (1993)	$\sigma \in [2.4, 4.8]$	España
López Salido (1995b)	$\sigma \in [0.7, 1.01]$	España
Hamori (1996)	$\sigma > 0$	Japón
Barsky, Juster, Kimball y Shapiro (1997)	$\sigma = 0.18$	Estados Unidos

Tabla 6.3: Estimaciones microeconómicas de la elasticidad intertemporal de sustitución

Parte III

La frontera de Hansen y Jagannathan: una aplicación al caso español

Capítulo 7

La frontera de Hansen y Jagannathan

7.1 Introducción

Antes de proceder a estimar el modelo de valoración de activos basado en consumo, aplicaremos el análisis basado en la frontera o cota de Hansen y Jagannathan al caso español. Este método no nos llevará a estimaciones concretas de los parámetros implicados, sino que nos permitirá realizar un análisis previo que nos llevará a conocer de antemano qué podemos esperar en el proceso de estimación del modelo CCAPM.

La técnica propuesta por Hansen y Jagannathan (1991) nos permite realizar una primera selección entre los factores de descuento estocásticos candidatos a explicar el comportamiento de las tasas de retorno. Concretamente, obtendremos una cota mínima que la volatilidad del factor de descuento estocástico ha de satisfacer para que éste sea compatible con la información de las tasas de retorno de un conjunto de activos determinado. Una vez obtenida esta cota podemos analizar si los factores de descuento estocásticos generados por las distintas especificaciones de la función de utilidad que podamos considerar satisfacen los límites establecidos por la frontera de Hansen y Jagannathan.

El análisis de la frontera de Hansen y Jagannathan se ha estructurado como sigue: en

primer lugar, expondremos brevemente cómo obtener la cota de Hansen y Jagannathan. A continuación, obtendremos la cota para el caso del mercado de valores español, empleando para ello datos anuales, trimestrales y mensuales de tasas de retorno. Una vez hecho esto, pasaremos a obtener la relación entre la media y la desviación típica de los factores de descuento estocásticos generados por las siguientes funciones de utilidad:

1. Función de utilidad intertemporalmente separable: Hansen y Singleton (1982, 1983)
2. Función de utilidad con formación externa de hábitos: Abel (1990)
3. Función de utilidad con formación interna de hábitos o durabilidad en el consumo: Ferson y Constantinides (1991)
4. Función de utilidad con preferencias recursivas: Epstein y Zin (1991).

7.2 La cota de Hansen y Jagannathan

7.2.1 Motivación

Hansen y Jagannathan (1991) han desarrollado una técnica que nos permite obtener un límite inferior de la volatilidad del factor de descuento estocástico tal que éste sea compatible con los datos sobre las tasas de retorno de un conjunto de activos dado. La idea detrás del análisis es la siguiente: la distribución condicionada del factor de descuento estocástico cambia a lo largo del tiempo, lo que muestra la existencia de cambios potenciales bien en el conjunto de oportunidades de inversión futuras o bien en las preferencias de los agentes. Por tanto, las series temporales sobre las tasas de retorno de los activos no pueden utilizarse para obtener información sobre los momentos condicionados de la distribución de probabilidad del factor de descuento estocástico; no obstante, pueden revelar información sobre los momentos no condicionados. Así pues, la **frontera** o **cota de Hansen y Jagannathan** se obtiene a partir de las series temporales de las tasas de retorno de un conjunto de activos. Se trata de una cota inferior para la varianza del

factor de descuento estocástico. Una vez obtenida esta cota, se analiza si el factor de descuento estocástico derivado en los distintos modelos se encuentra o no dentro de la frontera admisible. Se trata, por tanto, de un método que nos permite discriminar entre posibles factores de descuento estocásticos.

7.2.2 Derivación de la frontera de Hansen y Jagannathan

Para derivar la cota de Hansen y Jagannathan hemos de partir de la Ecuación de Valoración Fundamental del modelo intertemporal de valoración de activos:

$$1 = E_t \left[\tilde{\phi}_{t+1} \tilde{R}_{t+1}^i \right] \quad (7.1)$$

Operando en la expresión (7.1) obtenemos:

$$\implies E_t[\tilde{R}_{t+1}^i] = \frac{1}{E_t[\tilde{\phi}_{t+1}]} \left[1 - \text{cov}_t \left[\tilde{\phi}_{t+1}, \tilde{R}_{t+1}^i \right] \right]$$

Aplicando la Ley de las Expectativas Iteradas se obtiene que:

$$\begin{aligned} E(\tilde{R}_{t+1}) &= \frac{1}{E(\tilde{\phi}_{t+1})} - \frac{\text{cov} \left[\tilde{\phi}_{t+1}, \tilde{R}_{t+1}^i \right]}{E(\tilde{\phi}_{t+1})} \\ \implies E(\tilde{R}_{t+1}^i)E(\tilde{\phi}_{t+1}) &= 1 - \rho_{\tilde{R}, \tilde{\phi}} \text{std}(\tilde{R}_{t+1}^i) \text{std}(\tilde{\phi}_{t+1}) \end{aligned} \quad (7.2)$$

donde $\rho_{\tilde{R}, \tilde{\phi}}$ es el coeficiente de correlación entre la tasa de retorno del activo i y el factor de descuento estocástico, $\text{std}(\tilde{R}_{t+1}^i)$ es la desviación típica de la tasa de retorno del activo i y $\text{std}(\tilde{\phi}_{t+1})$ es la desviación típica del factor de descuento estocástico. Reordenando la ecuación (7.2) obtenemos:

$$\text{std}(\tilde{\phi}) \rho_{\tilde{R}, \tilde{\phi}} = \frac{1 - E(\tilde{R})E(\tilde{\phi})}{\text{std}(\tilde{R})} \quad (7.3)$$

donde hemos omitido los subíndices temporales en aras de una mayor sencillez¹. Para un valor positivo (negativo) de $(1 - E(\tilde{R})E(\tilde{\phi}))$, el factor de descuento estocástico presenta la mínima desviación típica si el coeficiente de correlación es igual a +1 (-1). Para cualquier otro valor de $\rho_{\tilde{R}, \tilde{\phi}}$, la desviación típica del factor de descuento estocástico debe ser mayor². Así pues, podemos derivar la siguiente desigualdad para la desviación típica del factor de descuento estocástico:

$$std(\tilde{\phi}) \geq \frac{|1 - E(\tilde{R})E(\tilde{\phi})|}{std(\tilde{R})} \quad (7.4)$$

Podemos representar esta expresión gráficamente (véase la Figura 7-1). Para ser consistente con la tasa de retorno del activo i , la desviación típica del factor de descuento estocástico debe situarse por encima de las líneas que delimitan el gráfico.

La frontera de Hansen y Jagannathan puede derivarse de un modo alternativo, utilizando el exceso de retorno del activo i . Operando del mismo modo que en el caso anterior, obtenemos:

$$std(\tilde{\phi}) \geq E(\tilde{\phi}) \frac{|E(\tilde{r}^i)|}{std(\tilde{r}^i)} \simeq E(\tilde{\phi}) \frac{|E(\tilde{r}^i)|}{std(\tilde{R}^i)} \quad (7.5)$$

La ecuación (7.5) muestra que la frontera impuesta por el exceso de retorno de un activo con riesgo sobre la tasa de retorno del activo libre de riesgo es igual a la línea recta que parte del origen con pendiente igual al cociente entre el exceso de retorno esperado del activo con riesgo y su desviación típica³.

Si consideráramos un vector de tasas de retorno, la ecuación de valoración fundamen-

¹Un análisis detallado de la derivación de la frontera de Hansen y Jagannathan puede verse en Campbell *et. al.* (1997), cap. 8. Otras referencias de interés sobre la cota de Hansen y Jagannathan son Burnside (1994), Campbell (1996), Ferson y Jagannathan (1996), Hansen y Jagannathan (1997) y Campbell (2000).

²Obsérvese que si $[1 - E(R)E(\phi)] > 0$, entonces $\frac{|1 - E(R)E(\phi)|}{std(R)} > 0$. Dado que la desviación típica es, por definición, positiva, $\rho_{R,\phi}$ sólo podrá tomar valores entre cero y uno. En esta situación, $std(\phi)$ toma el valor mínimo cuando $\rho_{R,\phi} = 1$. Idéntico razonamiento se aplica en el caso en que $[1 - E(R)E(\phi)] < 0$.

³Estamos suponiendo que $std(\tilde{r}^i) \simeq std(\tilde{R}^i)$.

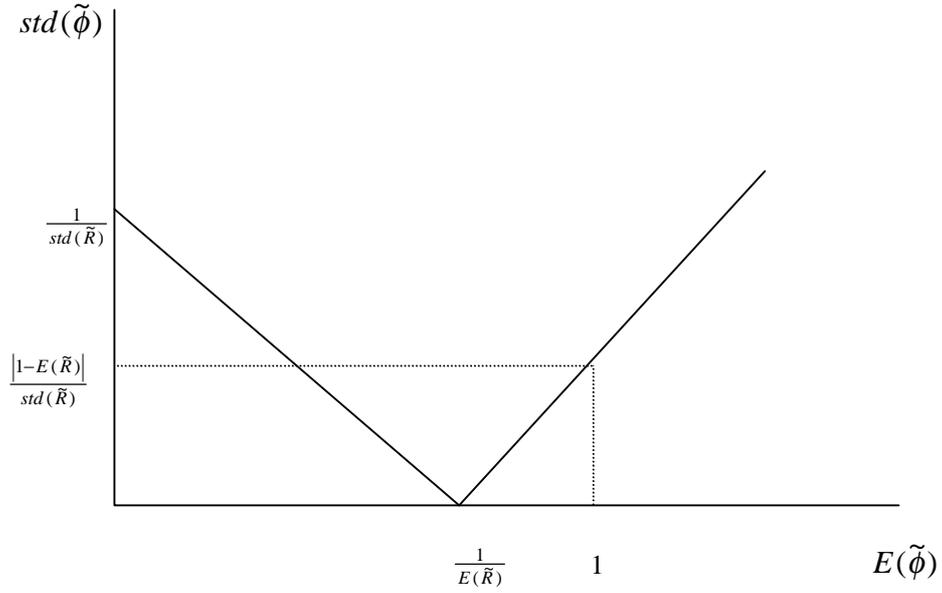


Figura 7-1: Frontera de Hansen y Jagannathan.

tal del modelo CCAPM, en su versión no condicionada, sería la siguiente:

$$\mathbf{1} = E[\tilde{\phi}_t \cdot \tilde{\mathbf{R}}_t] \quad (7.6)$$

siendo $\mathbf{1}$ un vector de unos y $\tilde{\mathbf{R}}_t$ el vector de orden $N \times 1$ de tasas de retorno de los activos con riesgo en el período t . Aplicando las propiedades del producto de la esperanza de dos variables aleatorias obtenemos que:

$$\mathbf{1} = E[\tilde{\phi}] \cdot E[\tilde{\mathbf{R}}] + E \left[\left(\tilde{\phi} - E(\tilde{\phi}) \right) \left(\tilde{\mathbf{R}} - E(\tilde{\mathbf{R}}) \right) \right] \quad (7.7)$$

donde de nuevo hemos eliminado los subíndices temporales. Realizamos ahora una regresión por mínimos cuadrados ordinarios del factor de descuento estocástico sobre una constante y el vector de tasas de retorno:

$$\tilde{\phi} = \mathbf{a} + \tilde{\mathbf{R}}' \mathbf{b} + \varepsilon_t \quad (7.8)$$

Puesto que el error, ε_t , y $\tilde{\mathbf{R}}'\mathbf{b}$ están incorrelacionados, obtenemos el límite inferior para la varianza del factor de descuento estocástico como:

$$\begin{aligned} \text{var}(\tilde{\phi}) &= \text{var}(\tilde{\mathbf{R}}'\mathbf{b}) + \text{var}(\varepsilon_t) \\ \implies \text{var}(\tilde{\phi}) &\geq \text{var}(\tilde{\mathbf{R}}'\mathbf{b}) \end{aligned} \quad (7.9)$$

Es preciso obtener una forma funcional del vector de coeficientes \mathbf{b} con el objetivo de que la expresión anterior sea de utilidad. Para ello, es habitual realizar la regresión (7.8) de un modo algo diferente utilizando excesos de retorno. Así, utilizando mínimos cuadrados ordinarios se obtiene⁴:

$$\mathbf{b} = \Sigma_{\tilde{\mathbf{R}}}^{-1} E \left[\left(\tilde{\phi} - E(\tilde{\phi}) \right) \left(\tilde{\mathbf{R}} - E(\tilde{\mathbf{R}}) \right) \right] \quad (7.10)$$

donde $\Sigma_{\tilde{\mathbf{R}}}$ es la matriz de varianzas y covarianzas de las tasas de retorno brutas de los activos con riesgo. Operando y sustituyendo en la expresión (7.9) obtenemos:

$$\text{std}(\tilde{\phi}) \geq \sqrt{\left[1 - E(\tilde{\phi})E(\tilde{\mathbf{R}}) \right]' \Sigma_{\tilde{\mathbf{R}}}^{-1} \left[1 - E(\tilde{\phi})E(\tilde{\mathbf{R}}) \right]} \quad (7.11)$$

Por tanto, podemos obtener una cota inferior de la desviación típica del factor de descuento estocástico para cada valor de la esperanza no condicionada de éste, dados los momentos no condicionados de la distribución de las tasas de retorno de los activos con riesgo.

⁴Véase Meyer (1999), cap. 3.

Capítulo 8

La frontera de Hansen y Jagannathan para el caso español

8.1 Los datos

Recordemos la expresión que nos determina la cota inferior de la volatilidad del factor de descuento estocástico:

$$std(\tilde{\phi}) \geq \frac{|1 - E(\tilde{R})E(\tilde{\phi})|}{std(\tilde{R})}$$

El primer paso a la hora de aplicar la frontera de Hansen y Jagannathan es obtener la cota inferior de la volatilidad del factor de descuento estocástico haciendo uso de los datos sobre las tasas de retorno de los activos financieros de las que disponemos. Concretamente, hemos hecho uso de las tasas de retorno reales obtenidas a partir de los datos de los siguientes activos:

1. Índice General Total de la Bolsa de Madrid (IGTBM).
2. Tipo de interés libre de riesgo.
3. Índices sectoriales de la Bolsa de Madrid: bancos, eléctricas, alimentación, construcción, inversión, comunicaciones, siderometalúrgicas, químico-textil y varios.

Para obtener la frontera de Hansen y Jagannathan hemos dado diferentes valores a $E(\tilde{\phi})$, obteniendo así el valor mínimo de $std(\tilde{\phi})$ ¹. Hemos utilizado datos de tasas de retorno de diferente periodicidad; concretamente, utilizamos datos anuales, trimestrales y mensuales. A continuación recogemos los resultados obtenidos.

8.2 Datos anuales

La Figura 8-1 recoge la frontera de Hansen y Jagannathan para las diferentes tasas de retorno anuales consideradas².

Si observamos las fronteras obtenidas en los casos del IGTBM y del tipo de interés real, vemos que, para una media del factor de descuento estocástico dada, la tasa de retorno del activo libre de riesgo admite una mayor volatilidad que la tasa de retorno del IGTBM³. Igualmente, la tasa de retorno real del grupo eléctricas admite una mayor volatilidad del factor de descuento estocástico que las tasas de retorno de los grupos bancos y alimentación; lo mismo ocurre con el grupo comunicaciones si lo comparamos con los grupos construcción e inversión. Sin embargo, las diferencias son mínimas entre los grupos siderometalúrgicas, químico-textil y varios.

8.3 Datos trimestrales

A continuación recogemos los resultados obtenidos utilizando tasas de retorno trimestrales. La Figura 8-2 recoge la frontera de Hansen y Jagannathan con datos trimestrales. Podemos observar que, a diferencia de lo que ocurría en el caso de datos anuales, la fron-

¹Evidentemente, $E(\tilde{R})$ y $std(\tilde{R})$ se obtienen de las series temporales de tasas de retorno de las que disponemos.

²Como puede observarse, no hemos incluido la tasa de retorno real del índice general normal de la Bolsa de Madrid. La razón es que los resultados son idénticos a los obtenidos con el índice general total de la Bolsa de Madrid y consideramos que éste es más adecuado para la obtención de la tasa de retorno por los motivos ya expuestos en el capítulo correspondiente.

³En el eje de abscisas representamos la esperanza del factor de descuento estocástico (E_FDE) y en el de ordenadas su desviación típica (SD_activo considerado).

Frontera de Hansen y Jagannathan: datos anuales

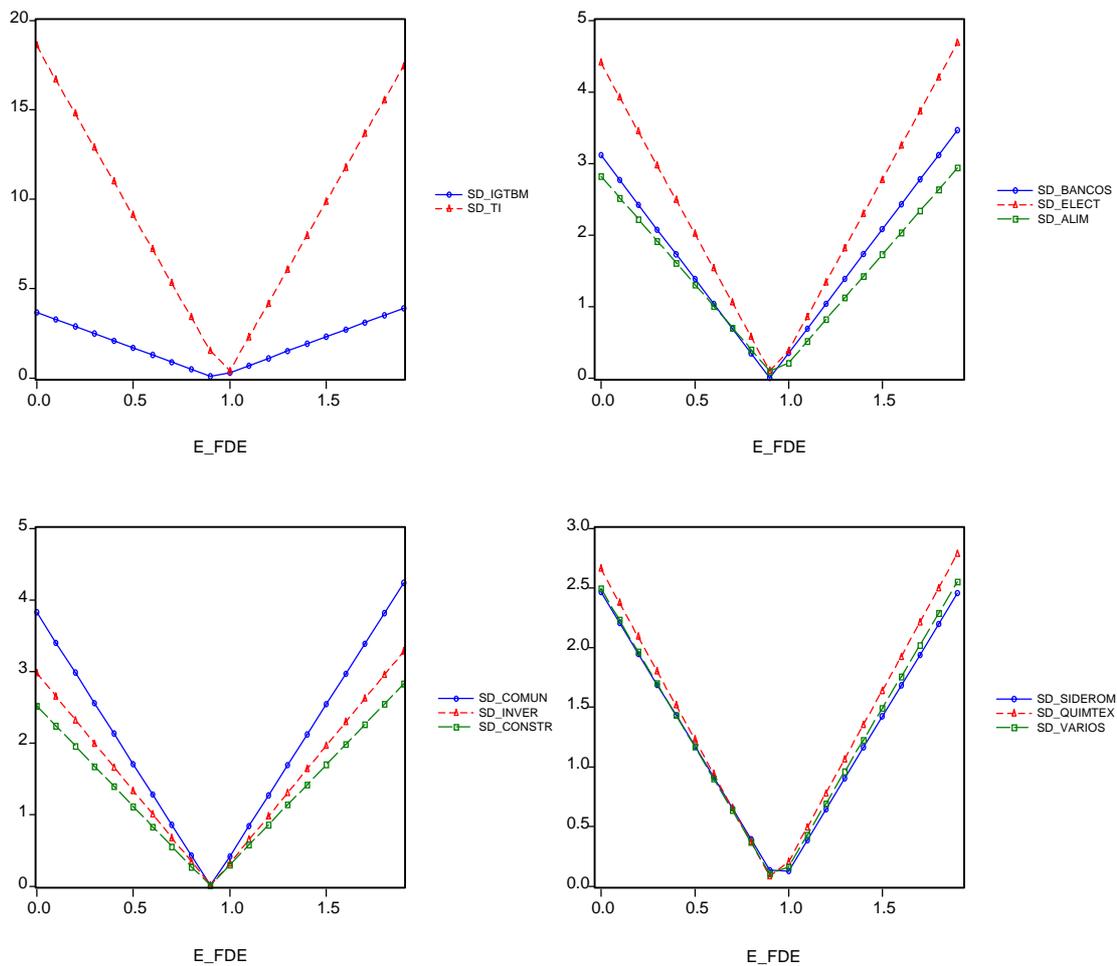


Figura 8-1: Frontera de Hansen y Jagannathan: datos anuales de diferentes tasas de retorno.

tera obtenida con el IGTBM presenta una mayor pendiente que la obtenida con el tipo de interés real. Por grupos de actividad, aunque las diferencias son menores que en el caso de los datos anuales, podemos observar que el grupo alimentación admite una mayor variabilidad que los grupos bancos y eléctricas; lo mismo ocurre con el grupo comunicaciones en relación a los grupos construcción e inversión, y con el grupo químico-textil en relación a los grupos siderometalúrgicas y varios.

8.4 Datos mensuales

Recogemos por último la frontera generada con las tasas de retorno reales mensuales de los diferentes activos considerados en la Figura 8-3. Obsérvese como, de nuevo, la frontera de Hansen y Jagannathan generada con el IGTBM admite una mayor volatilidad del factor de descuento estocástico que la generada con el tipo de interés real. Por grupos de actividad, podemos observar que el grupo eléctricas admite una mayor variabilidad que los grupos bancos y alimentación; lo mismo ocurre con el grupo inversión en relación a los grupos construcción y comunicaciones, y con el grupo químico-textil en relación a los grupos siderometalúrgicas y varios.

8.5 Sensibilidad de la frontera de Hansen y Jagannathan al intervalo temporal de medición de las tasas de retorno

Pretendemos ahora analizar en qué medida la frontera de Hansen y Jagannathan se muestra sensible al intervalo temporal de medición de las tasas de retorno de los diferentes activos. Para ello, compararemos las fronteras obtenidas con datos de tasas de retorno

Frontera de Hansen y Jagannathan: datos trimestrales

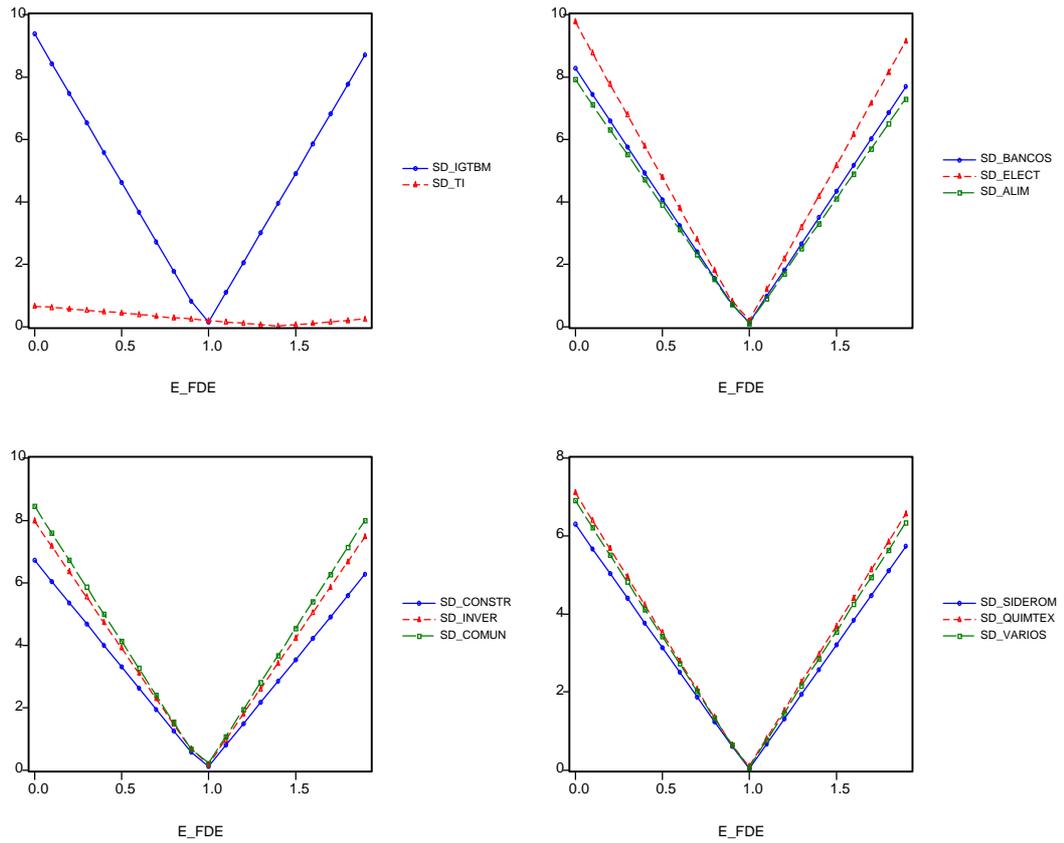


Figura 8-2: Frontera de Hansen y Jagannathan: datos trimestrales de diferentes tasas de retorno.

Frontera de Hansen y Jagannathan: datos mensuales

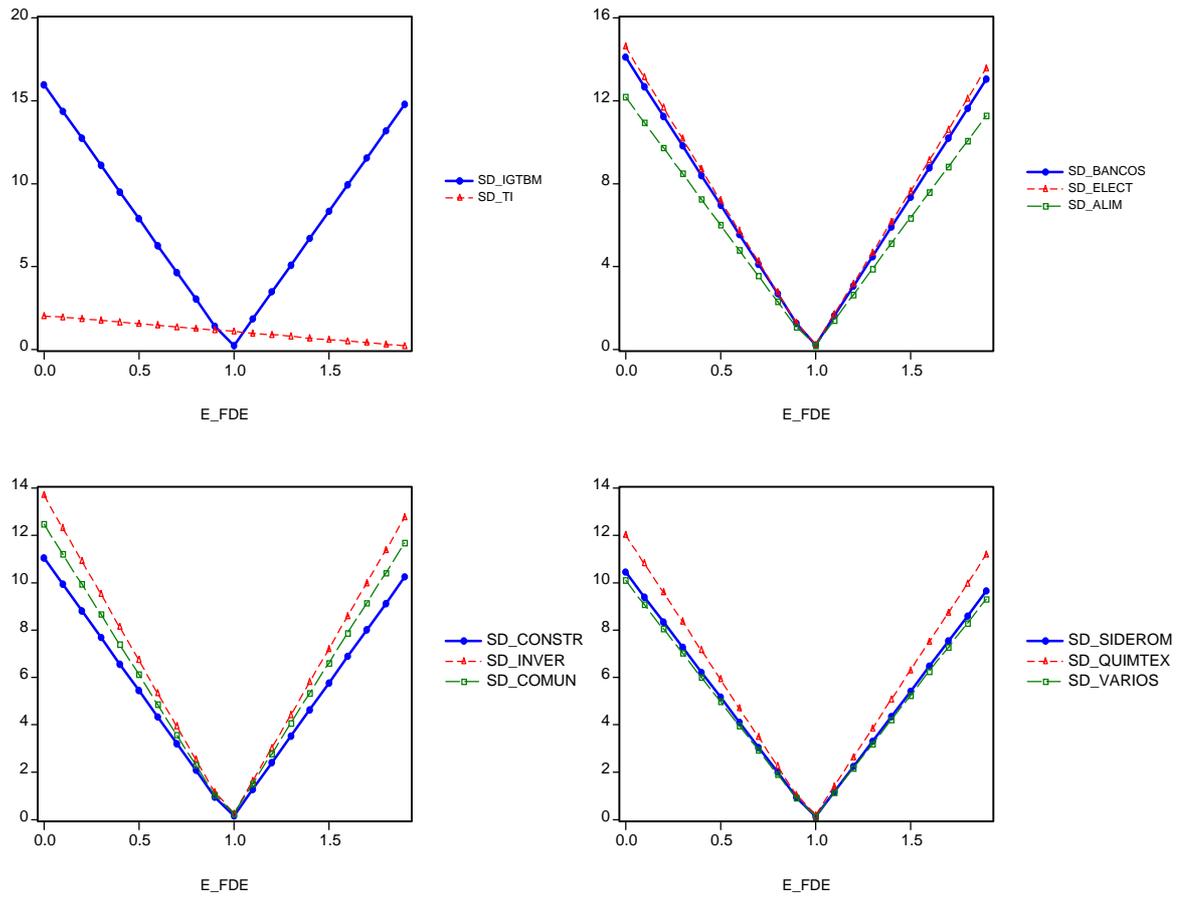


Figura 8-3: Frontera de Hansen y Jagannathan: datos mensuales de diferentes tasas de retorno.

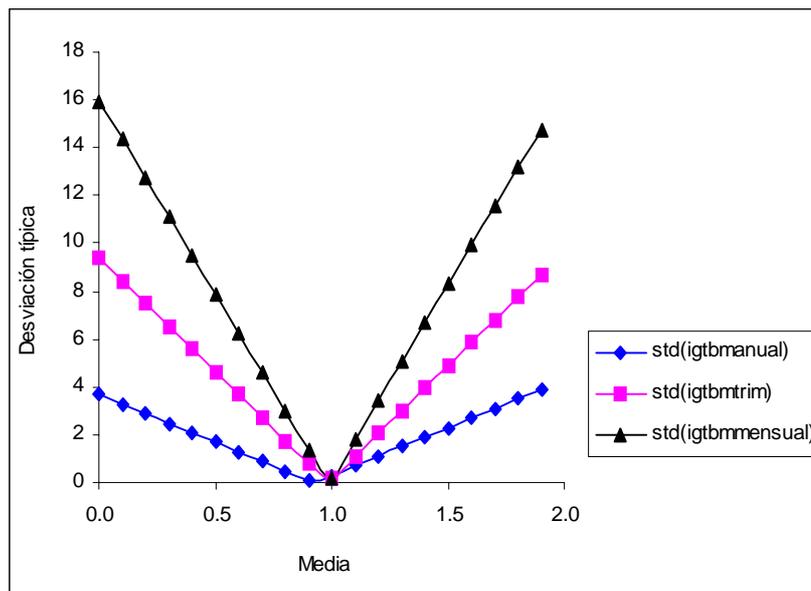


Figura 8-4: Frontera de Hansen y Jagannathan: datos anuales, trimestrales y mensuales de la tasa de retorno del IGTBM.

medidas con diferente periodicidad⁴.

La Figura 8-4 muestra la frontera de Hansen y Jagannathan obtenida con el IGTBM para datos anuales, trimestrales y mensuales. Como podemos observar, la frontera generada con datos mensuales admite una mayor volatilidad, para una media dada, que la generada con datos trimestrales y ésta, a su vez, admite una mayor desviación típica que la generada con datos anuales.

Por otro lado, es interesante señalar las diferentes regiones delimitadas por la frontera de Hansen y Jagannathan en función de los datos utilizados. Podemos observar que las regiones admisibles generadas por tasas de retorno medidas con mayor frecuencia se sitúan por encima de aquéllas derivadas con tasas de retorno calculadas con menor frecuencia; así, las cotas resultantes del uso de datos mensuales son más restrictivas que las obtenidas con tasas de retorno trimestrales y éstas, a su vez, son más restrictivas que

⁴Recordemos que el cálculo de las tasas de retorno anuales y trimestrales se ha realizado tomando como base la media simple de los índices bursátiles de los meses correspondientes.

las generadas con tasas de retorno anuales.

Como consecuencia de estas diferencias observadas, el análisis de la frontera de Hansen y Jagannathan con diferentes especificaciones de las preferencias de los agentes, se llevará a cabo utilizando datos anuales, trimestrales y mensuales, tanto de tasas de retorno como de diferentes tipos de consumo. Aunque, en principio, las diferencias señaladas nos podrían hacer creer que los resultados serán distintos en función de los datos de tasas de retorno utilizados, no debemos olvidar que la frecuencia de medición del consumo también generará efectos sobre la frontera generada por los diferentes modelos, por lo que ambos efectos podrían compensarse en algunos casos⁵.

⁵Un análisis similar para la economía alemana puede verse en Meyer (1999).

Capítulo 9

Diferentes especificaciones de la función de utilidad: función de utilidad intertemporalmente separable

9.1 Introducción

Comenzamos el estudio de la frontera de Hansen y Jagannathan para el caso español con la función de utilidad intertemporalmente separable utilizada, entre muchos otros, por Hansen y Singleton (1982, 1983). En este caso, la función de utilidad intertemporal toma la siguiente forma:

$$U_t(c_t, \tilde{c}_{t+1}, \dots) = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t E_t(u(c_t)), \quad 0 < \beta < 1$$

La función de utilidad corriente presenta un coeficiente de aversión relativa al riesgo constante:

$$u(c_t) = \begin{cases} \frac{c_t^{1-\gamma}}{1-\gamma}, & 0 \leq \gamma < \infty, \gamma \neq 1 \\ \ln(c_t), & \gamma = 1 \end{cases}$$

La Ecuación de Euler resultante es:

$$1 = E_t \left[\beta \left(\frac{\tilde{c}_{t+1}}{c_t} \right)^{-\gamma} \tilde{R}_{t+1}^i \right]$$

Por tanto, el factor de descuento estocástico generado por este modelo es el siguiente:

$$\tilde{\phi}_{t+1} = \beta \left(\frac{\tilde{c}_{t+1}}{c_t} \right)^{-\gamma}$$

Partiendo de la expresión anterior es posible obtener las distintas combinaciones media-desviación típica del factor de descuento estocástico generadas por este modelo y comparar éstas con la frontera de Hansen y Jagannathan obtenida con los datos de las tasas de retorno de que disponemos. Para ello, hemos dado dos posibles valores al factor de descuento subjetivo, β , y hemos utilizado diferentes datos de consumo, todo ello para datos anuales, trimestrales y mensuales. Concretamente, hemos considerado que β puede tomar los valores 1 ó 0.9. Dada la forma del factor de descuento estocástico, cuanto menor es β , menor es la media del factor de descuento estocástico para una desviación típica dada. Este efecto puede observarse claramente en la Figura 9-1 que recoge las combinaciones media-desviación típica del factor de descuento estocástico en el caso de la función de utilidad intertemporalmente separable utilizando datos de consumo de bienes no duraderos y servicios para los dos diferentes valores de β considerados¹. Como puede observarse, una reducción del factor de descuento subjetivo hace que la media se reduzca para una desviación típica dada.

¹CT se empleará para consumo total, CNDYS para el consumo de bienes no duraderos y servicios y HS para indicar la función de utilidad de Hansen y Singleton. Por otro lado, std(.) muestra la cota de Hansen y Jagannathan derivada con la tasa de retorno del activo que aparece entre paréntesis.

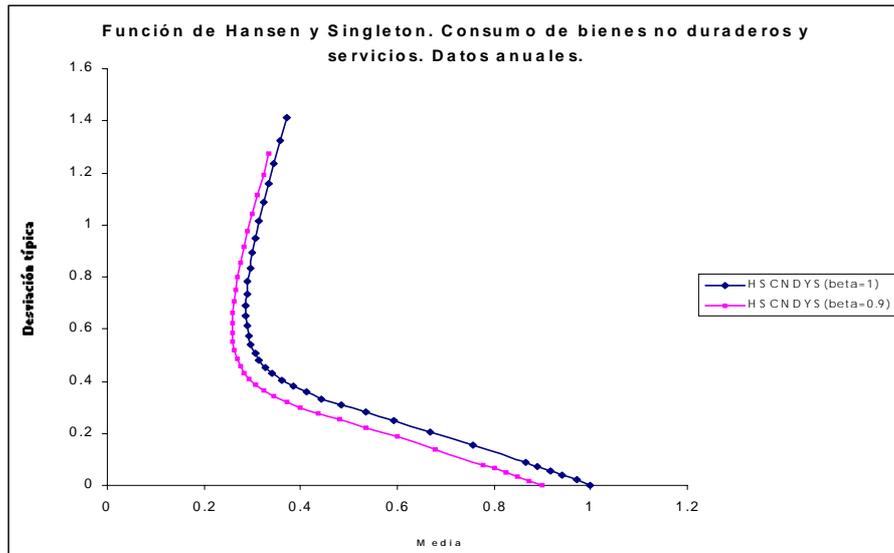


Figura 9-1: Función de utilidad intertemporalmente separable: combinaciones media-desviación típica del factor de descuento estocástico para diferentes valores del factor de descuento subjetivo.

En aras de una mayor claridad, expondremos los resultados obtenidos únicamente en el caso en que $\beta = 1$. Los resultados no difieren sustancialmente de los que se obtienen cuando fijamos $\beta = 0.9$.

Con respecto al parámetro de aversión relativa al riesgo, permitimos que tome valores en el intervalo $\gamma \in [0, 150]$. En el intervalo $[0, 5]$, el parámetro varía de uno en uno; entre 5 y 150, el parámetro varía de 5 en 5.

Por otro lado, hemos generado el modelo utilizando datos de consumo total y de consumo de bienes no duraderos y servicios². Como veremos, los resultados no difieren en exceso cuando comparamos lo obtenido con consumo total y consumo de bienes no duraderos y servicios. La frontera generada es muy similar en estos dos casos, como puede observarse en la Figura 9-2, si bien es importante señalar el efecto que la consideración de datos de consumo duradero (incluidos en la definición del consumo total) genera sobre

²La utilización de distintos tipos de consumo pretender que este estudio sea coherente con las estimaciones del modelo que realizaremos.

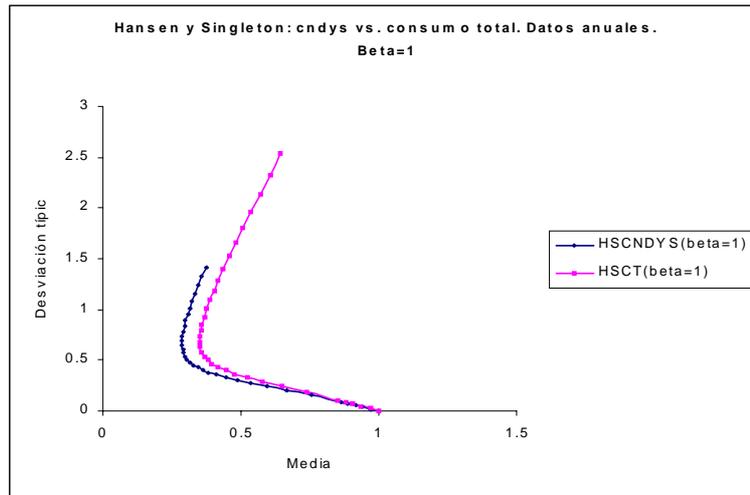


Figura 9-2: Función de utilidad intertemporalmente separable: combinaciones media-desviación típica del factor de descuento estocástico para diferentes tipos de consumo (datos anuales).

la cota de Hansen y Jagannathan. Obsérvese que, para una media dada, la cota obtenida con datos de consumo total admite una mayor volatilidad que la derivada con datos de consumo no duradero.

9.2 Datos anuales

A continuación recogemos los principales resultados obtenidos con datos anuales sobre consumo y tasas de retorno. Para ello hemos añadido a los gráficos de la frontera de Hansen y Jagannathan, ya analizados en secciones anteriores, las combinaciones media-desviación típica generadas por el factor de descuento estocástico objeto de estudio. Las Figuras 9-3 a 9-6 recogen este análisis utilizando tanto datos de consumo de bienes no duraderos y servicios como datos de consumo total.

El modelo con función de utilidad intertemporalmente separable no genera combinaciones de la media y la desviación típica del factor de descuento estocástico que queden dentro de la frontera admisible en los casos considerados, para valores de γ calificables

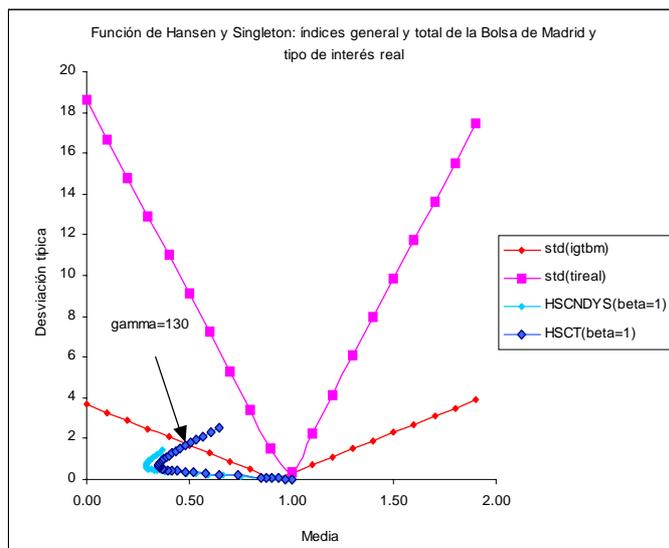


Figura 9-3: Función de utilidad intertemporalmente separable: cota de Hansen y Jagannathan para datos anuales de consumo total y de consumo de bienes no duraderos y servicios y tasas de retorno del IGTBM y del activo libre de riesgo.

como razonables. No obstante, obtenemos algunas excepciones puntuales como puede observarse en las figuras mencionadas.

9.3 Datos trimestrales

El modelo bajo consideración genera mejores resultados con datos trimestrales que con datos anuales. Concretamente, el modelo es admisible en todos los casos considerados cuando utilizamos el consumo de bienes no duraderos y servicios. Además, los valores de γ para los que el modelo entra dentro de la frontera admisible son menores que en el caso de los datos anuales.

Las Figuras 9-7 a 9-10 recogen los resultados para las diferentes tasas de retorno consideradas con datos trimestrales de consumo total. Puede observarse que, salvo en el caso del tipo de interés, en todos los demás casos se requiere que γ alcance un valor superior a 75, valor que podemos considerar a todas luces excesivamente elevado.

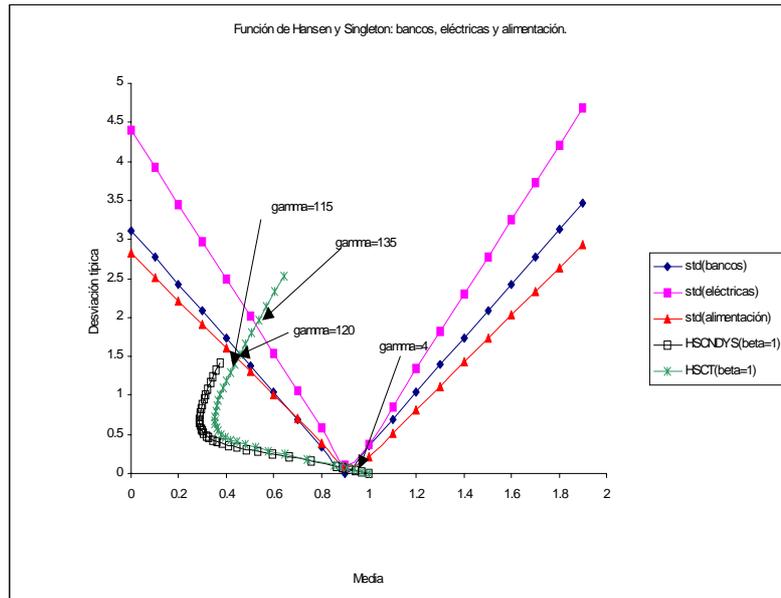


Figura 9-4: Función de utilidad intertemporalmente separable: cota de Hansen y Jagannathan para datos anuales de consumo total y de consumo de bienes no duraderos y servicios y tasas de retorno de los grupos bancos, eléctricas y alimentación.

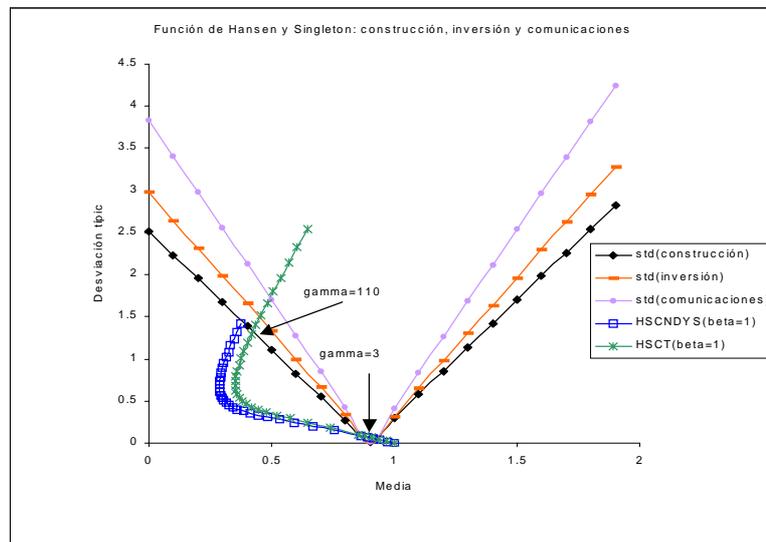


Figura 9-5: Función de utilidad intertemporalmente separable: cota de Hansen y Jagannathan para datos anuales de consumo total y de consumo de bienes no duraderos y servicios y tasas de retorno de los grupos construcción, inversión y comunicaciones.

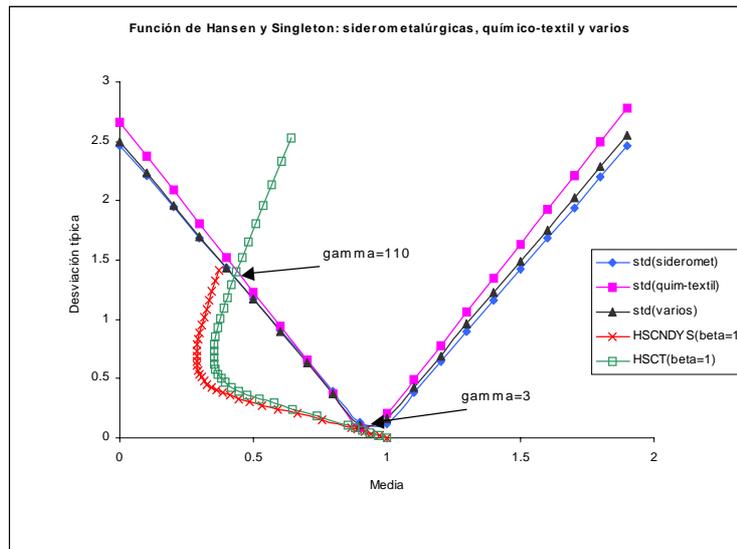


Figura 9-6: Función de utilidad intertemporalmente separable: cota de Hansen y Jagannathan para datos anuales de consumo total y de consumo de bienes no duraderos y servicios y tasas de retorno de los grupos siderometalúrgicas, químico-textil y varios.

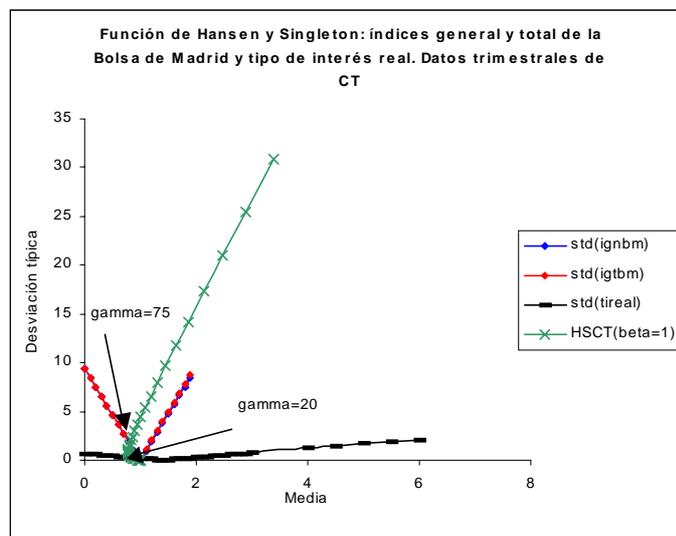


Figura 9-7: Función de utilidad intertemporalmente separable: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo total y tasas de retorno del IGTBM y del activo libre de riesgo.

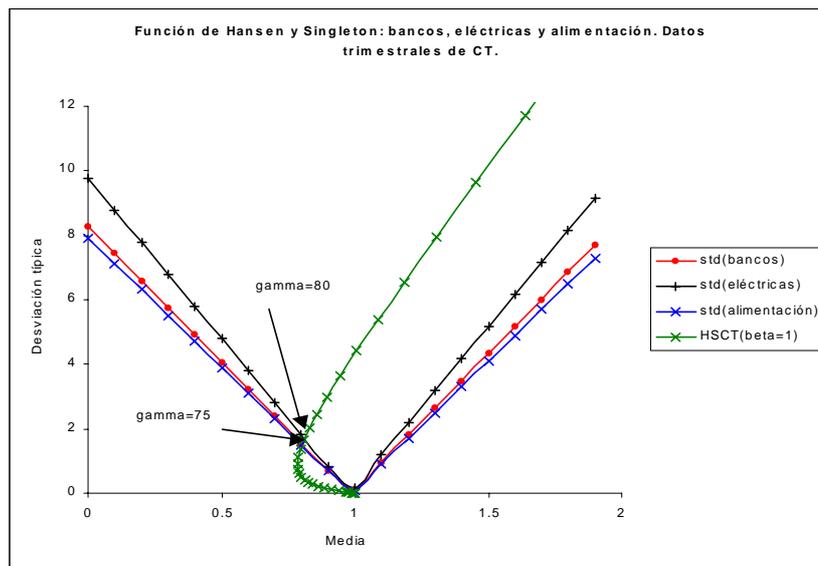


Figura 9-8: Función de utilidad intertemporalmente separable: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo total y tasas de retorno de los grupos bancos, eléctricas y alimentación.

Como hemos mencionado, los resultados son mucho mejores cuando utilizamos datos de consumo de bienes no duraderos y servicios. Tales resultados se recogen en las Figuras 9-11 a 9-14. El modelo es admisible para una gama de valores del parámetro de aversión al riesgo más amplia.

9.4 Datos mensuales

Como ya hemos señalado, no disponemos de datos mensuales de consumo en el caso español. No obstante, podemos utilizar indicadores de consumo como variables sustitutivas. Así, hemos utilizado el consumo mensual de gasolina como variable sustitutiva del consumo de bienes no duraderos y servicios.

El modelo con utilidad intertemporalmente separable bajo consideración sólo es admisible para valores de γ superiores a 20 en todos los casos considerados. Algunos de estos resultados están recogidos en las Figuras 9-15-9-17.

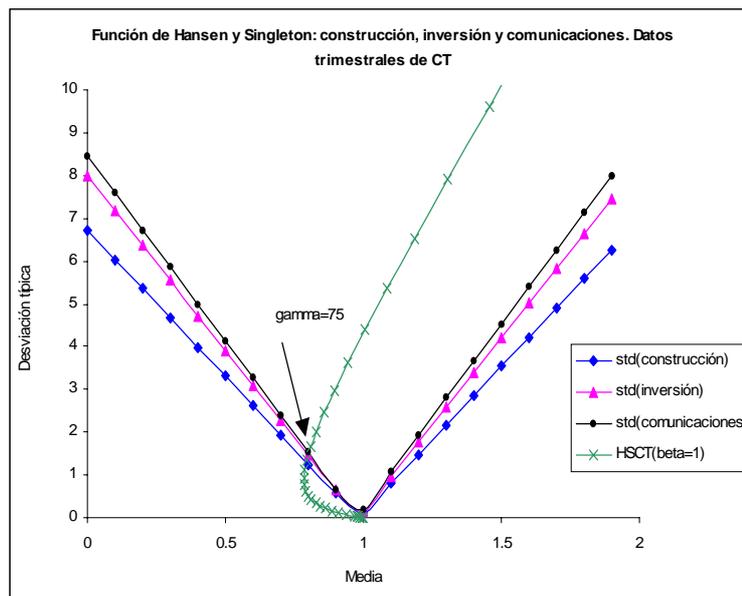


Figura 9-9: Función de utilidad intertemporalmente separable: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo total y tasas de retorno de los grupos construcción, inversión y comunicaciones.

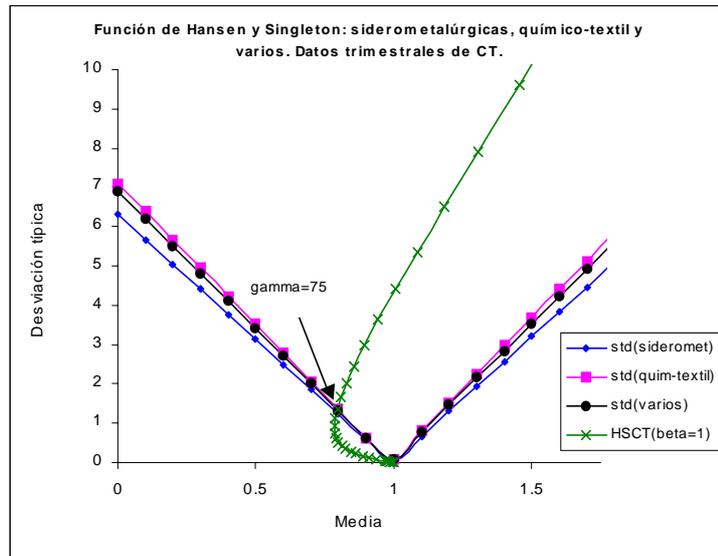


Figura 9-10: Función de utilidad intertemporalmente separable: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo total y tasas de retorno de los grupos siderometarúrgicas, químico-textil y varios.

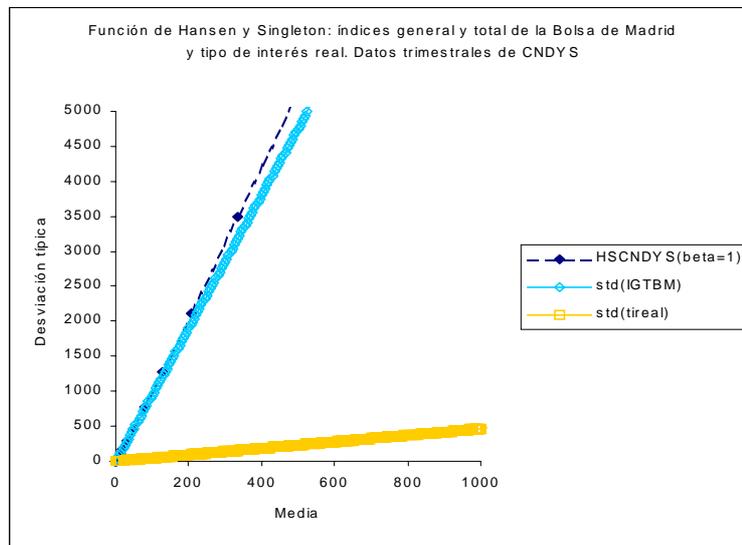


Figura 9-11: Función de utilidad intertemporalmente separable: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo de bienes no duraderos y servicios y tasas de retorno del IGTBM y del activo libre de riesgo.

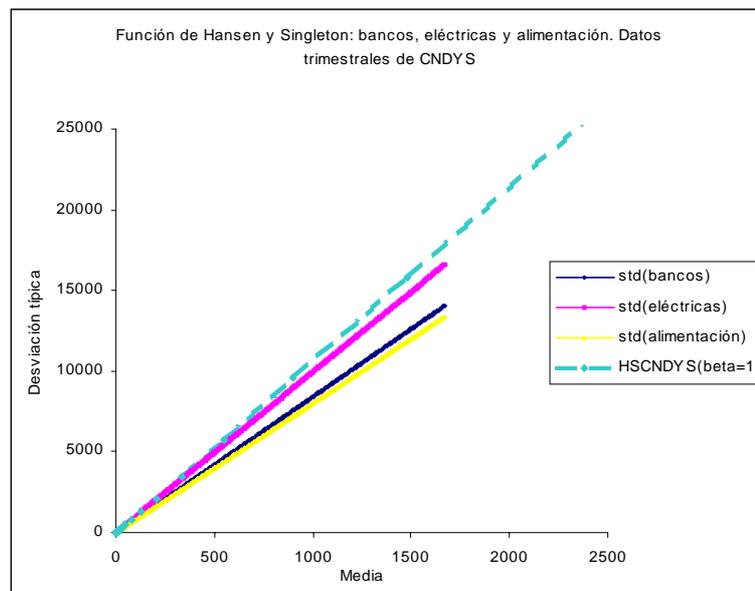


Figura 9-12: Función de utilidad intertemporalmente separable: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo de bienes no duraderos y servicios y tasas de retorno de los grupos bancos, eléctricas y alimentación.

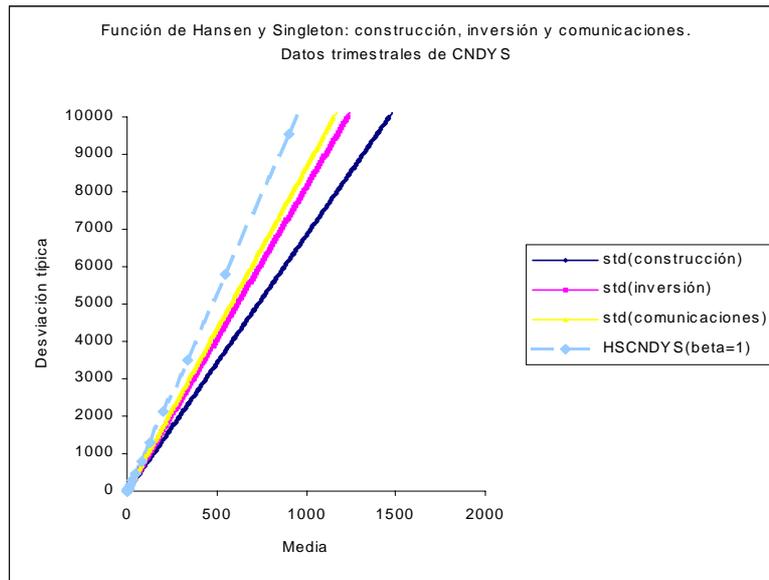


Figura 9-13: Función de utilidad intertemporalmente separable: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo de bienes no duraderos y servicios y tasas de retorno de los grupos construcción, inversión y comunicaciones.

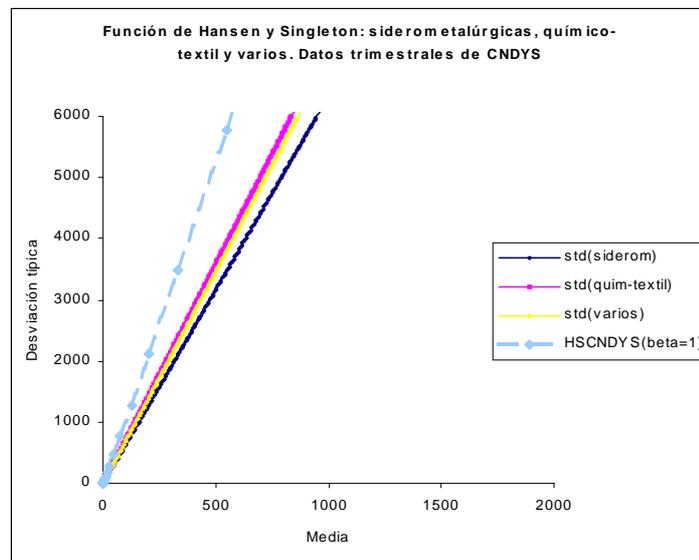


Figura 9-14: Función de utilidad intertemporalmente separable: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo de bienes no duraderos y servicios y tasas de retorno de los grupos siderometalúrgicas, químico-textil y varios.

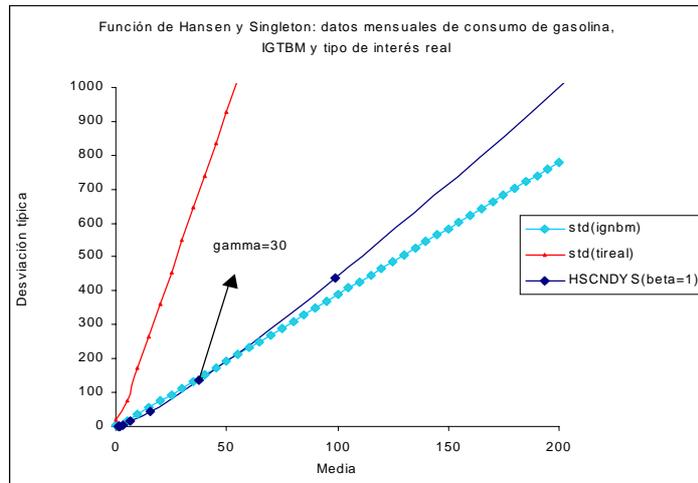


Figura 9-15: Función de utilidad intertemporalmente separable: cota de Hansen y Jagannathan para datos mensuales de consumo de gasolina y tasas de retorno del IGTM y del activo libre de riesgo.

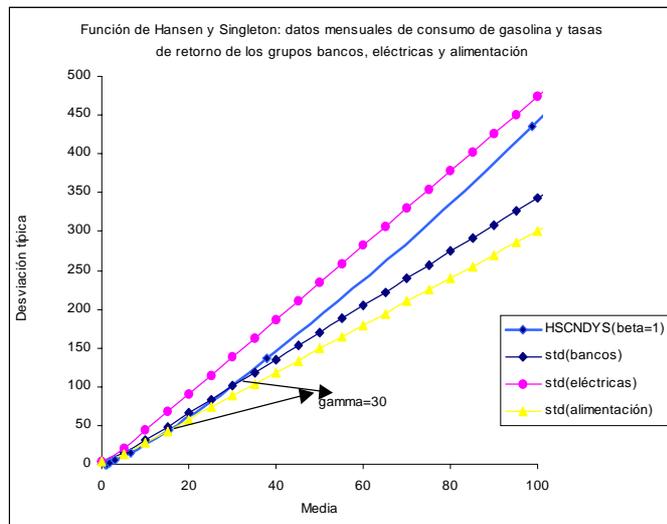


Figura 9-16: Función de utilidad intertemporalmente separable: cota de Hansen y Jagannathan para datos mensuales de consumo de gasolina y tasas de retorno de los grupos bancos, el éctricas y alimentación.

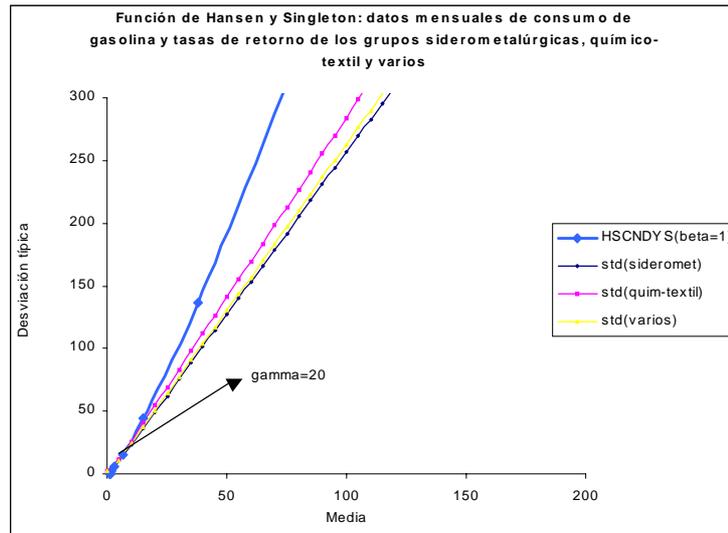


Figura 9-17: Función de utilidad intertemporalmente separable: cota de Hansen y Jagannathan para datos mensuales de consumo de gasolina y tasas de retorno de los grupos siderometal., químico-textil y varios.

9.5 Conclusiones

El modelo con función de utilidad aditivamente separable no es, en general, admisible para valores del parámetro de aversión relativa al riesgo plausibles. No obstante, el análisis de la frontera de Hansen y Jagannathan nos permite considerar ciertos casos en los que el modelo sí es admisible. Así, por ejemplo, sorprende el hecho de que el modelo sea admisible para todos los valores de γ considerados cuando utilizamos datos trimestrales de consumo de bienes no duraderos y servicios. Igualmente, a pesar de que los datos anuales generan los peores resultados en este análisis, el modelo es admisible de un modo muy puntual para valores razonables de γ cuando utilizamos datos anuales de consumo de bienes no duraderos y servicios.

El hecho de que el modelo sea admisible para ciertos valores de γ que podemos considerar plausibles hace que éste no quede invalidado para explicar el comportamiento del consumo y las tasas de retorno en la economía española. Por ello, procederemos a

su estimación en siguientes secciones, aun a sabiendas de que es posible que los valores de γ resultantes sean inadmisibles desde el punto de vista del análisis económico. La estimación del modelo junto con los resultados aquí obtenidos nos ayudará a derivar conclusiones más sólidas sobre su capacidad de explicación del mercado de valores español.

Todos los resultados obtenidos son recogidos de modo exhaustivo en la Tabla 9.1.

\tilde{R}_{t+1}^i	CT ANUAL	CNDYS ANUAL	CT TRIM.	CNDYS TRIM.	CNDYS MENSUAL
IG TBM	$\gamma \geq 130$	—	$\gamma \geq 75$	Todos	$\gamma \geq 30$
Tipo interés real	—	—	$\gamma \geq 20$	Todos	—
Bancos	$\gamma = 4; \gamma \geq 120$	$\gamma = 4$	$\gamma \geq 75$	Todos	—
Eléctricas	$\gamma \geq 135$	—	$\gamma \geq 80$	Todos	$\gamma \geq 30$
Alimentación	$\gamma = 4; \gamma \geq 115$	$\gamma = 4$	$\gamma \geq 75$	Todos	$\gamma \geq 30$
Construcción	$\gamma = 3; \gamma \geq 110$	$\gamma = 3$	$\gamma \geq 75$	Todos	$\gamma \geq 25$
Inversión	$\gamma = 3; \gamma \geq 120$	$\gamma = 3$	$\gamma \geq 75$	Todos	$\gamma \geq 30$
Comunicaciones	$\gamma = 3; \gamma \geq 120$	$\gamma = 3$	$\gamma \geq 75$	Todos	$\gamma \geq 35$
Siderometal.	$\gamma \geq 115$	$\gamma = 3$	$\gamma \geq 75$	Todos	$\gamma \geq 20$
Químico-textil	$\gamma \geq 115$	$\gamma = 3$	$\gamma \geq 75$	Todos	$\gamma \geq 20$
Varios	$\gamma \geq 115$	$\gamma = 3$	$\gamma \geq 75$	Todos	$\gamma \geq 20$

Tabla 9.1: Valores del parámetro de aversión relativa al riesgo para los que el modelo con función de utilidad intertemporalmente separable satisface la cota de Hansen y Jagannathan.

Capítulo 10

Diferentes especificaciones de la función de utilidad: función de utilidad con formación externa de hábitos

10.1 Introducción

Abel (1990) introduce en la especificación de función de utilidad la posibilidad de que existan hábitos en el consumo. Estos hábitos son externos en el sentido de que el nivel de costumbre o hábito se relaciona con el consumo de la economía en su conjunto (es el efecto denominado *catching-up with the Joneses*). La consideración de la formación de hábitos en el consumo implica un efecto negativo del consumo actual sobre la utilidad marginal del consumo futuro.

En un modelo con formación de hábitos, la función de utilidad intertemporal puede escribirse como $U(c_t, X_t)$ donde X_t es el nivel de consumo al que los agentes están habituados o un nivel de consumo de subsistencia. Los diferentes modelos con formación de hábitos difieren entre sí en la forma de la función de utilidad intertemporal, U , así

como en el carácter externo o interno de los hábitos. En el primer caso, que es el que nos ocupa, el nivel de hábito se relaciona con el consumo agregado de la economía; en el segundo, con el consumo del propio agente.

Abel (1990) propone la siguiente función de utilidad intertemporal:

$$U_t(c_t, X_t) = \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j \frac{[c_{t+j}/X_{t+j}]^{1-\gamma} - 1}{1-\gamma}, \quad \gamma > 0 \quad (10.1)$$

Abel considera la siguiente expresión para X_t ¹:

$$X_t = [c_{t-1}^{\kappa} C_{t-1}^{1-\kappa}]^{\alpha}, \quad \alpha \geq 0, \quad \kappa \geq 0 \quad (10.2)$$

donde c es el consumo del agente representativo y C el consumo agregado. Si la formación de hábitos es externa², $X_t = C_{t-1}$. En tal caso, y considerando que en equilibrio el consumo del agente representativo coincide con el agregado, obtenemos la siguiente Ecuación de Euler³:

$$1 = E_t \left[\beta \left(\frac{C_t}{C_{t-1}} \right)^{-(1-\gamma)} \left(\frac{\tilde{C}_{t+1}}{C_t} \right)^{-\gamma} \tilde{R}_{t+1}^i \right], \quad \forall i \quad (10.3)$$

Para obtener la media y la desviación típica del factor de descuento estocástico en el caso considerado, hemos procedido como sigue:

1. Hemos utilizado, al igual que en los casos anteriores, datos anuales, trimestrales

¹De esta expresión podemos obtener distintos casos posibles en función de los valores de los parámetros α y κ :

1. $\alpha = 1$: obtenemos la función de utilidad intertemporalmente separable ya analizada.
2. $\alpha > 0, \kappa = 0$: la utilidad depende del consumo agregado del período anterior. Abel utiliza la expresión “*catching up with the Joneses*” para describir esta situación.
3. $\alpha > 0, \kappa = 1$: obtendríamos el caso de formación de hábitos de tipo interno, ya que la utilidad dependería del consumo del propio agente representativo.

²Analizaremos la formación interna de hábitos en el modelo de Ferson y Constantinides (1991).

³Veáse Abel (1990) para un análisis más detallado.

y mensuales de diferentes tipos de consumo (no duradero y servicios y consumo total).

2. Para mayor sencillez en los cálculos, hemos considerado el caso en que $\beta = 1$.
3. En relación al parámetro de aversión relativa al riesgo, hemos permitido que éste varíe de uno en uno en el intervalo $[1, 15]$ y de cinco en cinco en el intervalo $[15, 50]$.

Los resultados del estudio se recogen a continuación.

10.1.1 Diferentes tipos de consumo

La Figura 10-1 recoge las combinaciones media-desviación típica del factor de descuento estocástico generadas utilizando datos anuales de los diferentes tipos de consumo considerados⁴.

Como puede observarse, las fronteras generadas son muy similares en los tres casos. Por ello, en el caso de datos anuales, hemos realizado el análisis de la frontera de Hansen y Jagannathan únicamente con datos de consumo total. Sin embargo, en el caso de datos trimestrales, sí existen importantes diferencias entre las fronteras generadas con datos de consumo total y de bienes no duraderos y servicios, por lo que recurriremos a su análisis por separado.

10.2 Datos anuales

Empezamos considerando los resultados obtenidos con datos anuales de consumo total⁵. En este caso, el modelo no es admisible para ninguno de los valores de γ considerados cuando utilizamos como tasas de retorno el IGTBM y los grupos bancos, eléctricas,

⁴De nuevo $sd(.)$ indica desviación típica del factor de descuento analizado; AB muestra que la función de utilidad empleada es la propuesta por Abel (1990). Por su parte, CT indica que el consumo empleado es el consumo total, CNDYS hace referencia al consumo de bienes no duraderos y servicios y CD al consumo de bienes duraderos.

⁵Sólo hemos incluido los resultados obtenidos con datos anuales de consumo total, ya que son prácticamente los mismos que los obtenidos con datos anuales de consumo de bienes no duraderos y servicios.

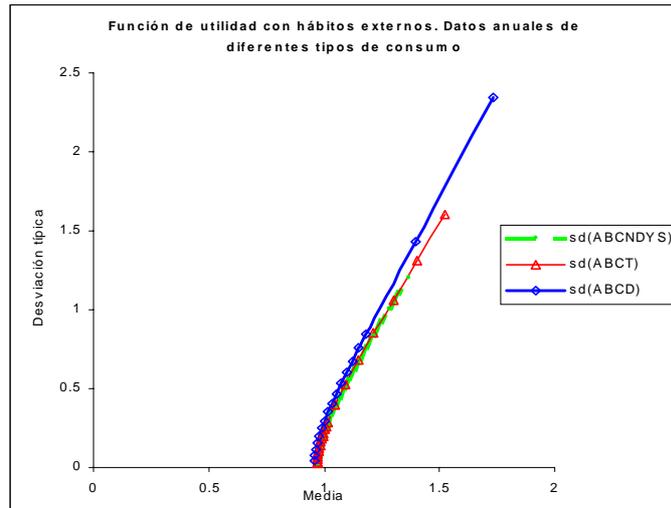


Figura 10-1: Función de utilidad con formación externa de hábitos: cota de Hansen y Jagannathan para datos anuales de consumo total, consumo de bienes no duraderos y servicios y consumo de bienes duraderos.

construcción, inversión y comunicaciones. En el resto de los casos, el modelo es admisible para valores de γ que oscilan entre 5 y 40, según los casos. Recogemos algunos de los resultados obtenidos en las Figuras 10-2 a 10-8.

10.3 Datos trimestrales

En todos los casos analizados, salvo en el caso del grupo eléctricas, utilizando datos trimestrales de tasas de retorno y consumo total obtenemos valores de γ dentro de los considerados para los que el modelo con formación externa de hábitos es admisible. Tales valores de γ se sitúan entre 4, para el grupo varios, y 35, para el grupo comunicaciones. Recogemos algunos de estos resultados en las Figuras 10-9 a 10-15.

En el caso en que utilizamos datos trimestrales de consumo de bienes no duraderos y servicios, el modelo sólo resulta admisible para $\gamma \geq 7$ cuando consideramos la tasa de retorno del activo libre de riesgo. En todos los demás casos, el modelo es rechazado para los valores de γ considerados. Recogemos algunos de los casos analizados en las Figuras

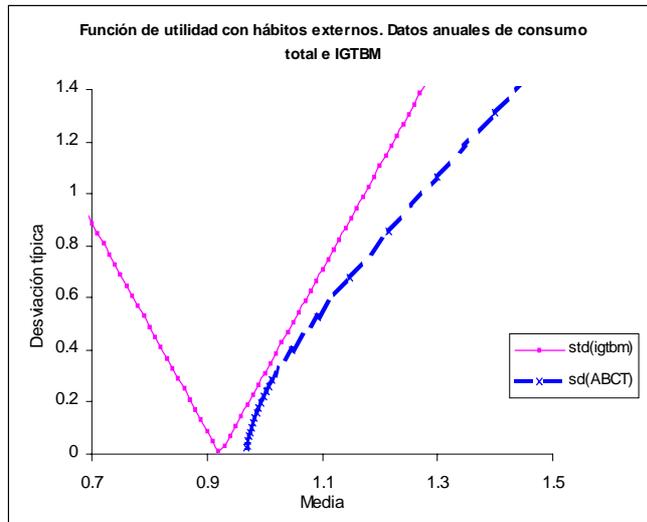


Figura 10-2: Función de utilidad con formación externa de hábitos: cota de Hansen y Jagannathan para datos anuales de consumo total e IGTBM.

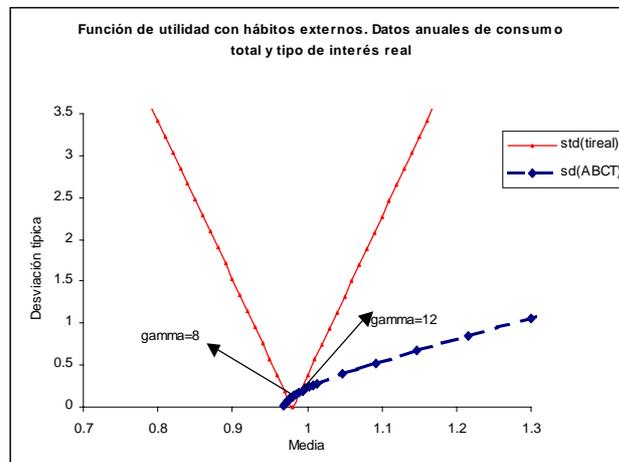


Figura 10-3: Función de utilidad con formación externa de hábitos: cota de Hansen y Jagannathan para datos anuales de consumo total y tipo de interés real.

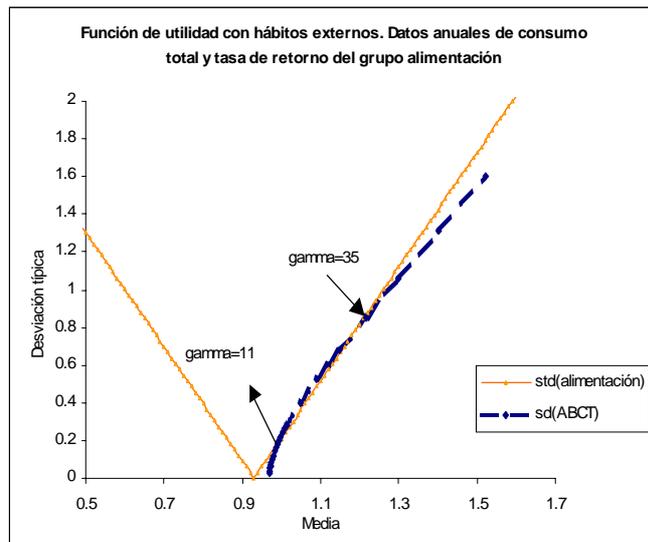


Figura 10-4: Función de utilidad con formación externa de hábitos: cota de Hansen y Jagannathan para datos anuales de consumo total y tasa de retorno del grupo alimentación.

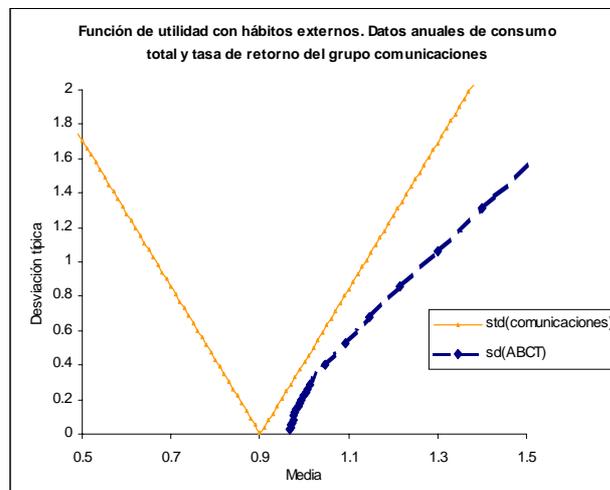


Figura 10-5: Función de utilidad con formación externa de hábitos: cota de Hansen y Jagannathan para datos anuales de consumo total y tasa de retorno del grupo comunicaciones.

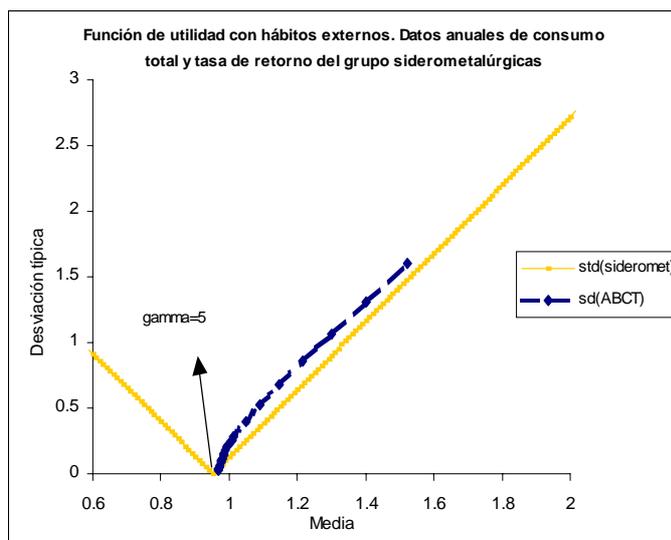


Figura 10-6: Función de utilidad con formación externa de hábitos: cota de Hansen y Jagannathan para datos anuales de consumo total y tasa de retorno del grupo siderometalúrgico.

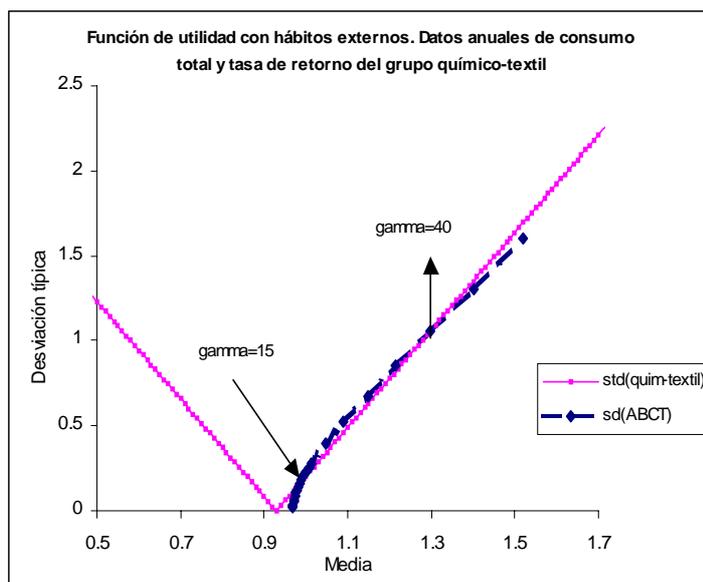


Figura 10-7: Función de utilidad con formación externa de hábitos: cota de Hansen y Jagannathan para datos anuales de consumo total y tasa de retorno del grupo químico-textil.

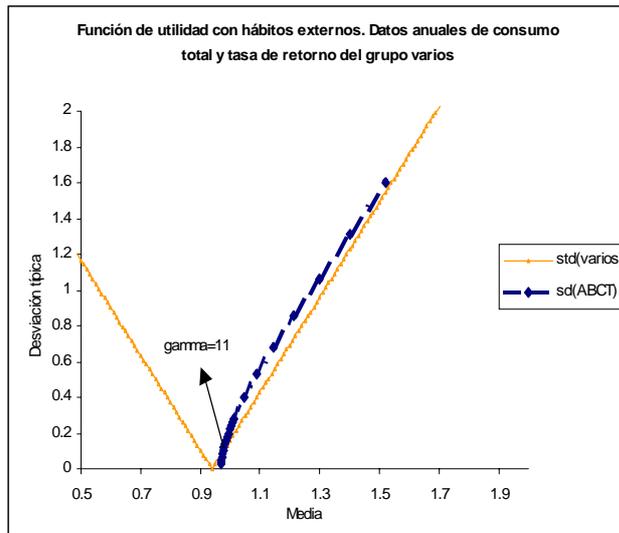


Figura 10-8: Función de utilidad con formación externa de hábitos: cota de Hansen y Jagannathan para datos anuales de consumo total y tasa de retorno del grupo varios.

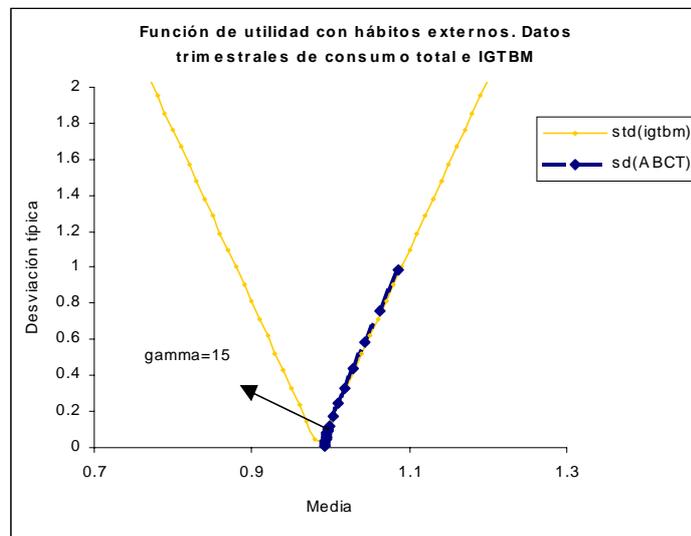


Figura 10-9: Función de utilidad con formación externa de hábitos: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo total e IGTBM.

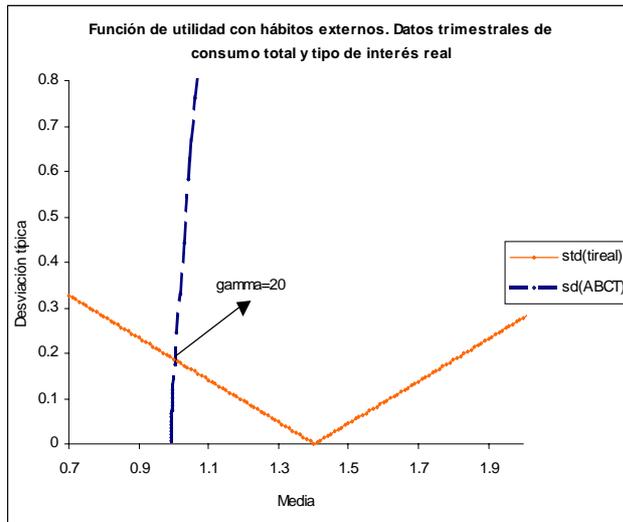


Figura 10-10: Función de utilidad con formación externa de hábitos: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo total y tipo de interés real.

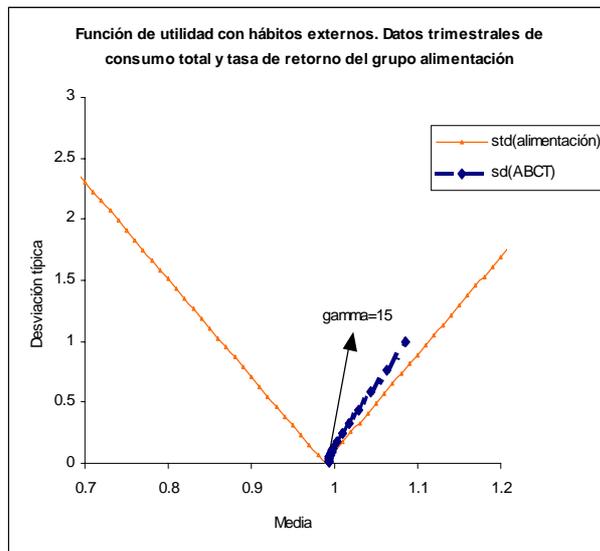


Figura 10-11: Función de utilidad con formación externa de hábitos: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo total y tasa de retorno del grupo alimentación.

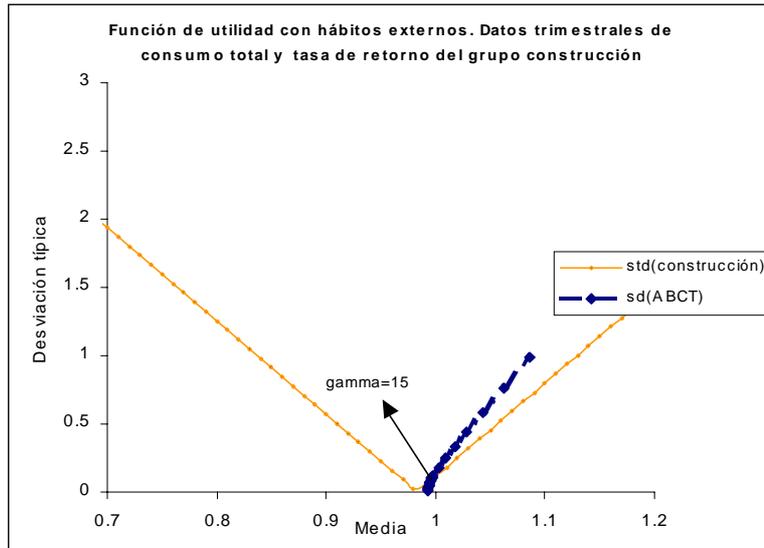


Figura 10-12: Función de utilidad con formación externa de hábitos: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo total y tasa de retorno del grupo construcción.

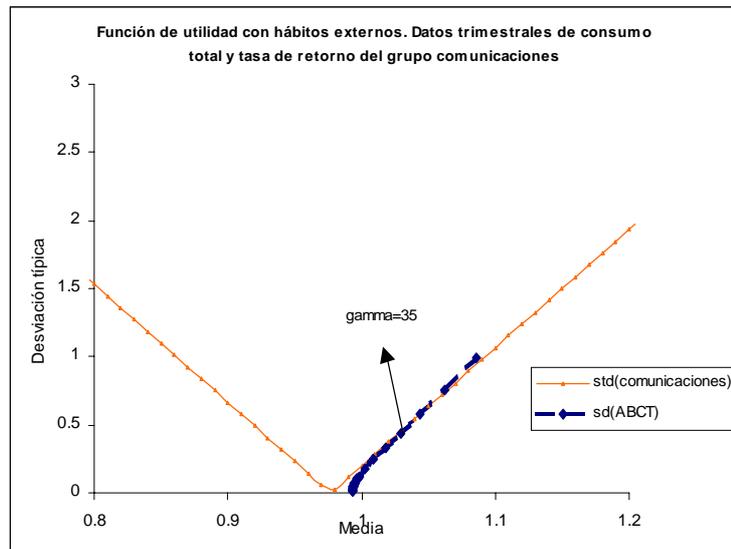


Figura 10-13: Función de utilidad con formación externa de hábitos: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo total y tasa de retorno del grupo comunicaciones.

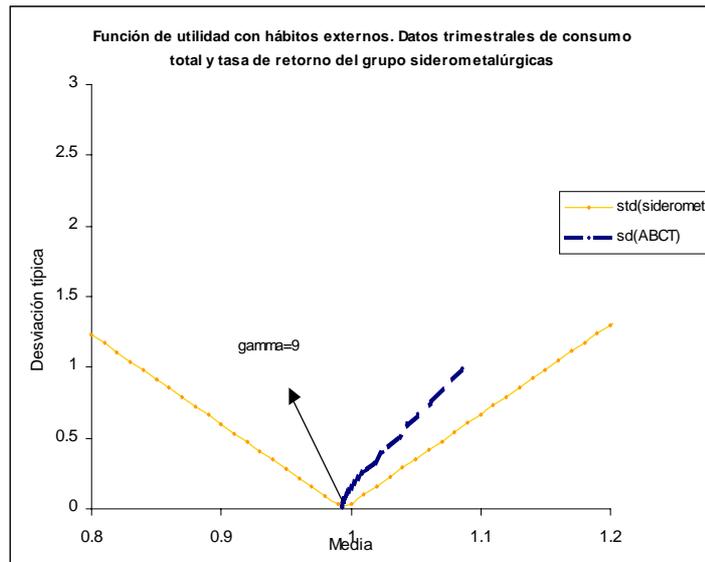


Figura 10-14: Función de utilidad con formación externa de hábitos: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo total y tasa de retorno del grupo siderometalúrgicas.

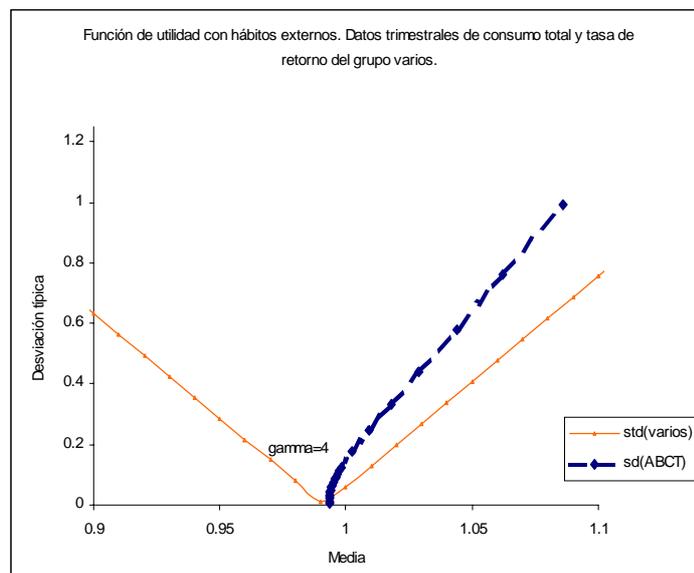


Figura 10-15: Función de utilidad con formación externa de hábitos: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo total y tasa de retorno del grupo varios.

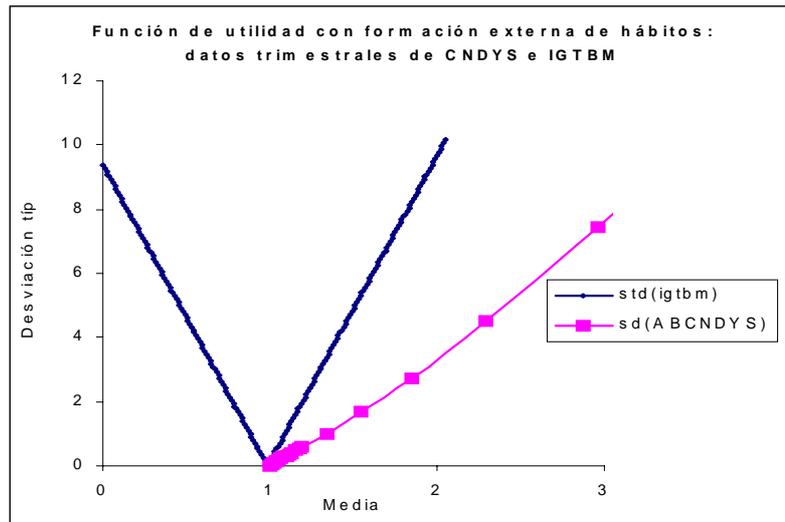


Figura 10-16: Función de utilidad con formación externa de hábitos: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo de bienes no duraderos y servicios e IGTBM.

10-16 a 10-18.

10.4 Datos mensuales

El modelo con formación externa de hábitos es rechazado en todos los casos, salvo en el del tipo de interés, cuando se consideran datos mensuales de consumo de bienes no duraderos y servicios. Sólo en el caso del tipo de interés, el modelo es admisible para valores de $\gamma \geq 5$. Las Figuras 10-19 a 10-22 recogen algunos de los casos considerados.

10.5 Conclusiones

El análisis de la frontera de Hansen y Jagannathan para la función de utilidad propuesta por Abel (1990) arroja resultados muy dispares en función de los datos utilizados. En la mayor parte de las tasas de retorno consideradas, el modelo no es admisible para los valores de γ considerados en el análisis. En general, los valores de γ para los que

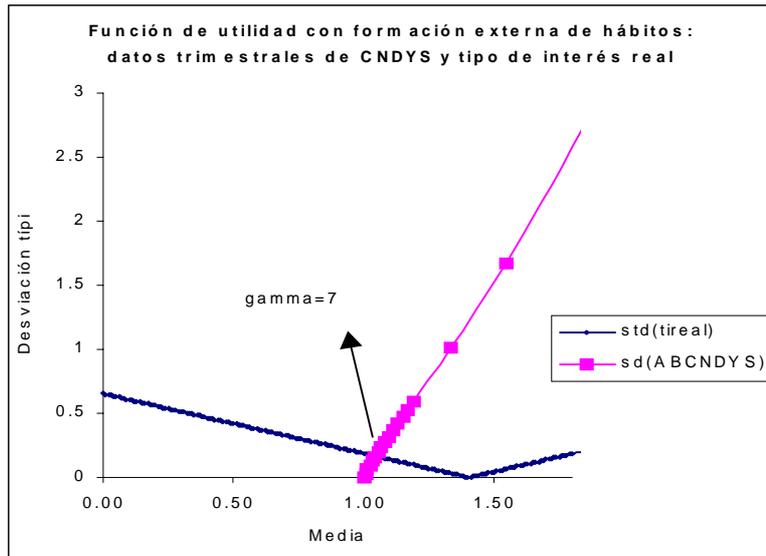


Figura 10-17: Función de utilidad con formación externa de hábitos: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo de bienes no duraderos y servicios y tipo de interés libre de riesgo.

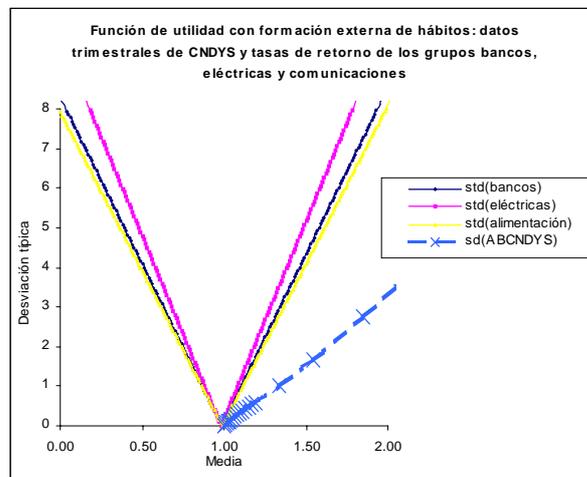


Figura 10-18: Función de utilidad con formación externa de hábitos: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de CNDYS y tasas de retorno de los grupos bancos, eléctricas y alimentación.

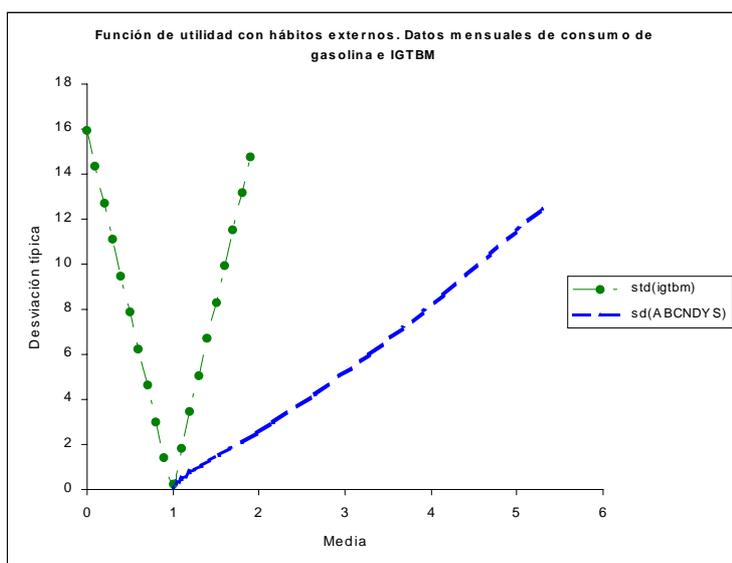


Figura 10-19: Función de utilidad con formación externa de hábitos: cota de Hansen y Jagannathan para datos mensuales de consumo de gasolina e IGTBM.

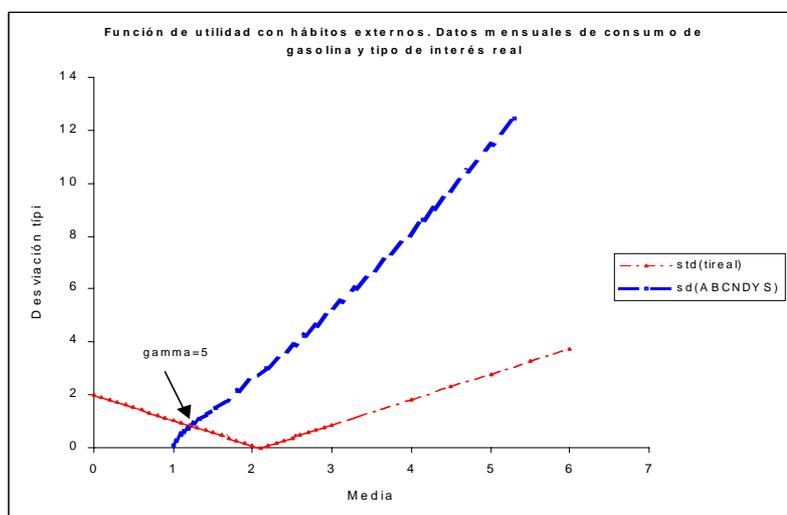


Figura 10-20: Función de utilidad con formación externa de hábitos: cota de Hansen y Jagannathan para datos mensuales de consumo de gasolina y tipo de interés real.

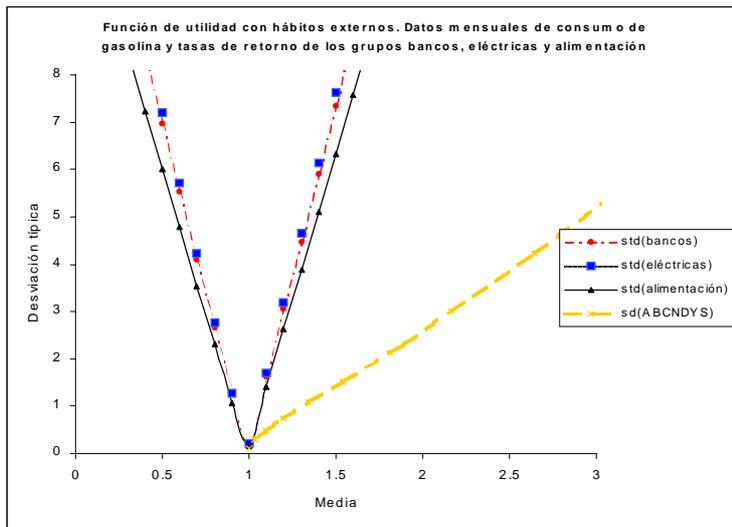


Figura 10-21: Función de utilidad con formación externa de hábitos: cota de Hansen y Jagannathan para datos mensuales de consumo de gasolina y tasas de retorno de los grupos bancos, eléctricas y alimentación.

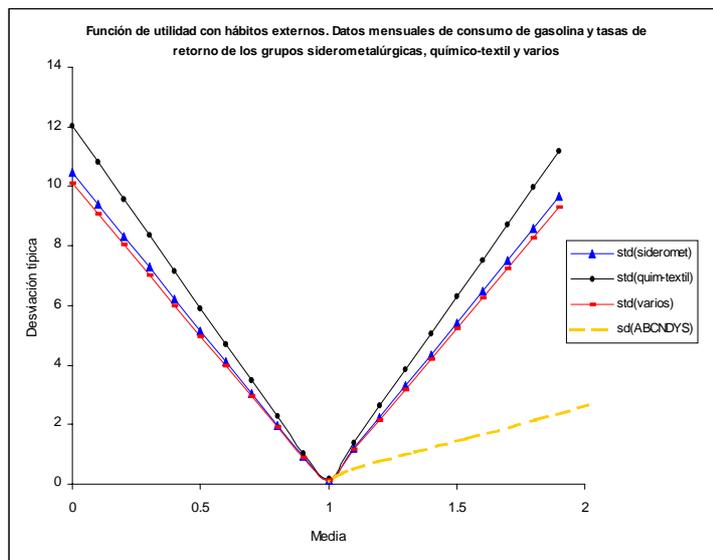


Figura 10-22: Función de utilidad con formación externa de hábitos: cota de Hansen y Jagannathan para datos mensuales de consumo de gasolina y tasas de retorno de los grupos siderometalúrgicas, químico-textil y varios.

el modelo es admisible pueden considerarse excesivamente elevados, salvo determinadas excepciones⁶. No obstante lo dicho, los valores del parámetro de aversión relativa al riesgo son menores que los obtenidos en el caso de la función de utilidad intertemporalmente separable. Por todo ello, el modelo no es descartable a priori como marco explicativo del consumo y las tasas de retorno en España, por lo que procederemos a su estimación en secciones posteriores.

La Tabla 10.1 recoge los resultados para todos los casos objeto de análisis.

\tilde{R}_{t+1}^i	CT ANUAL	CNDYS ANUAL	CT TRIM.	CNDYS TRIM.	CNDYS MENSUAL
IG TBM	—	—	$\gamma \geq 15$	—	—
Tipo interés real	$\gamma \in [8, 12]$	$\gamma \in [8, 12]$	$\gamma \geq 20$	$\gamma \geq 7$	$\gamma \geq 5$
Bancos	—	—	$\gamma \geq 15$	—	—
Eléctricas	—	—	—	—	—
Alimentación	$\gamma \in [11, 35]$	$\gamma \in [11, 35]$	$\gamma \geq 15$	—	—
Construcción	—	—	$\gamma \geq 15$	—	—
Inversión	—	—	$\gamma \geq 20$	—	—
Comunicaciones	—	—	$\gamma \geq 35$	—	—
Siderometalúrgicas	$\gamma \geq 5$	$\gamma \geq 5$	$\gamma \geq 9$	—	—
Químico-textil	$\gamma \in [15, 40]$	$\gamma \in [15, 40]$	$\gamma \geq 9$	—	—
Varios	$\gamma \geq 11$	$\gamma \geq 11$	$\gamma \geq 4$	—	—

Tabla 10.1: Valores del parámetro de aversión relativa al riesgo para los que el modelo con función de utilidad con formación externa de hábitos es admisible.

⁶Particularmente llamativo es el buen funcionamiento del modelo con la tasa de retorno del activo libre de riesgo.

Capítulo 11

Diferentes especificaciones de la función de utilidad: función de utilidad con durabilidad o formación de hábitos en el consumo

11.1 Introducción

Ferson y Constantinides (1991) plantean una función de utilidad que pretende recoger de un modo simultáneo la formación de hábitos y/o la durabilidad en el consumo. En su modelo, el consumo en el período t viene dado por c_t . La utilidad de cada período, sin embargo, no depende únicamente del consumo propio de ese período, sino que depende de lo que denominan “flujo de servicios de consumo” del período t , c_t^F . Dicho flujo de servicios de consumo toma la siguiente forma:

$$c_t^F = \sum_{s=0}^{\infty} \tau_s c_{t-s}, \quad \tau_s \geq 0, \quad \sum_{s=0}^{\infty} \tau_s = 1 \quad (11.1)$$

Obsérvese que los servicios de consumo pueden depender de tantos retardos del gasto en consumo como deseemos.

Por otro lado, la función de utilidad intertemporal no es separable intertemporalmente. Concretamente:

$$U = \frac{1}{1-\gamma} \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[c_t^F - h \sum_{r=1}^{\infty} a_r c_{t-r}^F \right]^{1-\gamma} \quad (11.2)$$

donde $\gamma > 0$ es el coeficiente de aversión relativa al riesgo¹, $a_r \geq 0$ y $h \geq 0$. Obsérvese que si $h = 0$, la función de utilidad es intertemporalmente separable en el flujo de los servicios de consumo, pero no en el consumo². Combinando las ecuaciones (11.1) y (11.2) se obtiene la siguiente expresión para la función de utilidad:

$$U = \frac{1}{1-\gamma} \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \tilde{C}_t^{1-\gamma} \quad (11.3)$$

donde

$$\tilde{C}_t = \tau_0 \sum_{s=0}^{\infty} b_s c_{t-s} \quad (11.4)$$

$$\begin{aligned} b_0 &= 1 \\ b_s &= \frac{1}{\tau_0} \left(\tau_s - h \sum_{i=1}^s a_i \tau_{s-i} \right), \quad s \geq 1 \end{aligned} \quad (11.5)$$

Ferson y Constantinides (1991) derivan la siguiente Ecuación de Euler para este modelo³:

$$1 = E_t \left[\sum_{s=1}^{\infty} \beta^s \left(\frac{\tilde{C}_{t+1}}{\tilde{C}_t} \right)^{-\gamma} (b_{s-1} R_{t+1}^i - b_s) \right] \quad (11.6)$$

Consideremos el modelo en el que el efecto de la formación de hábitos o de la dura-

¹Véase Ferson y Constantinides (1991), apéndice, para una demostración.

²Sólo si $\delta_\tau = 1$ para $\tau \geq 1$, la utilidad será separable en el consumo. Véase Ferson y Constantinides (1991) para un análisis más detallado de ésta y otras cuestiones relativas a la función de utilidad.

³Obsérvese que si $h = 0$ y $\delta_\tau = 0$ para $\tau \geq 1$, obtenemos la Ecuación de Euler del modelo con preferencias intertemporalmente separable de Hansen y Singleton (1982, 1983).

bilidad se remonta a un único período hacia atrás, es decir,

$$\tilde{C}_t = c_t + \tau c_{t-1} \quad (11.7)$$

En este caso, la Ecuación de Euler es la siguiente:

$$1 = E_t \left\{ \beta \left[\left(\frac{\tilde{c}_{t+1} + \tau c_t}{c_t + \tau c_{t-1}} \right)^{-\gamma} + \tau \beta \left(\frac{\tilde{c}_{t+2} + \tau \tilde{c}_{t+1}}{c_t + \tau c_{t-1}} \right)^{-\gamma} \right] R_{t+1}^i - \tau \beta \left(\frac{\tilde{c}_{t+1} + \tau c_t}{c_t + \tau c_{t-1}} \right)^{-\gamma} \right\}, \forall i \quad (11.8)$$

Como podemos observar, el factor de descuento estocástico implica el cálculo de esperanzas condicionadas; no obstante, siguiendo a Hansen y Cochrane (1992), podemos reemplazar dichas esperanzas por su versión no condicionada, lo que nos permitirá obtener un conocimiento aproximado del comportamiento del factor de descuento estocástico.

Para llevar a cabo el cálculo correspondiente a esta función de utilidad en el caso de la economía española hemos procedido como sigue:

1. Hemos fijado el valor del factor de descuento subjetivo en la unidad.
2. Hemos calculado la media y la desviación típica del factor de descuento estocástico para 4 diferentes valores del coeficiente de aversión relativa al riesgo: $\gamma = 1$, $\gamma = 5$, $\gamma = 10$ y $\gamma = 20$.
3. Una vez fijado el valor de γ permitimos que τ varíe⁴ en el intervalo $[-0.9, 0.9]$.
4. Como en el caso anterior, hemos utilizado datos anuales, trimestrales y mensuales tanto de consumo total (CT) como de consumo de bienes no duraderos y servicios (CNDYS).

⁴Un procedimiento similar es seguido por Bakshi y Naka (1997) para el caso de la economía japonesa.

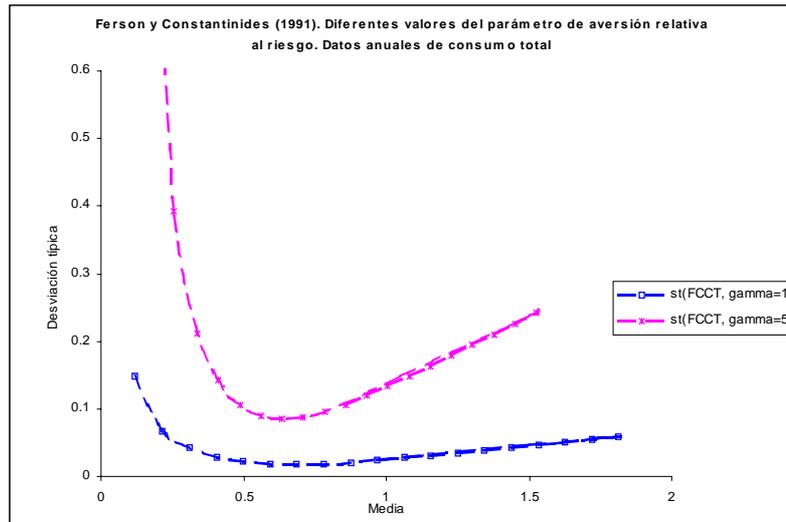


Figura 11-1: Función de utilidad de Ferson y Constantinides: combinaciones media-desviación típica del factor de descuento estocástico para diferentes valores del parámetro de aversión relativa al riesgo (datos anuales de consumo total).

11.1.1 Efectos del parámetro de aversión relativa al riesgo

Nos planteamos analizar qué efectos generan los distintos valores de γ sobre las combinaciones media-desviación típica del factor de descuento estocástico resultante de la función de utilidad bajo consideración. La Figura 11-1 recoge dichas combinaciones para dos diferentes valores de γ : $\gamma = 1$ y $\gamma = 5$.

Como puede observarse⁵, el aumento de γ desplaza hacia la derecha y hacia arriba la frontera generada por la función de utilidad bajo consideración. Es decir, para una media dada, la frontera generada con un mayor valor de γ admite una mayor desviación típica. El mismo efecto puede observarse las Figuras 11-2 y 11-3 obtenidas, respectivamente, con datos trimestrales de consumo de bienes no duraderos y servicios y con datos mensuales de consumo de gasolina.

⁵En este caso, FC indica que la función de utilidad considerada es la de Ferson y Constantinides (1991).

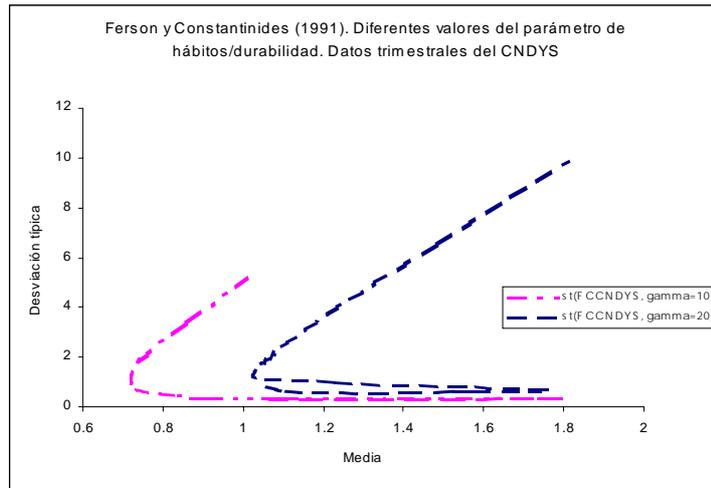


Figura 11-2: Función de utilidad de Ferson y Constantinides: combinaciones media-desviación típica del factor de descuento estocástico para diferentes valores del parámetro de aversión relativa al riesgo (datos trimestrales de consumo de bienes no duraderos y servicios).

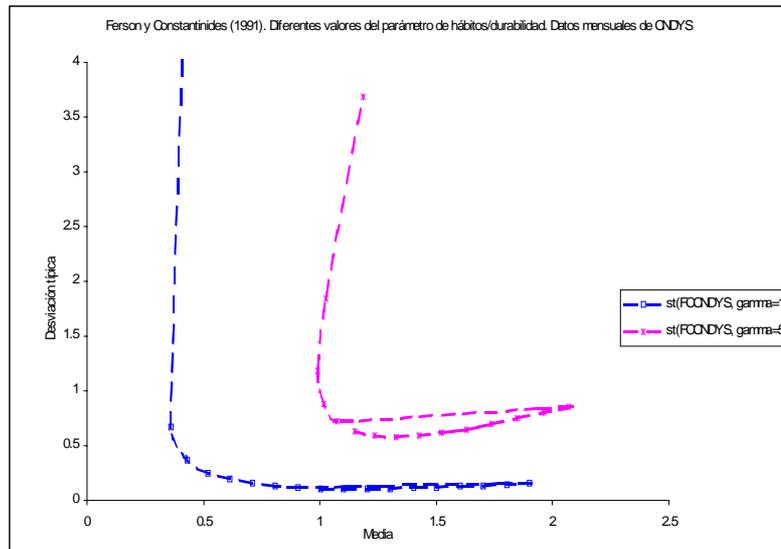


Figura 11-3: Función de utilidad de Ferson y Constantinides: combinaciones media-desviación típica del factor de descuento estocástico para diferentes valores del parámetro de aversión relativa al riesgo (datos mensuales de consumo de gasolina).

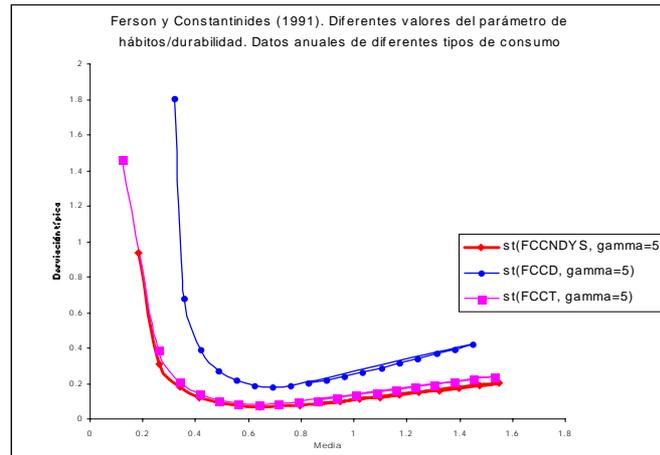


Figura 11-4: Función de utilidad de Ferson y Constantinides: combinaciones media-desviación típica del factor de descuento estocástico para diferentes tipos de consumo (datos anuales).

11.1.2 Diferentes tipos de consumo

Pretendemos ahora analizar cómo varían las combinaciones media-desviación típica del factor de descuento estocástico bajo consideración en función del tipo de consumo que consideremos.

La Figura 11-4 muestra las distintas combinaciones media-desviación típica del factor de descuento estocástico obtenidas con datos anuales de diferentes tipos de consumo, consumo total, consumo de bienes no duraderos y servicios y consumo de bienes duraderos⁶, para un valor $\gamma = 5$.

Como podemos observar, los resultados utilizando datos de consumo total y consumo de bienes no duraderos y servicios son muy similares, si bien la frontera generada con datos de consumo total está levemente por encima de la generada con datos de consumo de bienes no duraderos y servicios. El efecto que el consumo duradero genera queda claramente recogido en la tercera de las fronteras representada en la Figura, la generada

⁶Hemos diferenciado el consumo duradero en la Figura con el objetivo de que los efectos que éste genera sean claros.

exclusivamente con datos de consumo de bienes duraderos. En este caso, la frontera generada se sitúa más hacia arriba y más hacia la derecha que en los casos anteriormente comentados, es decir, el consumo duradero hace que la desviación típica del factor de descuento estocástico sea mayor para una media dada.

11.2 Datos anuales

Las Figuras 11-5 a 11-10 recogen algunos de los resultados obtenidos con datos anuales de consumo total para diferentes valores de γ . Los principales resultados se resumen en los siguientes⁷:

1. Para el valor $\gamma = 1$, el modelo no es admisible para ninguno de los valores de τ considerados.
2. Para los valores $\gamma = 5$ y $\gamma = 10$, el modelo es admisible para valores de $\tau > 0$, lo que apoyaría la hipótesis de existencia de durabilidad en el consumo.
3. Para $\gamma = 20$, el modelo es admisible para muy diversos valores del parámetro τ , admitiéndose tanto la hipótesis de durabilidad como de formación de hábitos en el consumo.
4. Como corolario a todo lo anterior, podemos señalar que cuanto mayor es el valor de γ , más amplia es la gama de valores de τ para los que el modelo es admisible.

Los resultados con datos anuales de consumo de bienes no duraderos y servicios son muy similares a los que se obtienen con datos de consumo total. Igual que ocurría en este caso, el modelo no es admisible para ningún valor de τ cuando fijamos $\gamma = 1$. Incluimos a continuación únicamente algunos de los resultados obtenidos para $\gamma = 10$ y $\gamma = 20$ en las Figuras 11-11 a 11-13.

⁷Las Tablas 11.1 a 11.4 resumen los resultados para todos los casos considerados.

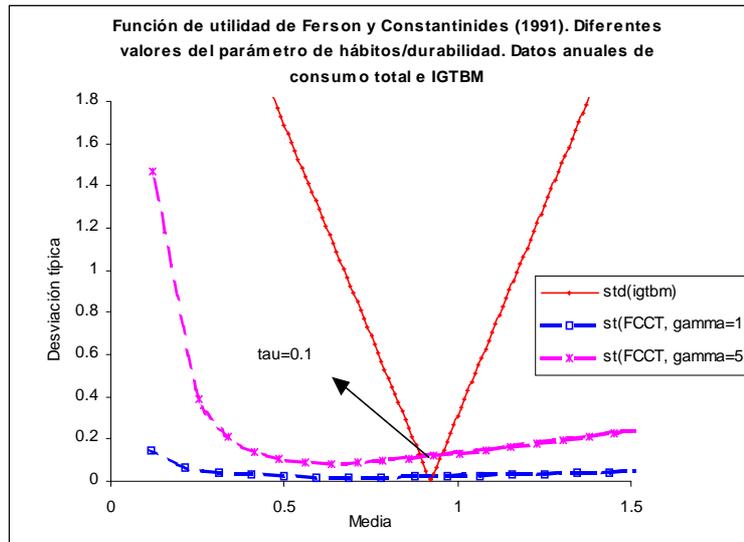


Figura 11-5: Función de utilidad de Ferson y Constantinides: cota de Hansen y Jagannathan para datos anuales de consumo total e IGTBM ($\gamma = 1$, $\gamma = 5$).

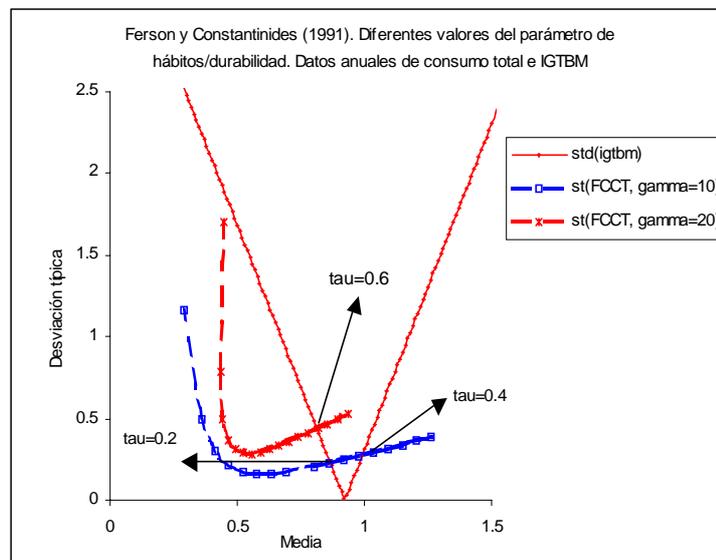


Figura 11-6: Función de utilidad de Ferson y Constantinides: cota de Hansen y Jagannathan para datos anuales de consumo total e IGTBM ($\gamma = 10$, $\gamma = 20$).

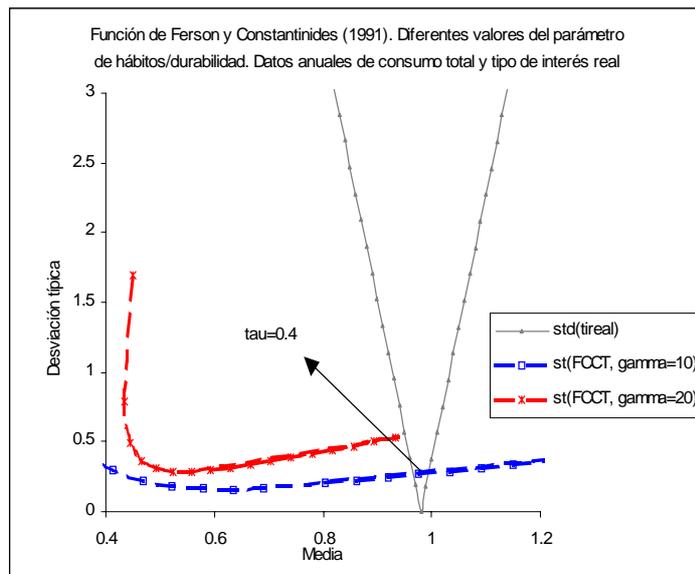


Figura 11-7: Función de utilidad de Ferson y Constantinides (1991). Diferentes valores del parámetro de hábitos/durabilidad. Datos anuales de consumo total y tipo de interés real ($\gamma = 10$, $\gamma = 20$).

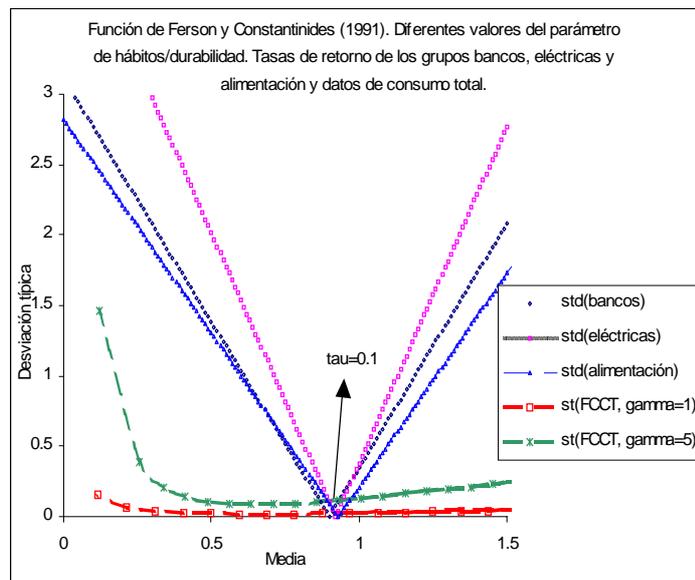


Figura 11-8: Función de utilidad de Ferson y Constantinides (1991). Diferentes valores del parámetro de hábitos/durabilidad. Tasas de retorno de los grupos bancos, eléctricas y alimentación y datos de consumo total ($\gamma = 1$, $\gamma = 5$).

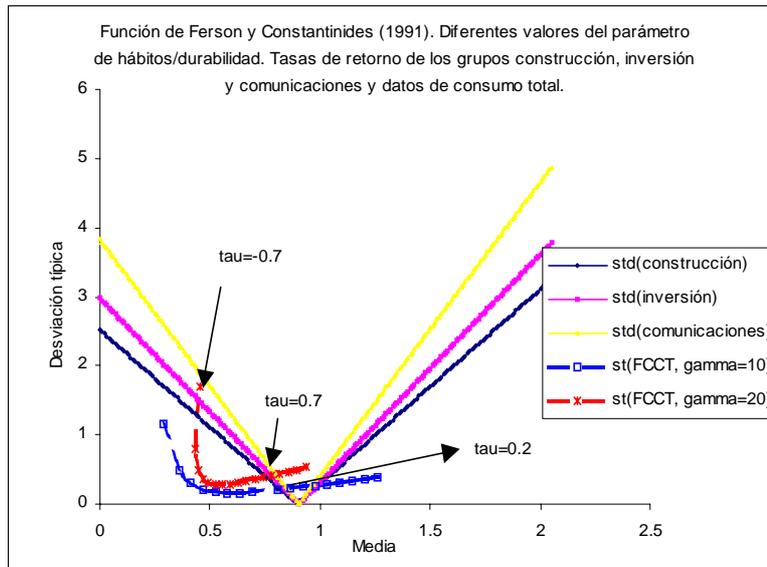


Figura 11-9: Función de utilidad de Ferson y Constantinides: cota de Hansen y Jagannathan para datos anuales de consumo total y tasas de retorno de los grupos construcción, inversión y comunicaciones ($\gamma = 10$, $\gamma = 20$).

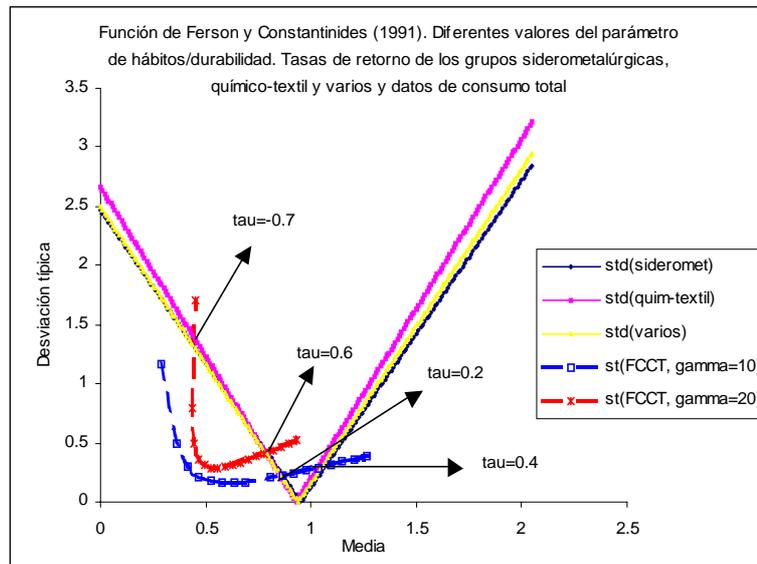


Figura 11-10: Función de utilidad de Ferson y Constantinides: cota de Hansen y Jagannathan para datos anuales de consumo total y tasas de retorno de los grupos siderometalúrgicas, químico-textil y varios ($\gamma = 10$, $\gamma = 20$).

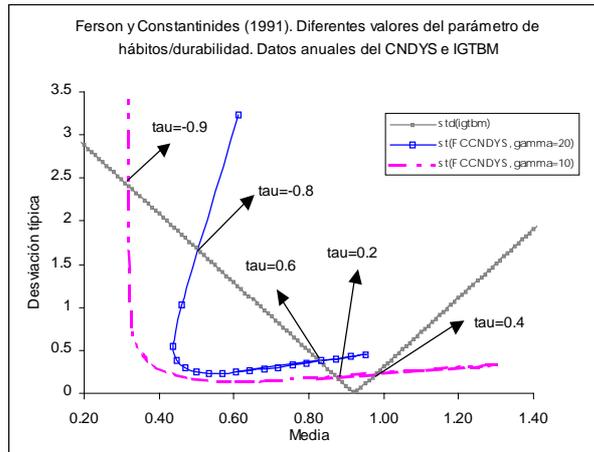


Figura 11-11: Función de utilidad de Ferson y Constantinides: cota de Hansen y Jagannathan para datos anuales de consumo de bienes no duraderos y servicios e IGTM ($\gamma = 10, \gamma = 20$).

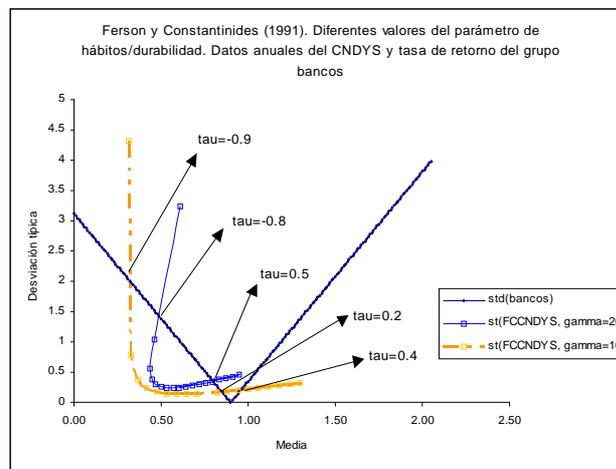


Figura 11-12: Función de utilidad de Ferson y Constantinides: cota de Hansen y Jagannathan para datos anuales de consumo de bienes no duraderos y servicios y tasa de retorno del grupo bancos ($\gamma = 10, \gamma = 20$).

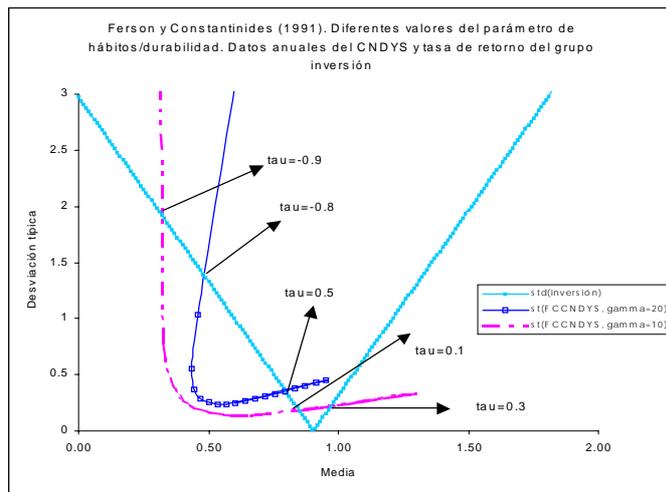


Figura 11-13: Función de utilidad de Ferson y Constantinides: cota de Hansen y Jagannathan para datos anuales de consumo de bienes no duraderos y servicios y tasa de retorno del grupo inversión ($\gamma = 10$, $\gamma = 20$).

11.3 Datos trimestrales

Pasamos ahora a analizar los resultados obtenidos cuando hacemos uso de datos trimestrales tanto de consumo como de tasas de retorno.

Empezamos este análisis utilizando datos trimestrales de consumo total. En este caso, el modelo es admisible para $\gamma = 1$ cuando $\tau = 0.4$ si utilizamos la tasa de retorno del activo libre de riesgo. En los casos en que $\gamma = 5$ y $\gamma = 10$, de nuevo sólo obtenemos valores de τ para los que el modelo es admisible cuando consideramos el tipo de interés. Por último, cuando $\gamma = 20$, el modelo es admisible para todas las tasas de retorno consideradas para un valor $\tau = 0.1$, excepto para el caso del tipo de interés, en el que la gama de valores de τ es más amplia. Recogemos algunos de los casos analizados en las Figuras 11-14 a 11-16.

Con datos de consumo de bienes no duraderos y servicios, de nuevo sólo para el tipo de interés el modelo es admisible cuando $\gamma = 1$ para algunos valores del parámetro τ . Para valores de $\gamma = 5$, $\gamma = 10$ y $\gamma = 20$, los resultados arrojan evidencia favorable a

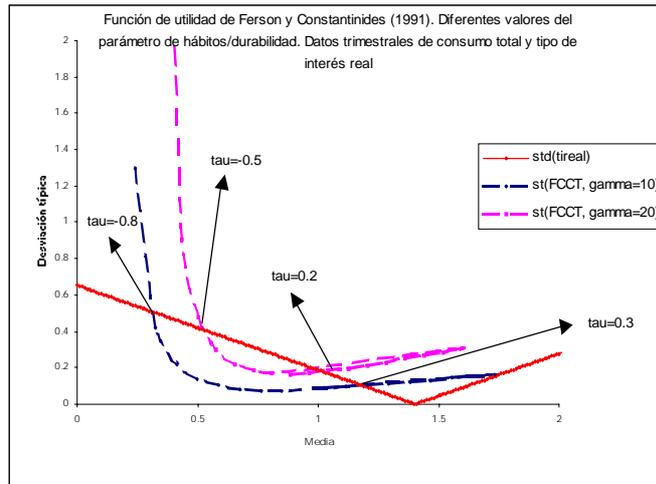


Figura 11-14: Función de utilidad de Ferson y Constantinides: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo total y tipo de interés real ($\gamma = 10, \gamma = 20$).

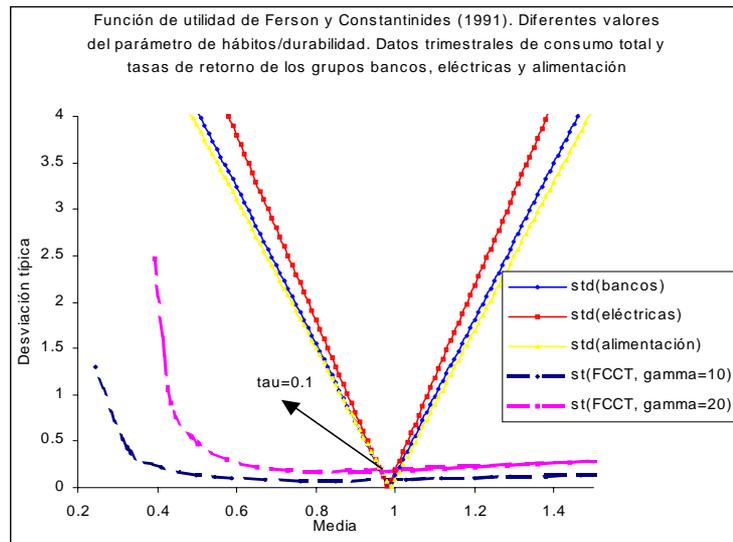


Figura 11-15: Función de Ferson y Constantinides: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo total y tasas de retorno de los grupos bancos, eléctricas y alimentación ($\gamma = 10, \gamma = 20$).

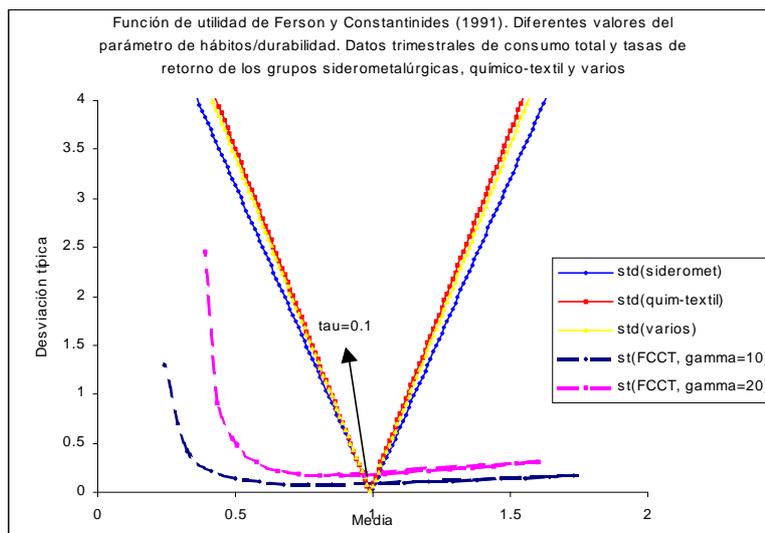


Figura 11-16: Función de Ferson y Constantinides: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo total y tasas de retorno de los grupos siderometalúrgicas, químico-textil y varios ($\gamma = 10$, $\gamma = 20$).

la existencia de hábitos en el consumo⁸, ya que el modelo es admisible para valores de $\tau < 0$. Recogemos algunos de los resultados obtenidos en las Figuras 11-17 a 11-19.

11.4 Datos mensuales

Como ya hemos mencionado con anterioridad, hemos considerado el consumo mensual de gasolina como variable sustitutiva del consumo mensual de bienes no duraderos y servicios. Los resultados del análisis evidencian la existencia de hábitos en el consumo⁹ tanto para el caso $\gamma = 1$ como para el caso $\gamma = 5$. El modelo no es admisible para ninguno de los valores de τ considerados bajo el supuesto de que $\gamma = 10$. Por último, en el caso $\gamma = 20$, el modelo es admisible en todos los casos considerados para un valor

⁸Una excepción es el caso del tipo de interés ya que el modelo es admisible para todos los valores de τ considerados para $\gamma = 5$, $\gamma = 10$ y $\gamma = 20$.

⁹El tipo de interés vuelve a ser una excepción en el caso $\gamma = 5$, ya que el modelo es admisible para $\tau \in [0.3, 0.8]$ además de $\tau \in [-0.9, -0.3]$.

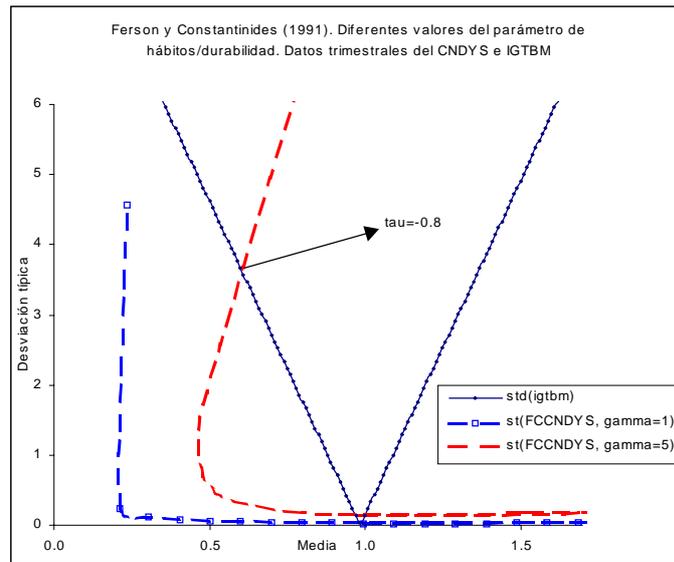


Figura 11-17: Función de Ferson y Constantinides: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo de bienes no duraderos y servicios e IGTBM ($\gamma = 1$, $\gamma = 5$).

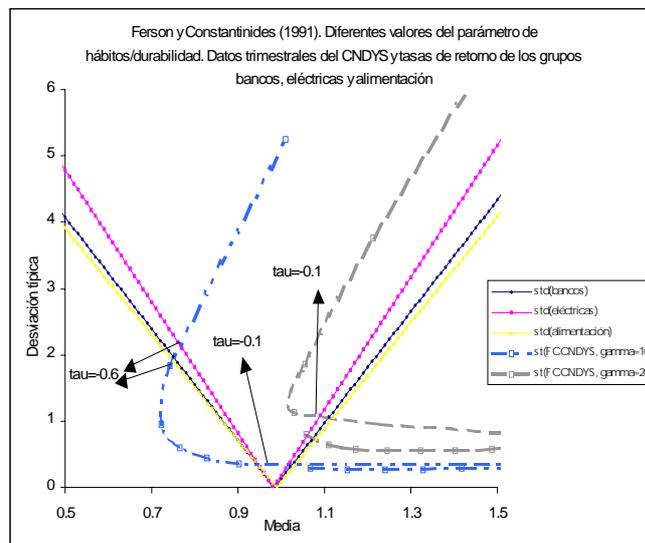


Figura 11-18: Función de Ferson y Constantinides: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo de bienes no duraderos y servicios y tasas de retorno de los grupos bancos, eléctricas y alimentación ($\gamma = 10$, $\gamma = 20$).

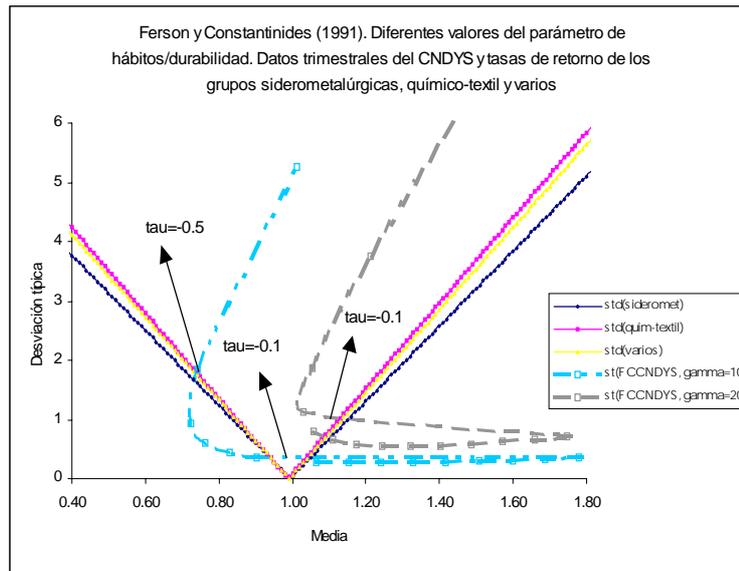


Figura 11-19: Función de Ferson y Constantinides: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo de bienes no duraderos y servicios y tasas de retorno de los grupos siderometalúrgicas, químico-textil y varios ($\gamma = 10, \gamma = 20$).

$\tau = -0.4$. Recogemos algunos de estos resultados en las Figuras 11-20 a 11-22.

11.5 Conclusiones

Las Tablas 11.1-11.4 recogen todos los resultados de los diferentes casos analizados para la función de Ferson y Constantinides (1991). Podemos observar cómo es posible admitir el modelo para distintos valores de los parámetros γ y τ . Tanto la formación de hábitos como la presencia de durabilidad en el consumo son posibles para muy diversos valores del parámetro de aversión al riesgo. Además, el modelo es admisible para valores de γ que podemos considerar razonables; por todo ello, procederemos a su estimación para el caso español en secciones posteriores.

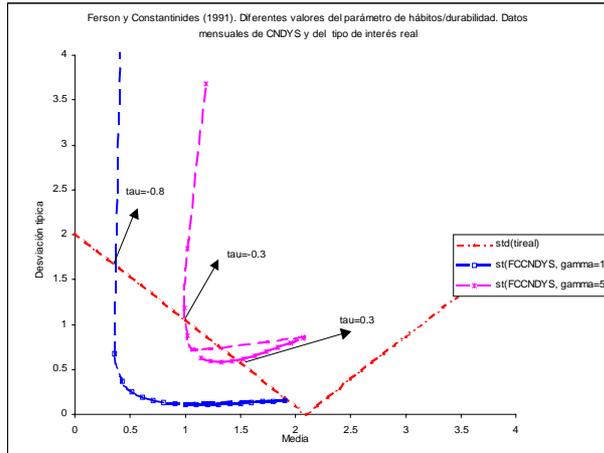


Figura 11-20: Función de Ferson y Constantinides: cota de Hansen y Jagannathan para datos mensuales de consumo de gasolina y tipo de interés real ($\gamma = 1$, $\gamma = 5$).

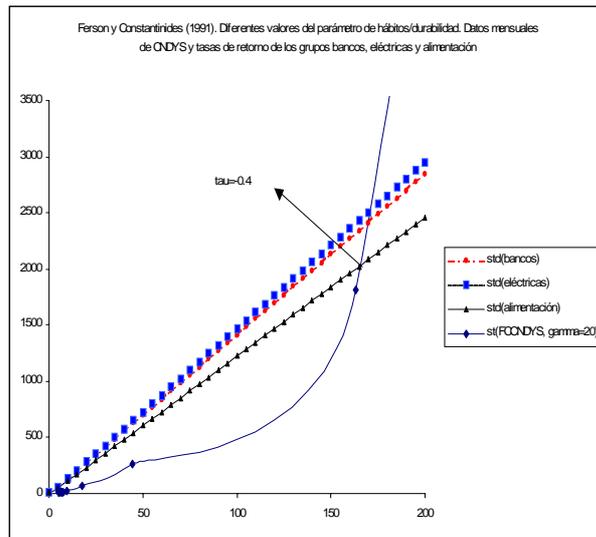


Figura 11-21: Función de Ferson y Constantinides: cota de Hansen y Jagannathan para datos mensuales de consumo de gasolina y tasas de retorno de los grupos bancos, eléctricas y alimentación ($\gamma = 20$).

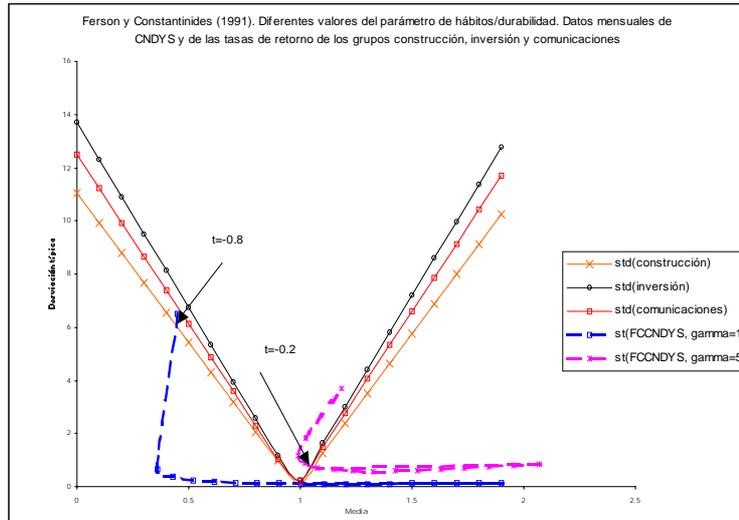


Figura 11-22: Función de Ferson y Constantinides: cota de Hansen y Jagannathan para datos mensuales de consumo de gasolina y tasas de retorno de los grupos construcción, inversión y comunicaciones ($\gamma = 1$, $\gamma = 5$).

\tilde{R}_{t+1}^i	CT ANUAL	CNDYS ANUAL	CT TRIM.	CNDYS TRIM.	CNDYS MENSUAL
IGTBM	-----	-----	-----	-----	-----
Tipo interés real	-----	-----	$\tau = 0.4$	$\tau = 0.4; \tau = -0.9$	$\tau \in [-0.9, -0.8]$
Bancos	-----	-----	-----	-----	-----
Eléctricas	-----	-----	-----	-----	-----
Alimentación	-----	-----	-----	-----	$\tau \in [-0.9, -0.8]$
Construcción	-----	-----	-----	-----	$\tau \in [-0.9, -0.8]$
Inversión	-----	-----	-----	-----	-----
Comunicaciones	-----	-----	-----	-----	-----
Siderometalúrgicas	-----	-----	-----	-----	$\tau \in [-0.9, -0.8]$
Químico-textil	-----	-----	-----	-----	$\tau \in [-0.9, -0.8]$
Varios	-----	-----	-----	-----	$\tau \in [-0.9, -0.8]$

Tabla 11.1: Valores del parámetro de hábitos/durabilidad para los que el modelo de Ferson y Constantinides es admisible ($\gamma=1$).

\tilde{R}_{t+1}^i	CT ANUAL	CNDYS ANUAL	CT TRIM.	CNDYS TRIM.	CNDYS MENSUAL
IG TBM	$\tau = 0.1$	$\tau = 0.1$	---	$\tau \in [-0.9, -0.8]$	$\tau \in [-0.9, -0.2]$
Tipo interés	$\tau = 0.2$	$\tau = 0.2$	$\tau \in [0.4, 0.6]$ $\tau = -0.9$	$\tau \in [-0.9, -0.6]$ $\tau = 0.1$	$\tau \in [0.3, 0.8]$ $\tau \in [-0.9, -0.3]$
Bancos	$\tau = 0.1$	$\tau = 0.1$	---	$\tau \in [-0.9, -0.8]$	$\tau \in [-0.9, -0.2]$
Eléctricas	$\tau = 0.1$	$\tau = 0.1$	---	$\tau \in [-0.9, -0.8]$	$\tau \in [-0.9, -0.2]$
Alimentación	$\tau = 0.1$	$\tau \in [0.1, 0.2]$	---	$\tau \in [-0.9, -0.8]$	$\tau \in [-0.9, -0.2]$
Construcción	$\tau = 0.1$	$\tau = 0.1$	---	$\tau \in [-0.9, -0.8]$	$\tau \in [-0.9, -0.2]$
Inversión	$\tau = 0.1$	$\tau = 0.1$	---	$\tau \in [-0.9, -0.8]$	$\tau \in [-0.9, -0.2]$
Comunicac.	$\tau = 0.1$	$\tau = 0.1$	---	$\tau \in [-0.9, -0.8]$	$\tau \in [-0.9, -0.2]$
Siderometal.	$\tau = 0.1$	$\tau = 0.1$	---	$\tau \in [-0.9, -0.8]$	$\tau \in [-0.9, -0.2]$
Químico-textil	$\tau = 0.1$	$\tau = 0.1$	---	$\tau \in [-0.9, -0.8]$	$\tau \in [-0.9, -0.2]$
Varios	$\tau = 0.1$	$\tau = 0.1$	---	$\tau \in [-0.9, -0.8]$	$\tau \in [-0.9, -0.2]$

Tabla 11.2: Valores del parámetro de hábitos/durabilidad para los que el modelo de Ferson y Constantinides es admisible ($\gamma=5$).

\tilde{R}_{t+1}^i	CT ANUAL	CNDYS ANUAL	CT TRIM.	CNDYS TRIM.	CNDYS MEN.
IGTBM	$\tau \in [0.2,0.4]$	$\tau \in [0.2,0.4]$ $\tau = -0.9$	---	$\tau = 0.1$ $\tau \in [-0.9,-0.6]$	---
Tipo interés	$\tau = 0.4$	$\tau = 0.3$	$\tau \in [0.3,0.9]$ $\tau \in [-0.9,-0.8]$	Todos los considerados	---
Bancos	$\tau = 0.3$	$\tau \in [0.2,0.4]$ $\tau = -0.9$	---	$\tau = 0.1$ $\tau \in [-0.9,-0.6]$	---
Eléctricas	$\tau = 0.3$	$\tau \in [0.2,0.4]$ $\tau = -0.9$	---	$\tau = 0.1$ $\tau \in [-0.9,-0.6]$	---
Alimentación	$\tau = 0.3$	$\tau \in [0.2,0.4]$ $\tau = -0.9$	---	$\tau = 0.1$ $\tau \in [-0.9,-0.6]$	---
Construcción	$\tau \in [0.2,0.4]$	$\tau \in [0.1,0.3]$ $\tau = -0.9$	---	$\tau = 0.1$ $\tau \in [-0.9,-0.5]$	---
Inversión	$\tau \in [0.2,0.4]$	$\tau \in [0.1,0.3]$ $\tau = -0.9$	---	$\tau = 0.1$ $\tau \in [-0.9,-0.5]$	---
Comunicac.	$\tau \in [0.2,0.3]$	$\tau \in [0.2,0.4]$ $\tau = -0.9$	---	$\tau = 0.1$ $\tau \in [-0.9,-0.5]$	---
Siderometal.	$\tau \in [0.2,0.4]$	$\tau \in [0.2,0.4]$ $\tau = -0.9$	---	$\tau = 0.1$ $\tau \in [-0.9,-0.5]$	---
Químico-textil	$\tau \in [0.2,0.4]$	$\tau \in [0.2,0.4]$ $\tau = -0.9$	---	$\tau = 0.1$ $\tau \in [-0.9,-0.5]$	---
Varios	$\tau \in [0.2,0.4]$	$\tau \in [0.2,0.4]$ $\tau = -0.9$	---	$\tau = 0.1$ $\tau \in [-0.9,-0.5]$	---

Tabla 11.3: Valores del parámetro de hábitos/durabilidad para los que el modelo de Ferson y Constantinides es admisible ($\gamma=10$).

\tilde{R}_{t+1}^i	CT	CNDYS	CT	CNDYS	CNDYS
		ANUAL	TRIM.	TRIM.	MENSUAL
IGTBM	$\mathcal{T} \in [0.6, 0.9]$	$\mathcal{T} \in [0.6, 0.9]$ $\mathcal{T} \in [-0.9, -0.6]$	$\mathcal{T}=0.1$	$\mathcal{T} \in [-0.9, -0.1]$	$\mathcal{T}=-0.4$
Tipo interés	————	————	$\mathcal{T} \in [0.2, 0.9]$ $\mathcal{T} \in [-0.9, -0.5]$	Todos	Todos
Bancos	$\mathcal{T} \in [0.6, 0.9]$	$\mathcal{T} \in [0.5, 0.9]$ $\mathcal{T} \in [-0.9, -0.3]$	$\mathcal{T}=0.1$	$\mathcal{T} \in [-0.9, -0.1]$	$\mathcal{T}=-0.4$
Eléctricas	$\mathcal{T} \in [0.6, 0.9]$ $\mathcal{T} \in [-0.9, -0.7]$	$\mathcal{T} \in [0.6, 0.9]$ $\mathcal{T} \in [-0.9, -0.8]$	$\mathcal{T}=0.1$	$\mathcal{T} \in [-0.9, -0.1]$	$\mathcal{T}=-0.4$
Alimentación	$\mathcal{T} \in [0.6, 0.9]$ $\mathcal{T} \in [-0.9, -0.7]$	$\mathcal{T} \in [0.5, 0.9]$ $\mathcal{T} \in [-0.9, -0.8]$	$\mathcal{T}=0.1$	$\mathcal{T} \in [-0.9, -0.1]$	$\mathcal{T}=-0.4$
Construcción	$\mathcal{T} \in [0.5, 0.9]$ $\mathcal{T} \in [-0.9, -0.7]$	$\mathcal{T} \in [0.4, 0.9]$ $\mathcal{T} \in [-0.9, -0.8]$	$\mathcal{T}=0.1$	$\mathcal{T} \in [-0.9, -0.1]$	$\mathcal{T}=-0.4$
Inversión	$\mathcal{T} \in [0.5, 0.9]$ $\mathcal{T} \in [-0.9, -0.7]$	$\mathcal{T} \in [0.5, 0.9]$ $\mathcal{T} \in [-0.9, -0.8]$	$\mathcal{T}=0.1$	$\mathcal{T} \in [-0.9, -0.1]$	$\mathcal{T}=-0.4$
Comunicac.	$\mathcal{T} \in [0.6, 0.9]$	$\mathcal{T} \in [-0.9, -0.8]$	$\mathcal{T}=0.1$	$\mathcal{T} \in [-0.9, -0.1]$	$\mathcal{T}=-0.4$
Siderometal.	$\mathcal{T} \in [0.6, 0.9]$ $\mathcal{T} \in [-0.9, -0.7]$	$\mathcal{T} \in [-0.9, -0.8]$	$\mathcal{T}=0.1$	$\mathcal{T} \in [-0.9, -0.1]$	$\mathcal{T}=-0.4$
Químico-textil	$\mathcal{T} \in [0.6, 0.9]$ $\mathcal{T} \in [-0.9, -0.7]$	$\mathcal{T} \in [-0.9, -0.8]$	$\mathcal{T}=0.1$	$\mathcal{T} \in [-0.9, -0.1]$	$\mathcal{T}=-0.4$
Varios	$\mathcal{T} \in [0.6, 0.9]$ $\mathcal{T} \in [-0.9, -0.7]$	$\mathcal{T} \in [-0.9, -0.8]$	$\mathcal{T}=0.1$	$\mathcal{T} \in [-0.9, -0.1]$	$\mathcal{T}=-0.4$

Tabla 11.4: Valores del parámetro de hábitos/durabilidad para los que el modelo de Ferson y Constantinides es admisible ($\gamma=20$).

Capítulo 12

Diferentes especificaciones de la función de utilidad: preferencias recursivas (Epstein y Zin, 1991)

12.1 Introducción

Pasamos ahora a desarrollar la frontera de Hansen y Jagannathan para el caso en el que las preferencias de los agentes siguen el modelo planteado por Epstein y Zin (1991)¹. La función de utilidad intertemporal toma la siguiente forma en este caso:

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

Obsérvese que la utilidad en el período t considera la utilidad esperada para el período $t + 1$. Se trata, por tanto, de un tipo de preferencias no separable intertemporalmente y

¹Este modelo fue desarrollado previamente en Epstein y Zin (1988, 1990).

de carácter recursivo. El factor de descuento estocástico en este modelo viene dado por:

$$\tilde{\phi}_{t+1} = \left[\beta \left(\frac{\tilde{c}_{t+1}}{c_t} \right)^{-\rho} \right]^{\frac{1-\gamma}{1-\rho}} \left[\tilde{R}_{M,t+1} \right]^{\frac{1-\gamma}{1-\rho}-1}$$

donde γ es el parámetro de aversión relativa al riesgo y β es el factor de descuento subjetivo. Por su parte, ρ es la inversa de la elasticidad intertemporal de sustitución ($\sigma = 1/\rho$) y $\tilde{R}_{M,t+1}$ es la tasa de retorno bruta de la cartera de mercado.

Para generar combinaciones de la media y la desviación típica de este factor de descuento estocástico hemos procedido como sigue:

1. Hemos tomado como tasa de retorno de la cartera de mercado, la generada con el índice general total de la bolsa de Madrid. Como sabemos, éste es un índice representativo de los títulos negociados y puede, por tanto, considerarse como una aproximación de la cartera de mercado.
2. De nuevo hemos fijado el valor de β en la unidad para simplificar los cálculos.
3. Hemos calculado el factor de descuento estocástico fijando el valor de γ y permitiendo que varíe la elasticidad intertemporal de sustitución, σ . Concretamente, hemos permitido que γ varíe desde 2 hasta 20 de 2 en 2, generando pues 10 casos distintos. Para cada uno de estos casos, la elasticidad intertemporal de sustitución varía de 0.01 en 0.01 desde 0.01 hasta 0.1 y de 0.1 en 0.1 desde 0.1 hasta 0.4.
4. Hemos utilizado de nuevo datos anuales, trimestrales y mensuales de diferentes tipos de consumo.

La anterior manera de proceder genera 80 posibles combinaciones para cada una de las tasas de retorno que estamos considerando. Con el fin de que el número de Figuras no sea excesivamente elevado, incluiremos sólo aquéllas que consideramos de más interés. No obstante, en el epígrafe de conclusiones recogemos varias tablas con los casos analizados.

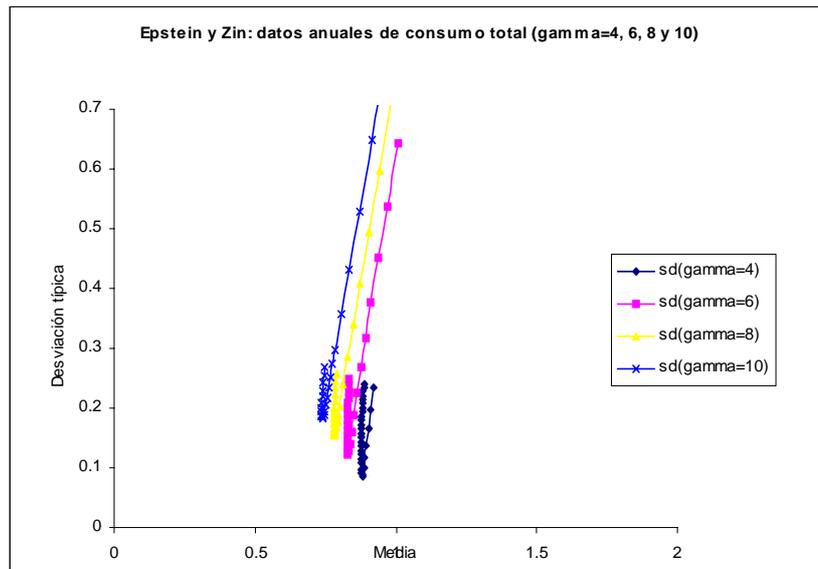


Figura 12-1: Función de utilidad de Epstein y Zin: combinaciones media-desviación típica del factor de descuento estocástico para diferentes valores de γ .

12.1.1 El factor de descuento estocástico y el parámetro de aversión relativa al riesgo

La Figura 12-1 recoge las combinaciones media-desviación típica del factor de descuento estocástico resultante de la función de utilidad considerada, utilizando datos anuales de consumo total y de tasas de retorno para $\gamma = 4, 6, 8$ y 10 .

Puede observarse cómo la elevación del valor del parámetro γ hace que la frontera generada se desplace hacia la izquierda y hacia arriba. Por tanto, la desviación típica del factor de descuento estocástico es mayor, para una media dada, cuanto mayor sea el valor de γ considerado.

12.2 Datos anuales

Comenzamos repasando los principales resultados obtenidos con datos anuales de consumo total:

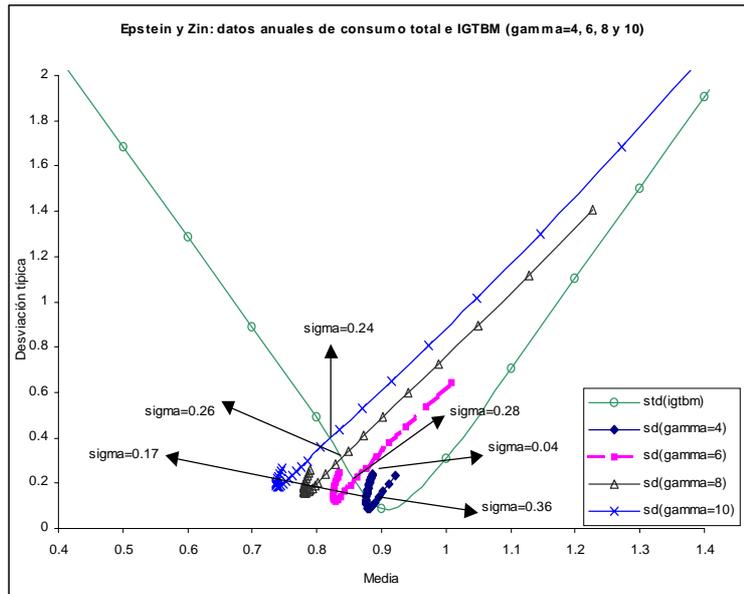


Figura 12-2: Función de utilidad de Epstein y Zin: cota de Hansen y Jagannathan para datos anuales de consumo total e IGTBM ($\gamma = 4, 6, 8$ y 10).

1. El modelo es admisible prácticamente para todos los valores de σ considerados si fijamos $\gamma = 2$, excepto en el caso de la tasa de retorno del activo libre de riesgo, caso en el que el modelo es rechazado.
2. Para mayores valores de γ encontramos una amplia gama de valores de la elasticidad intertemporal de sustitución que hacen que el factor de descuento estocástico entre dentro del área admisible.
3. Cuanto mayor es el valor de γ considerado, mayor es el valor mínimo de σ para el que el modelo entra dentro de la zona admisible.

Algunos de los casos considerados son recogidos en las Figuras 12-2 a 12-6.

Los resultados utilizando datos anuales de consumo de bienes no duraderos y servicios son muy similares a los del caso anterior. El modelo resulta admisible para una gama amplia de valores de σ para todas las tasas de retorno consideradas, excepto para el

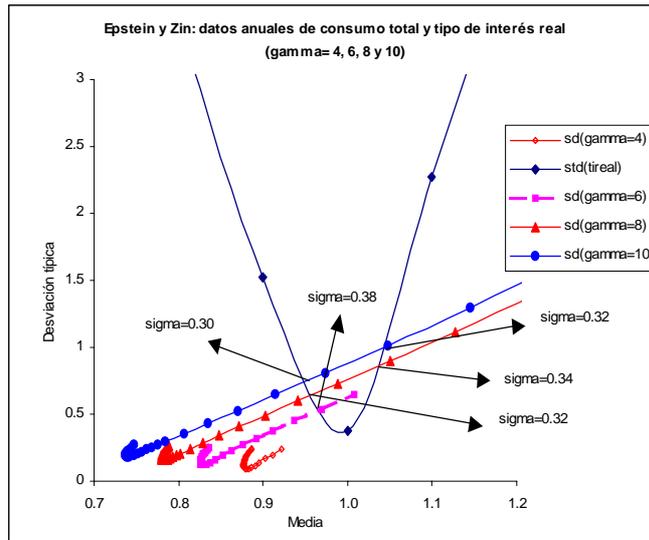


Figura 12-3: Función de utilidad de Epstein y Zin: cota de Hansen y Jagannathan para datos anuales de consumo total y tipo de interés real ($\gamma = 4, 6, 8$ y 10).

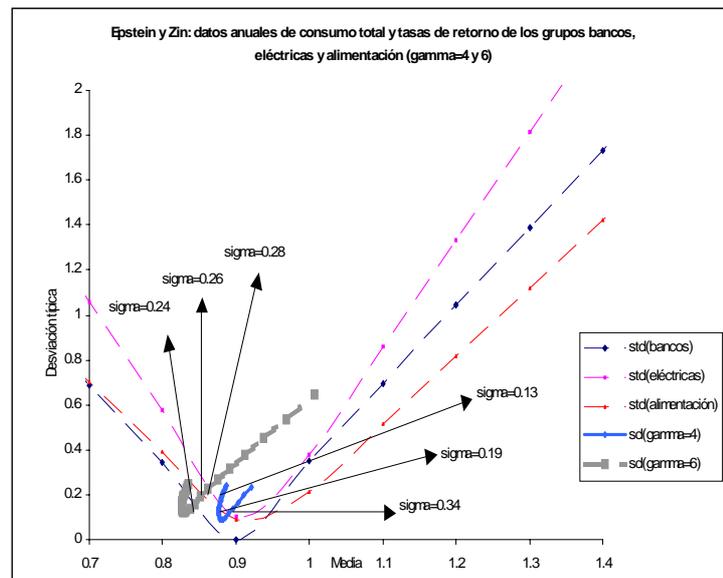


Figura 12-4: Función de utilidad de Epstein y Zin: cota de Hansen y Jagannathan para datos anuales de consumo total y tasa de retorno de los grupos bancos, eléctricas y alimentación ($\gamma = 4$ y 6).

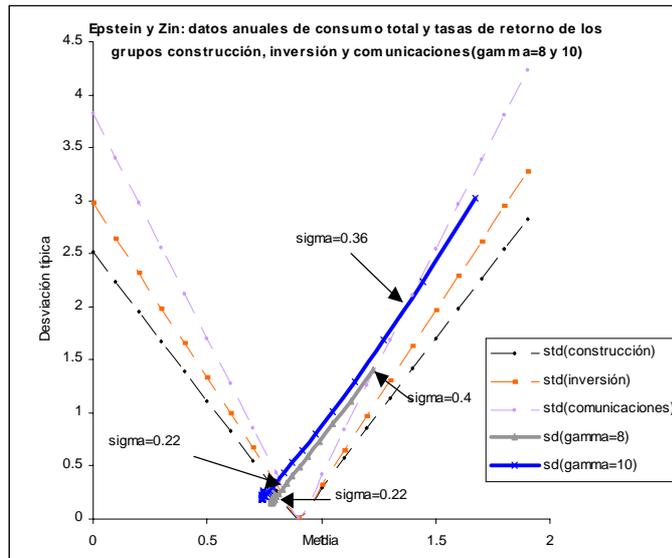


Figura 12-5: Función de utilidad de Epstein y Zin: cota de Hansen y Jagannathan para datos anuales de consumo total y tasa de retorno de los grupos construcción, inversión y comunicaciones ($\gamma = 8$ y 10).

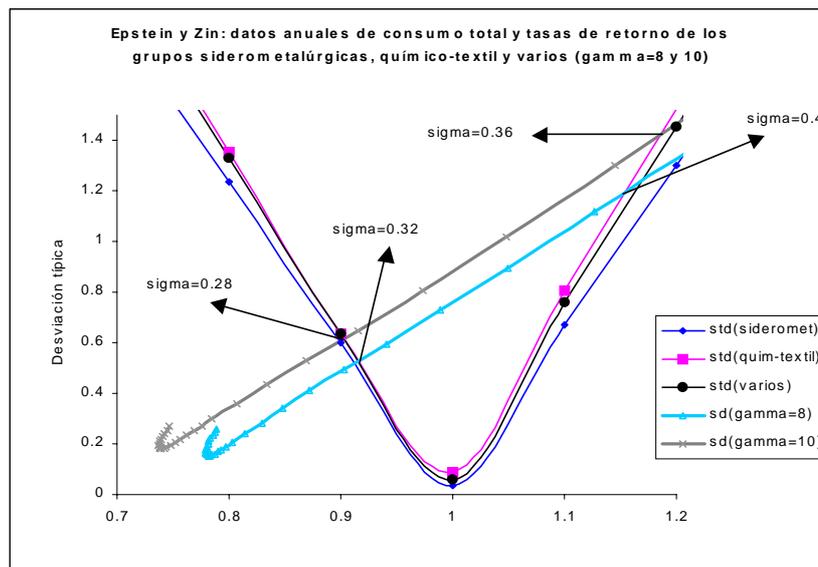


Figura 12-6: Función de utilidad de Epstein y Zin: cota de Hansen y Jagannathan para datos anuales de consumo total y tasa de retorno de los grupos siderometalúrgicas, químico-textil y varios ($\gamma = 8$ y 10).

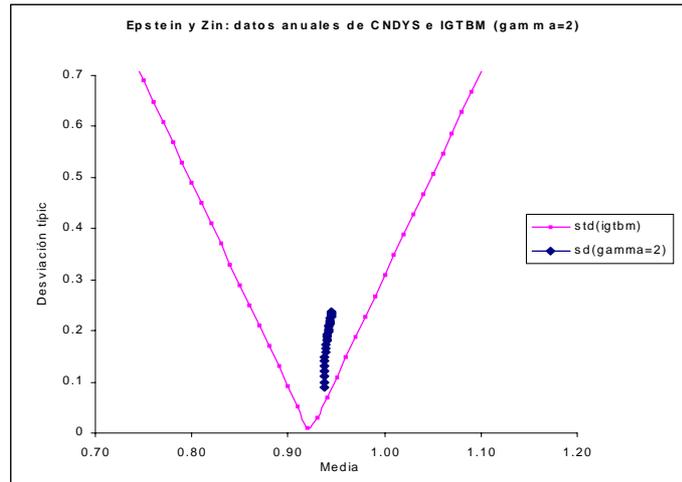


Figura 12-7: Función de Epstein y Zin: cota de Hansen y Jagannathan para datos anuales de consumo de bienes no duraderos y servicios e IGTBM ($\gamma = 2$).

tipo de interés, caso en el que sólo encontramos resultados favorable cuando $\gamma \in [8, 14]$. Algunos de los casos analizados se recogen en las Figuras 12-7 a 12-17.

12.3 Datos trimestrales

Comenzamos con los resultados obtenidos con datos trimestrales de consumo total y de tasas de retorno:

1. El modelo no es rechazado para ninguno de los valores de la elasticidad intertemporal de sustitución considerados si fijamos $\gamma = 2$ en los siguientes casos: grupos bancos, alimentación, construcción, químico-textil y varios. Para el resto de tasas de retorno, excepto para el tipo de interés, el modelo genera un factor de descuento que entra dentro del área admisible para prácticamente todos los valores de σ considerados. El modelo es rechazado para el caso del tipo de interés.
2. Para los valores de $\gamma \in [6, 20]$ considerados, se observa en todos los casos que el valor mínimo de σ para el que el modelo entra en el área admisible disminuye

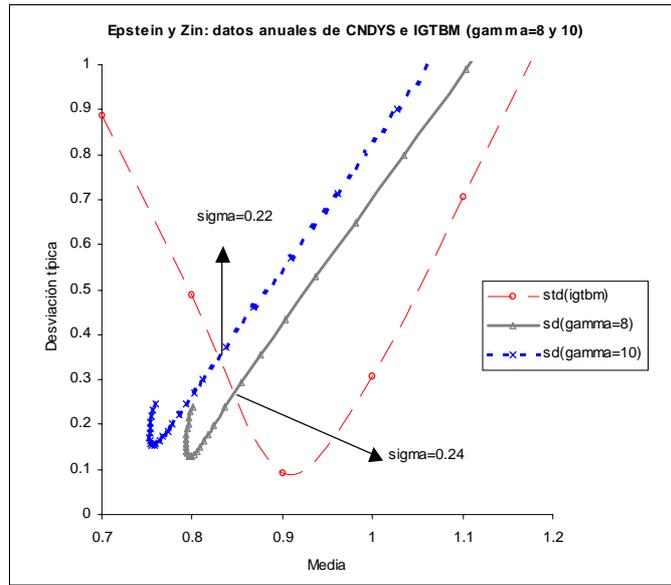


Figura 12-8: Función de Epstein y Zin: cota de Hansen y Jagannathan para datos anuales de consumo de bienes no duraderos y servicios e IGTBM ($\gamma = 8$ y 10).

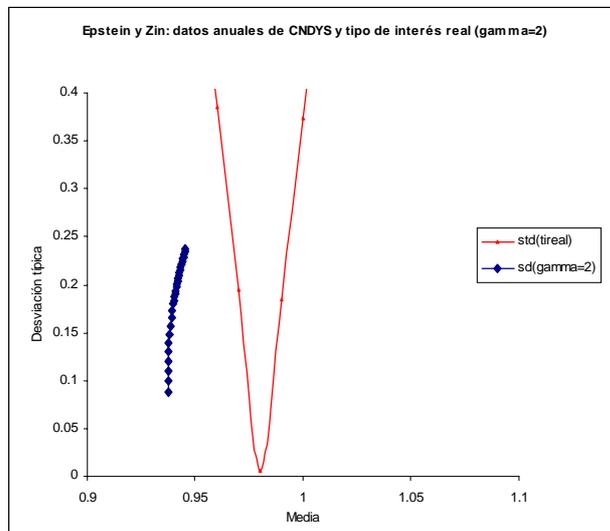


Figura 12-9: Función de Epstein y Zin: cota de Hansen y Jagannathan para datos anuales de consumo de bienes no duraderos y servicios y tipo de interés real ($\gamma = 2$).

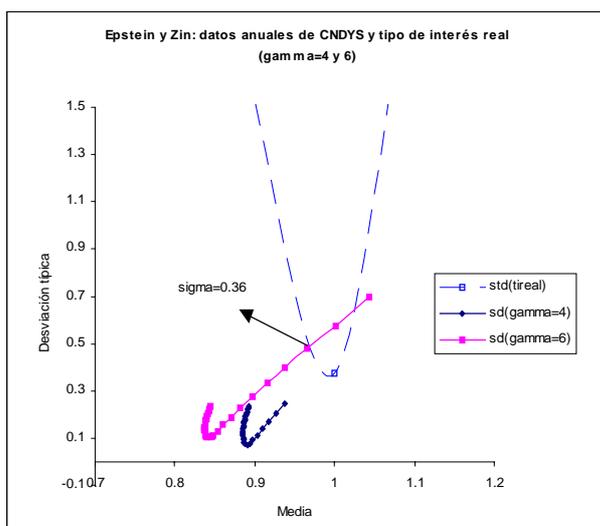


Figura 12-10: Función de Epstein y Zin: cota de Hansen y Jagannathan para datos anuales de consumo de bienes no duraderos y servicios y tipo de interés real ($\gamma = 4$ y 6).

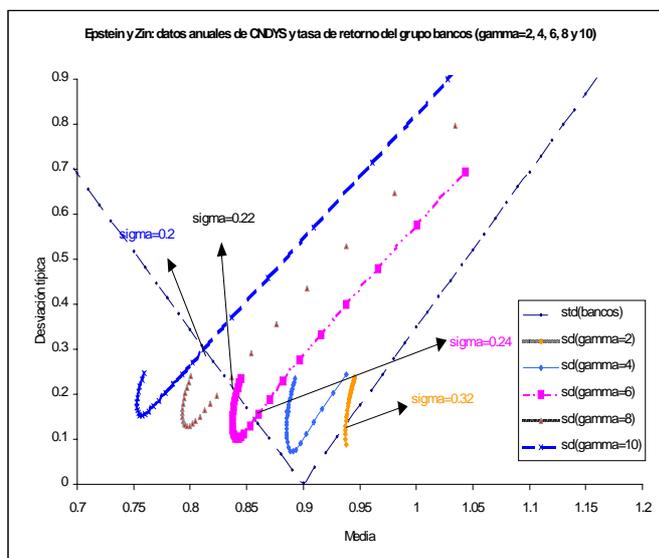


Figura 12-11: Función de Epstein y Zin: cota de Hansen y Jagannathan para datos anuales de consumo de bienes no duraderos y servicios y tasa de retorno del grupo bancos ($\gamma = 2, 4, 6, 8$ y 10).

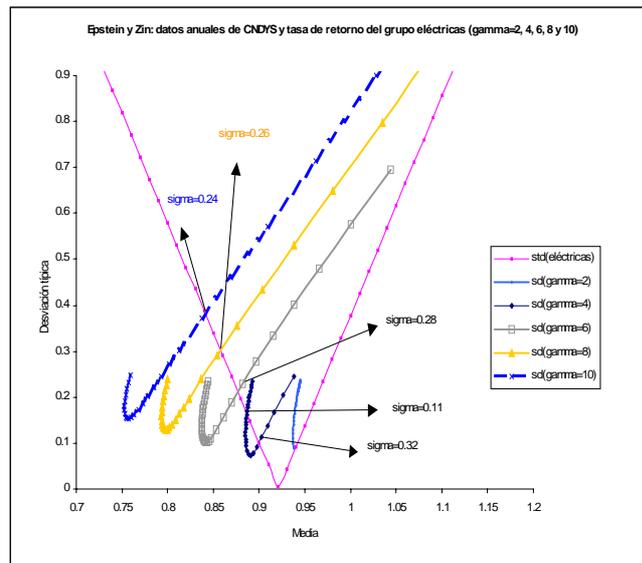


Figura 12-12: Función de Epstein y Zin: cota de Hansen y Jagannathan para datos anuales de consumo de bienes no duraderos y servicios y tasa de retorno del grupo eléctricas ($\gamma = 2, 4, 6, 8$ y 10).

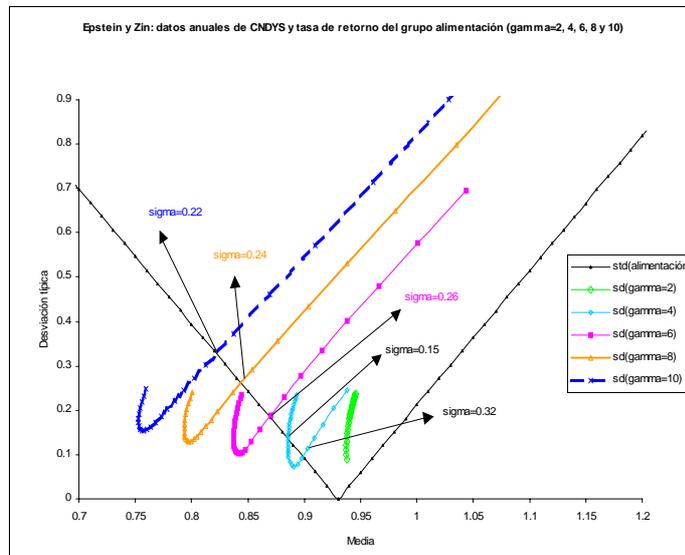


Figura 12-13: Función de Epstein y Zin: cota de Hansen y Jagannathan para datos anuales de consumo de bienes no duraderos y servicios y tasa de retorno del grupo alimentación ($\gamma = 2, 4, 6, 8$ y 10).

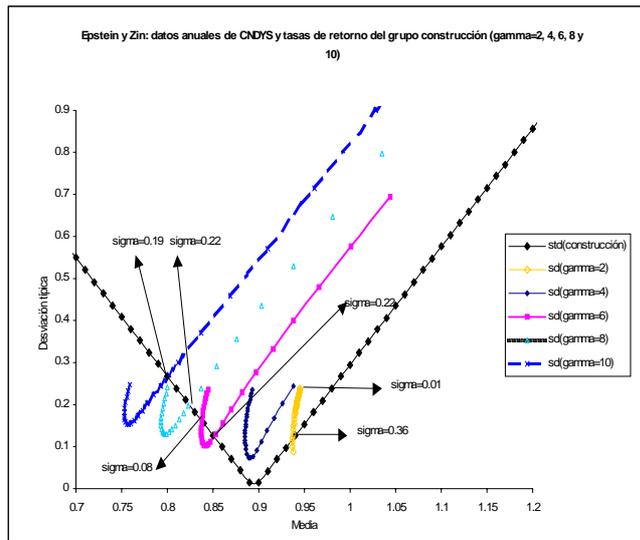


Figura 12-14: Función de Epstein y Zin: cota de Hansen y Jagannathan para datos anuales de consumo de bienes no duraderos y servicios y tasa de retorno del grupo construcción ($\gamma = 2, 4, 6, 8$ y 10).

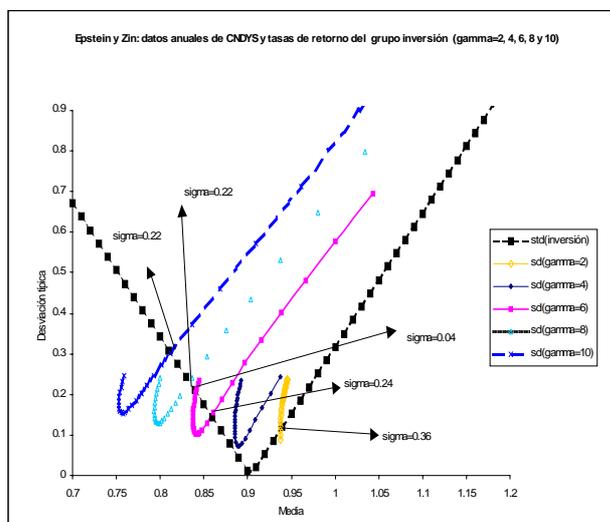


Figura 12-15: Función de Epstein y Zin: cota de Hansen y Jagannathan para datos anuales de consumo de bienes no duraderos y servicios y tasa de retorno del grupo inversión ($\gamma = 2, 4, 6, 8$ y 10).

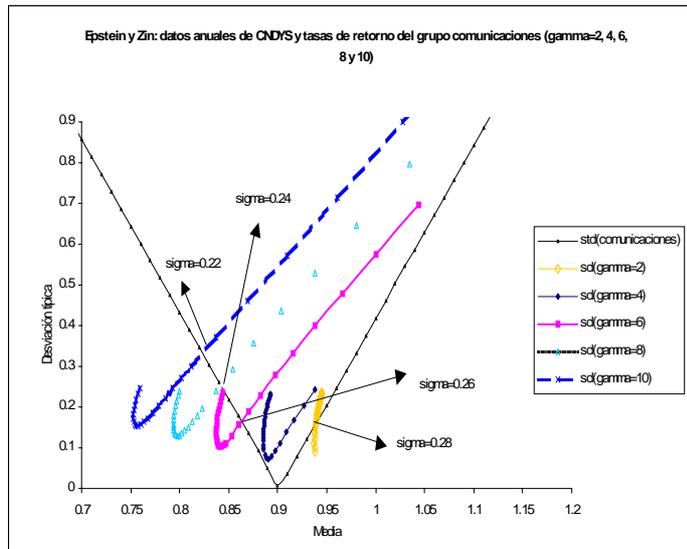


Figura 12-16: Función de Epstein y Zin: cota de Hansen y Jagannathan para datos anuales de consumo de bienes no duraderos y servicios y tasa de retorno del grupo comunicaciones ($\gamma = 2, 4, 6, 8$ y 10).

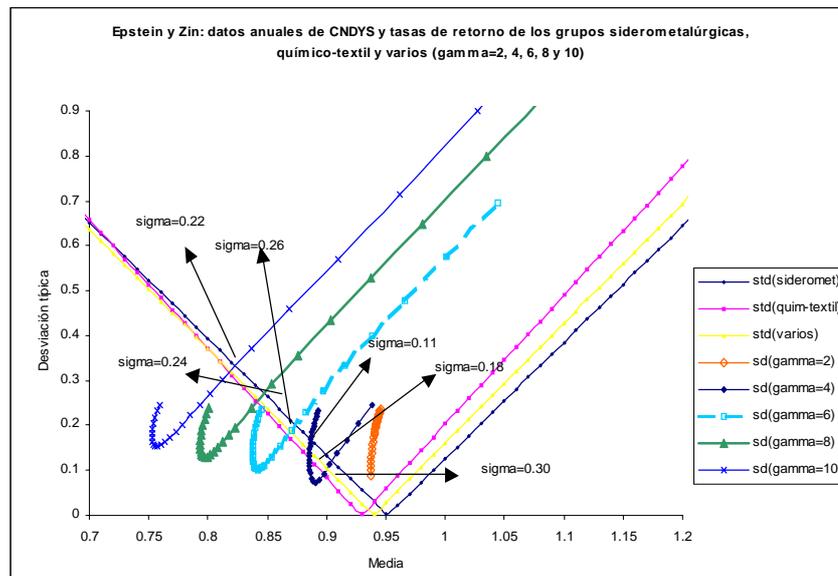


Figura 12-17: Función de Epstein y Zin: cota de Hansen y Jagannathan para datos anuales de consumo de bienes no duraderos y servicios y tasa de retorno de los grupos siderometalúrgicas, químico-textil y varios ($\gamma = 2, 4, 6, 8$ y 10).

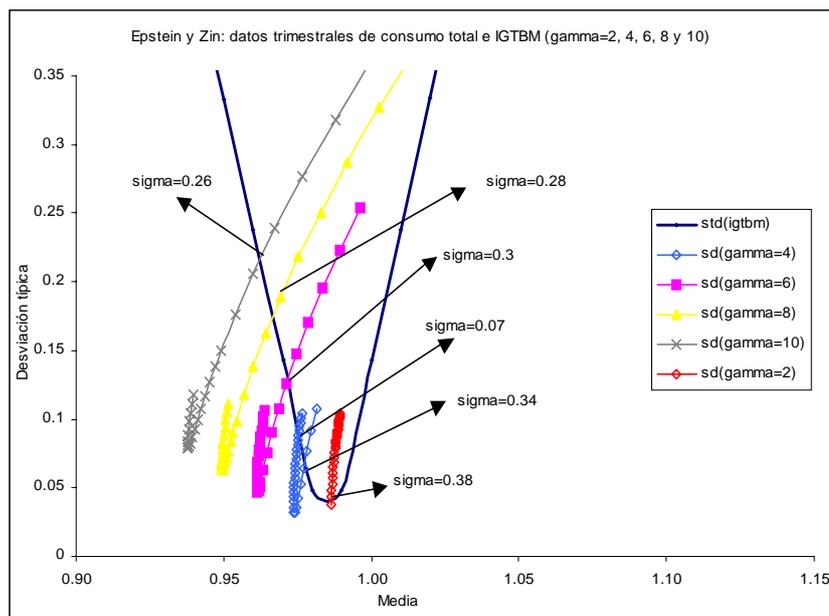


Figura 12-18: Función de Epstein y Zin: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo total e IGTBM ($\gamma = 2, 4, 6, 8$ y 10).

cuando aumenta γ .

Las Figuras 12-18 a12-30 recogen algunos de los casos estudiados.

El principal resultado a destacar cuando se utilizan datos trimestrales de consumo de bienes no duraderos y servicios y de tasas de retorno es que la gama de valores de σ para los que el modelo de Epstein y Zin es admisible, se amplía de modo considerable en comparación al caso en que utilizamos consumo total. Recogemos los resultados para $\gamma \in [2, 10]$ en las Figuras 12-31 a 12-35.

12.4 Datos mensuales

Los resultados que arroja el modelo de Epstein y Zin haciendo uso de datos mensuales de la economía española son menos favorables que los obtenidos en los casos ya analizados anteriormente.

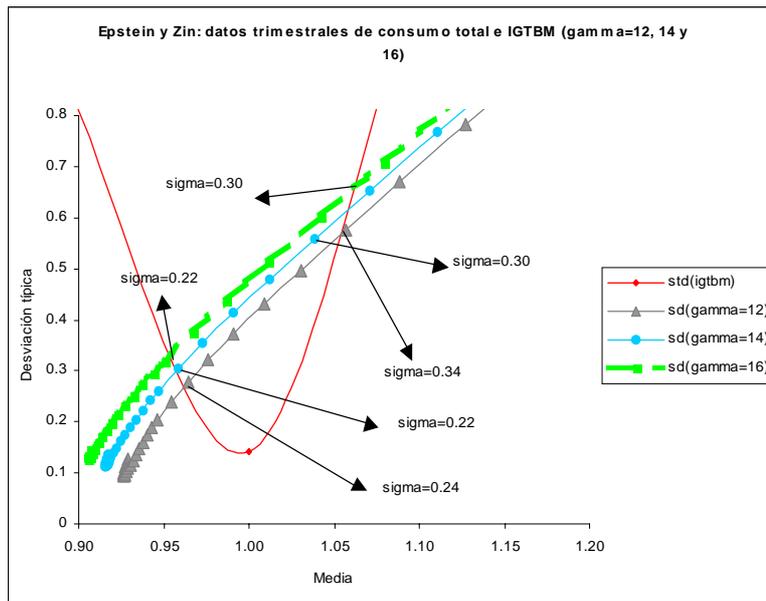


Figura 12-19: Función de Epstein y Zin: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo total e IGTBM ($\gamma = 12, 14$ y 16).

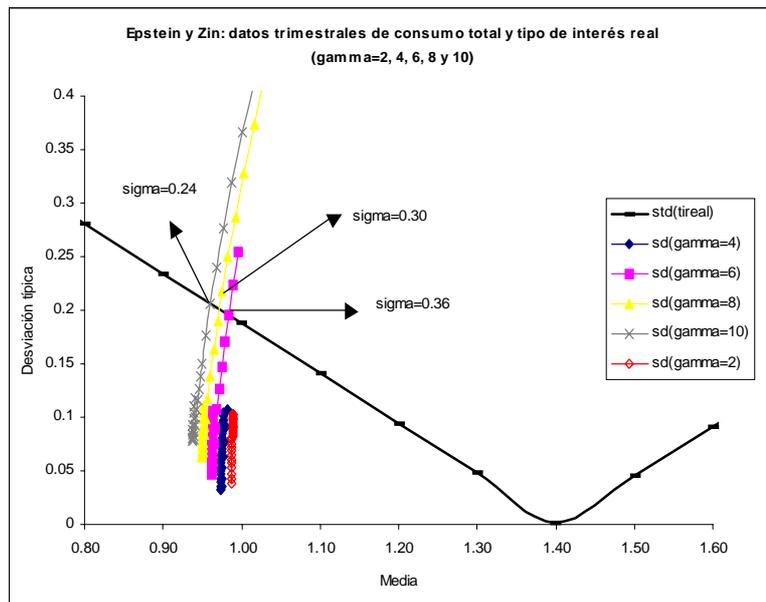


Figura 12-20: Función de Epstein y Zin: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo total y tipo de interés real ($\gamma = 2, 4, 6, 8$ y 10).

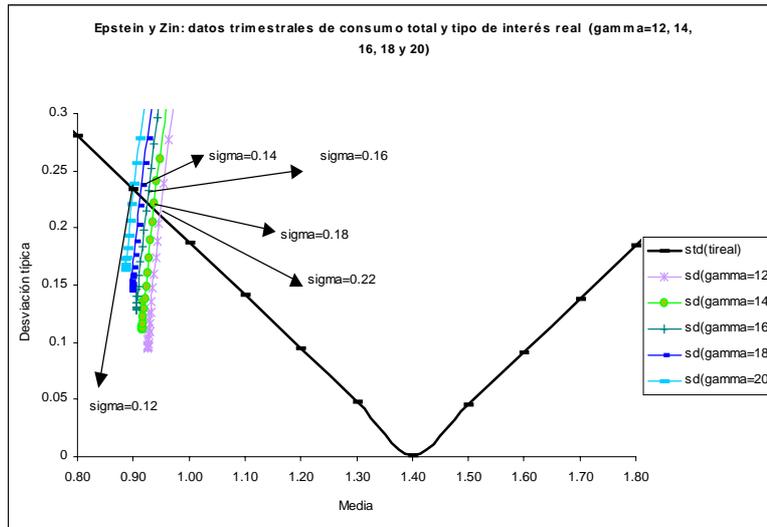


Figura 12-21: Función de Epstein y Zin: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo total y tipo de interés real ($\gamma = 12, 14, 16, 18$ y 20).

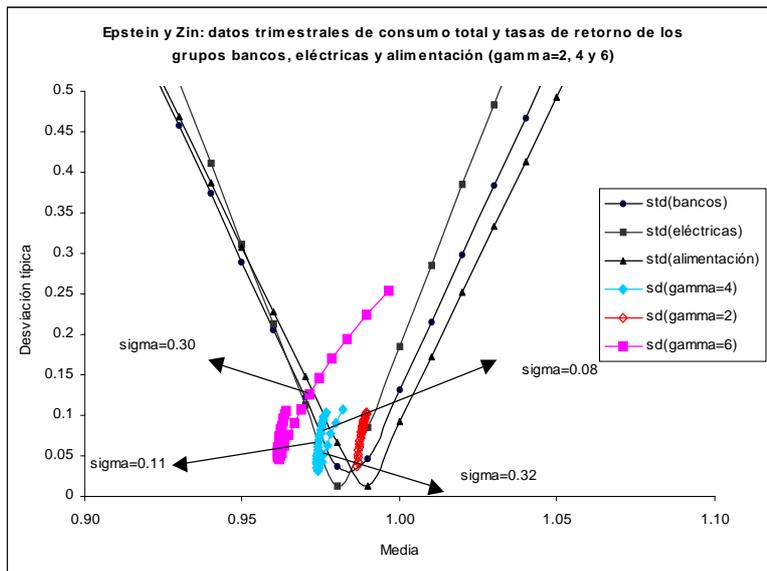


Figura 12-22: Función de Epstein y Zin: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo total y tasas de retorno de los grupos bancos, eléctricas y alimentación ($\gamma = 2, 4$ y 6).

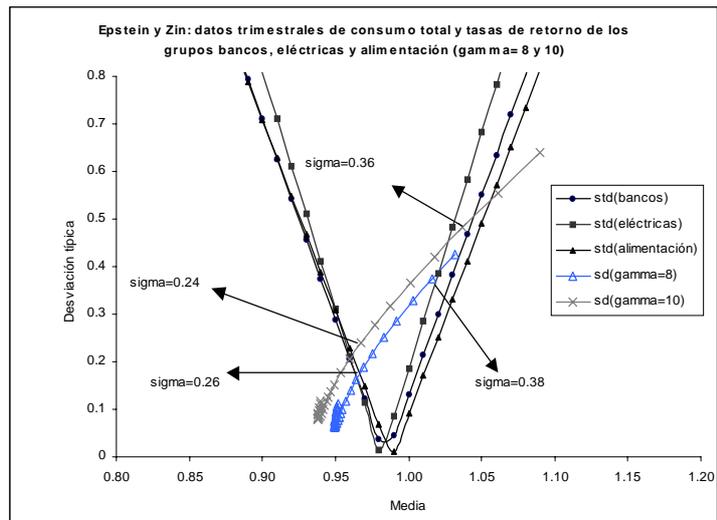


Figura 12-23: Función de Epstein y Zin: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo total y tasas de retorno de los grupos bancos, eléctricas y alimentación ($\gamma = 8$ y 10).

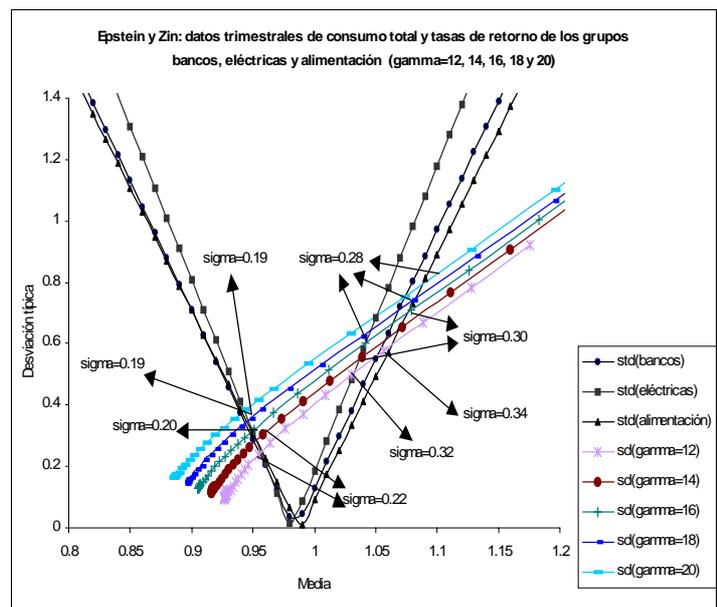


Figura 12-24: Función de Epstein y Zin: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo total y tasas de retorno de los grupos bancos, eléctricas y alimentación ($\gamma = 12, 14, 16, 18$ y 20).

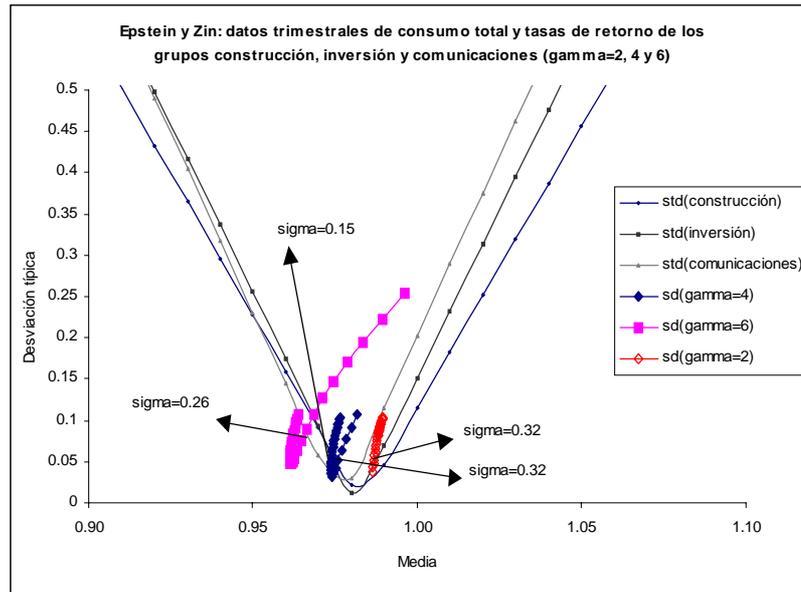


Figura 12-25: Función de Epstein y Zin: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo total y tasas de retorno de los grupos construcción, inversión y comunicaciones ($\gamma = 2, 4$ y 6).

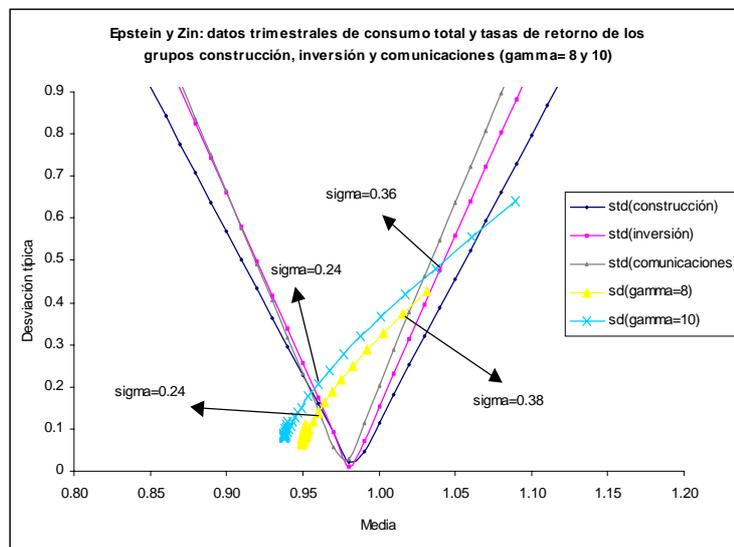


Figura 12-26: Función de Epstein y Zin: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo total y tasas de retorno de los grupos construcción, inversión y comunicaciones ($\gamma = 8$ y 10).

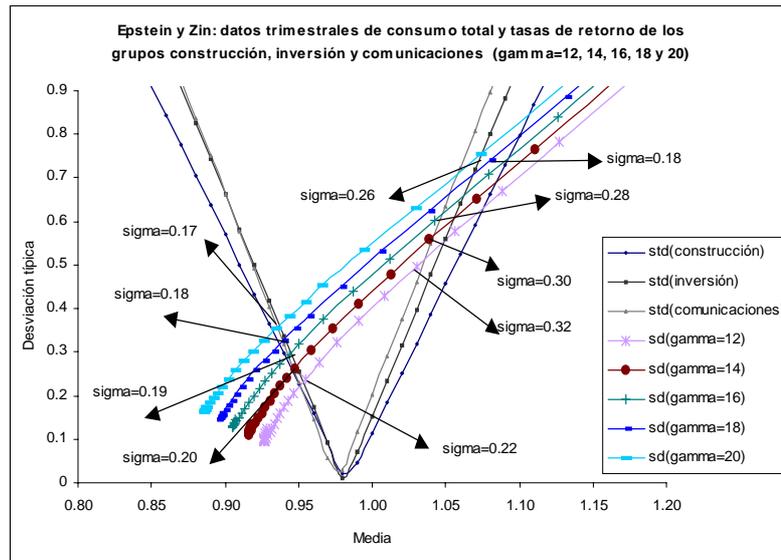


Figura 12-27: Función de Epstein y Zin: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo total y tasas de retorno de los grupos construcción, inversión y comunicaciones ($\gamma = 12, 14, 16, 18$ y 20).

Así, usando el consumo mensual de gasolina como indicador del consumo mensual de bienes no duraderos y servicios, el modelo sólo es admisible para valores de $\gamma \geq 6$ en el caso del tipo de interés y para el valor $\gamma = 2$ en el caso de los grupos siderometalúrgicas y varios. Las Figuras 12-36 a 12-39 muestran algunos de estos resultados.

12.5 Conclusiones

En general, los valores de σ para los que el modelo de Epstein y Zin es admisible son múltiples en el caso de la economía española. Incluso para valores de γ que pueden considerarse razonables, el análisis de Hansen y Jagannathan arroja resultados favorables. Por tanto, procederemos a la estimación de este modelo en secciones posteriores.

Las Tablas 12.1-12.5 recogen de modo detallado los resultados para algunos de los

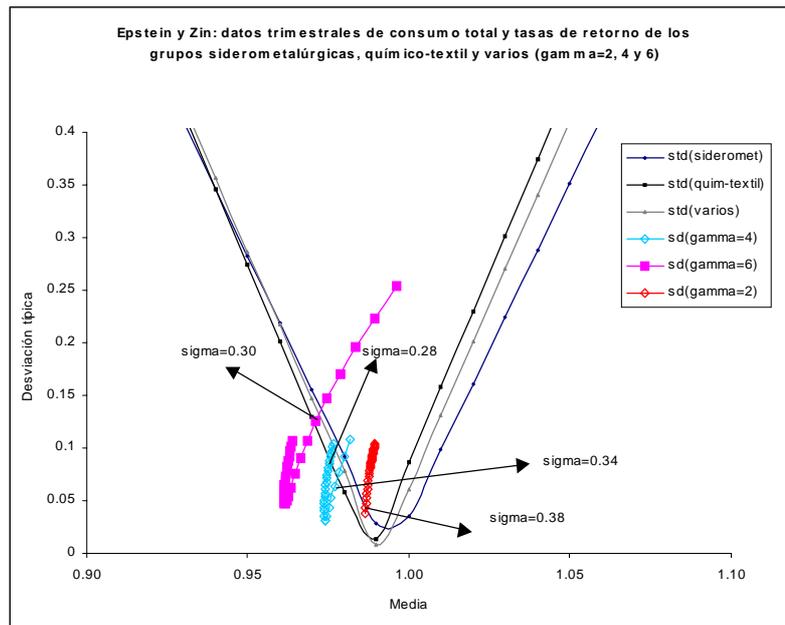


Figura 12-28: Función de Epstein y Zin: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo total y tasas de retorno de los grupos siderometalúrgicas, químico-textil y varios ($\gamma = 2, 4$ y 6).

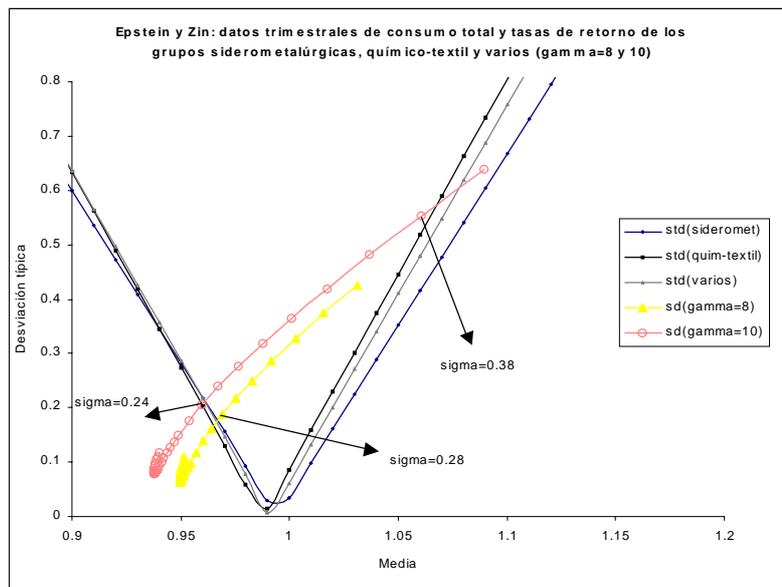


Figura 12-29: Función de Epstein y Zin: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo total y tasas de retorno de los grupos siderometalúrgicas, químico-textil y varios ($\gamma = 8$ y 10).

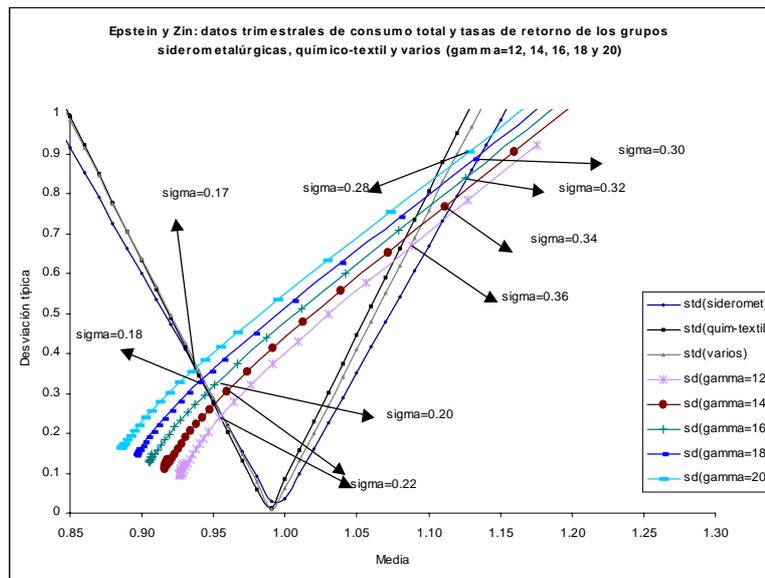


Figura 12-30: Función de Epstein y Zin: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo total y tasas de retorno de los grupos siderometalúrgicas, químico-textil y varios ($\gamma = 12, 14, 16, 18$ y 20).

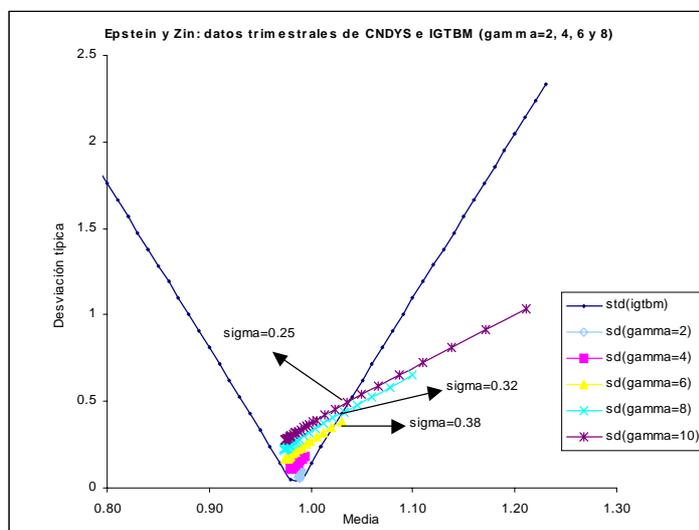


Figura 12-31: Función de Epstein y Zin: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo de bienes no duraderos y servicios e IGTBM ($\gamma = 2, 4, 6, 8$ y 10).

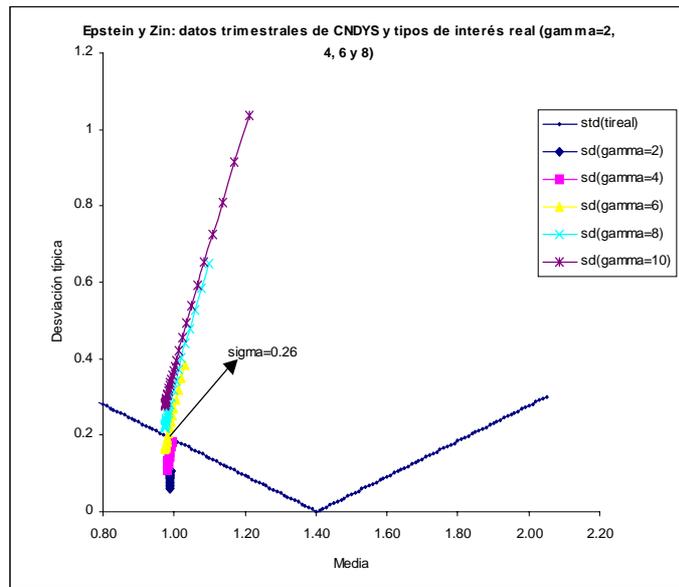


Figura 12-32: Función de Epstein y Zin: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo de bienes no duraderos y servicios y tipo de interés real ($\gamma = 2, 4, 6, 8$ y 10).

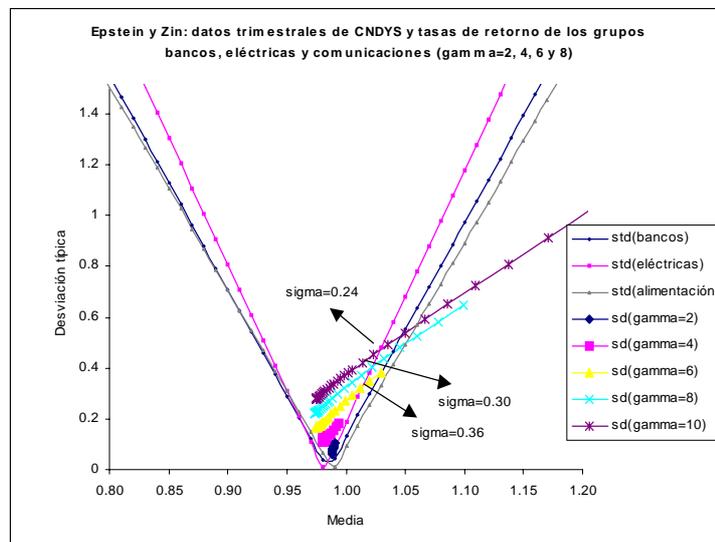


Figura 12-33: Función de Epstein y Zin: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo de bienes no duraderos y servicios y tasas de retorno de los grupos bancos, eléctricas y alimentación ($\gamma = 2, 4, 6, 8$ y 10).

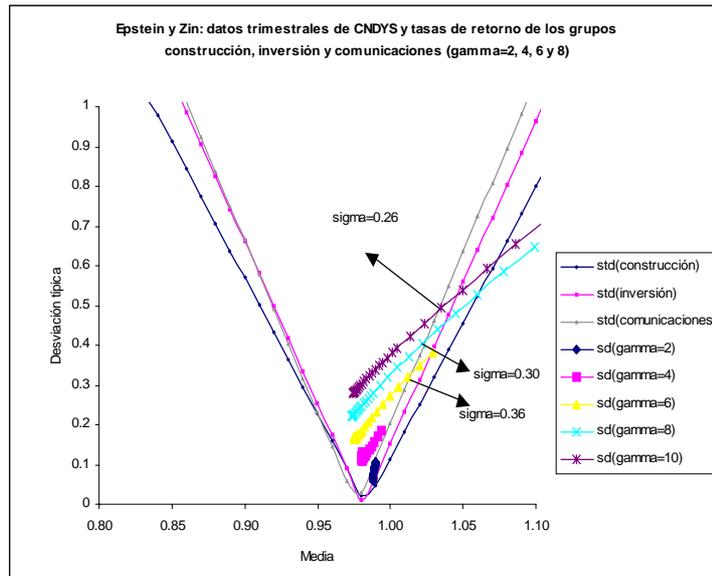


Figura 12-34: Función de Epstein y Zin: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo de bienes no duraderos y servicios y tasas de retorno de los grupos construcción, inversión y comunicaciones ($\gamma = 2, 4, 6, 8$ y 10).

distintos activos considerados².

²Concretamente, hemos incluido el IGTBM, el tipo de interés real, el grupo bancos, el grupo inversión y el grupo varios.

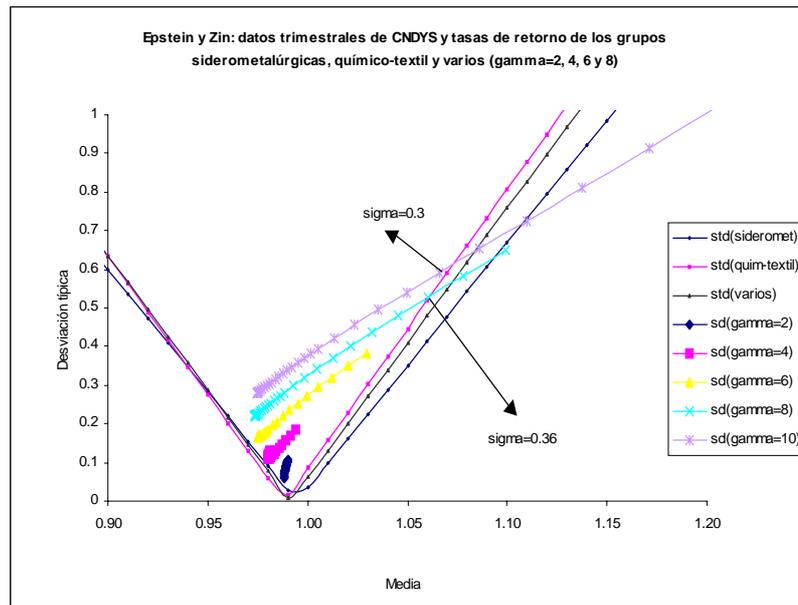


Figura 12-35: Función de Epstein y Zin: cota de Hansen y Jagannathan para datos trimestrales de consumo de bienes no duraderos y servicios y tasas de retorno de los grupos siderometalúrgicas, químico-textil y varios ($\gamma = 2, 4, 6, 8$ y 10).

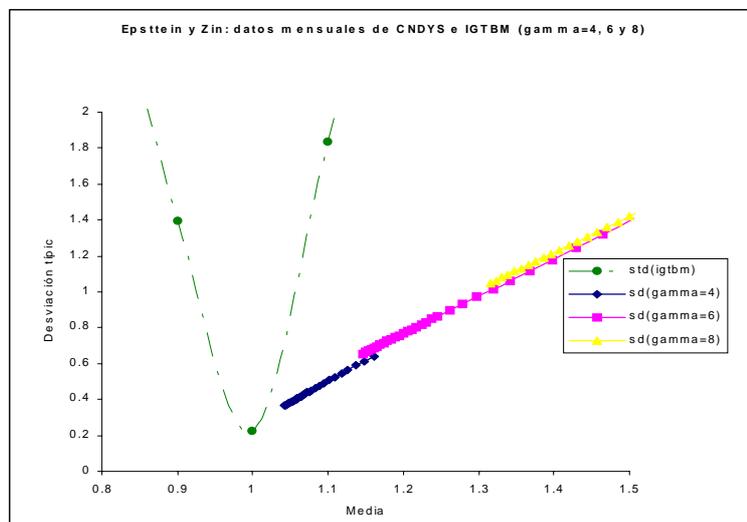


Figura 12-36: Función de Epstein y Zin: cota de Hansen y Jagannathan para datos mensuales de consumo de gasolina e IGTBM ($\gamma = 4, 6$ y 8).

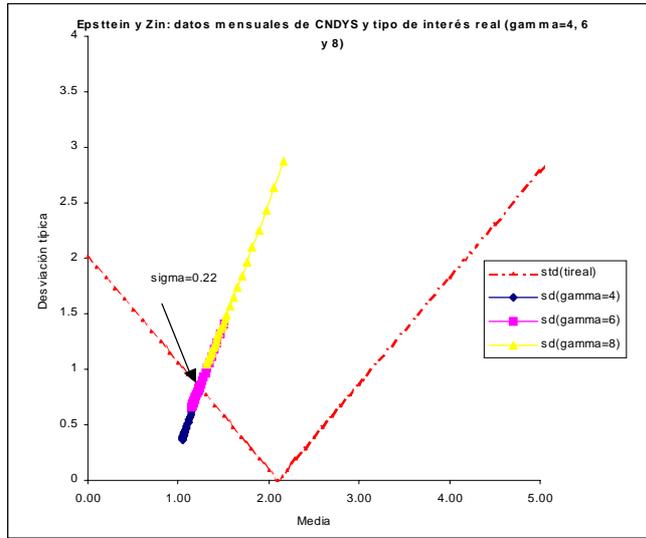


Figura 12-37: Función de Epstein y Zin: cota de Hansen y Jagannathan para datos mensuales de consumo de gasolina y tipo de interés real ($\gamma = 4, 6$ y 8).

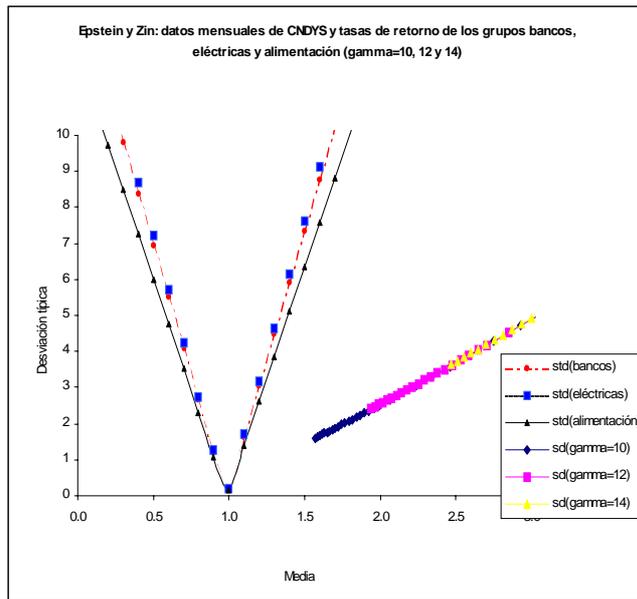


Figura 12-38: Función de Epstein y Zin: cota de Hansen y Jagannathan para datos mensuales de consumo de gasolina y tasas de retorno de los grupos bancos, eléctricas y alimentación ($\gamma = 10, 12$ y 14).

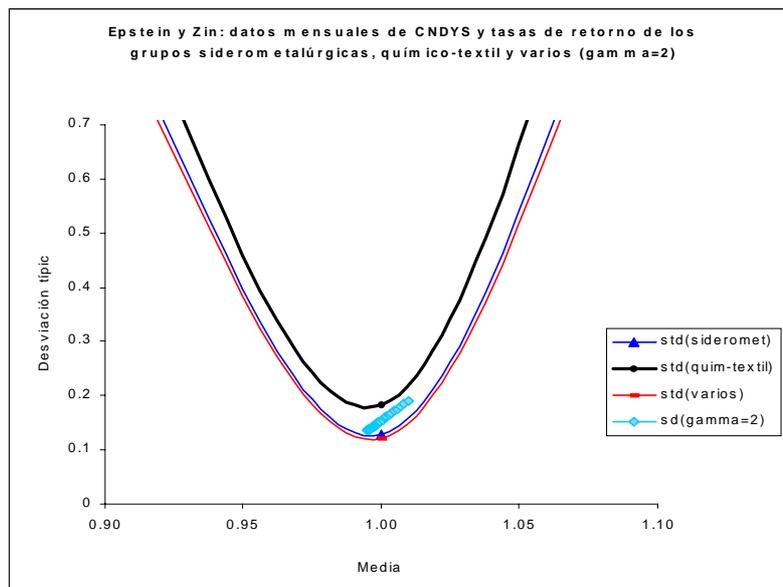


Figura 12-39: Función de Epstein y Zin: cota de Hansen y Jagannathan para datos mensuales de consumo de gasolina y tasas de retorno de los grupos siderometalúrgicas, químico-textil y varios ($\gamma = 2$).

γ	CT ANUAL	CNDYS ANUAL	CT TRIMESTRAL	CNDYS TRIMESTRAL	CNDYS MENSUAL
2	Todos los considerados	Todos los considerados	$\sigma \in [0.01, 0.38]$	Todos los considerados	——
4	$\sigma \in [0.01, 0.17]$ $\sigma \in [0.36, 0.40]$	$\sigma \in [0.01, 0.17]$ $\sigma \in [0.30, 0.40]$	$\sigma \in [0.01, 0.07]$ $\sigma \in [0.34, 0.40]$	Todos los considerados	——
6	$\sigma \in [0.28, 0.40]$	$\sigma \in [0.26, 0.40]$	$\sigma \in [0.30, 0.40]$	$\sigma \in [0.01, 0.38]$	——
8	$\sigma \in [0.26, 0.40]$	$\sigma \in [0.24, 0.40]$	$\sigma \in [0.28, 0.40]$	$\sigma \in [0.01, 0.32]$	——
10	$\sigma \in [0.24, 0.40]$	$\sigma \in [0.22, 0.40]$	$\sigma \in [0.26, 0.40]$	$\sigma \in [0.01, 0.25]$	——
12	$\sigma \in [0.22, 0.40]$	$\sigma \in [0.20, 0.40]$	$\sigma \in [0.24, 0.30]$	$\sigma \in [0.22, 0.40]$	——
14	$\sigma \in [0.20, 0.40]$	$\sigma \in [0.22, 0.40]$	$\sigma \in [0.22, 0.30]$	$\sigma \in [0.18, 0.40]$	——
16	$\sigma \in [0.34, 0.40]$	$\sigma \in [0.36, 0.40]$	$\sigma \in [0.22, 0.30]$	$\sigma \in [0.17, 0.40]$	——
18	$\sigma \in [0.34, 0.40]$	$\sigma \in [0.34, 0.40]$	$\sigma \in [0.19, 0.28]$	$\sigma \in [0.12, 0.40]$	——
20	$\sigma \in [0.32, 0.40]$	$\sigma \in [0.34, 0.40]$	$\sigma \in [0.18, 0.26]$	$\sigma \in [0.10, 0.40]$	——

Tabla 12.1: Valores de la elasticidad intertemporal de sustitución para los que la función de utilidad de Epstein y Zin (1991) es admisible (IGTBM).

γ	CT ANUAL	CNDYS ANUAL	CT TRIMESTRAL	CNDYS TRIMESTRAL	CNDYS MENSUAL
2	——	——	——	——	——
4	——	——	——	——	——
6	$\sigma \in [0.38, 0.40]$	$\sigma \in [0.36, 0.40]$	$\sigma \in [0.36, 0.40]$	$\sigma \in [0.26, 0.40]$	Todos
8	$\sigma \in [0.32, 0.34]$	$\sigma \in [0.32, 0.34]$	$\sigma \in [0.30, 0.40]$	Todos	Todos
10	$\sigma \in [0.30, 0.32]$	$\sigma \in [0.30, 0.32]$	$\sigma \in [0.24, 0.40]$	Todos	Todos
12	$\sigma = 0.28$	$\sigma = 0.26$	$\sigma \in [0.22, 0.40]$	Todos	Todos
14	$\sigma = 0.26$	$\sigma = 0.24$	$\sigma \in [0.18, 0.40]$	Todos	Todos
16	$\sigma = 0.24$	——	$\sigma \in [0.16, 0.40]$	Todos	Todos
18	——	——	$\sigma \in [0.14, 0.40]$	Todos	Todos
20	——	——	$\sigma \in [0.12, 0.40]$	Todos	Todos

Tabla 12.2: Valores de la elasticidad intertemporal de sustitución para los que la función de utilidad Epstein y Zin (1991) es admisible (tipo de interés real).

γ	CT ANUAL	CNDYS ANUAL	CT TRIMESTRAL	CNDYS TRIMESTRAL	CNDYS MENSUAL
2	$\sigma \in [0.01, 0.36]$	$\sigma \in [0.01, 0.32]$	Todos	Todos	——
4	$\sigma \in [0.01, 0.17]$ $\sigma \in [0.34, 0.40]$	Todos	$\sigma \in [0.01, 0.08]$ $\sigma \in [0.36, 0.40]$	Todos Todos	——
6	$\sigma \in [0.28, 0.40]$	$\sigma \in [0.24, 0.40]$	$\sigma \in [0.30, 0.40]$	$\sigma \in [0.01, 0.32]$	——
8	$\sigma \in [0.26, 0.40]$	$\sigma \in [0.22, 0.40]$	$\sigma \in [0.26, 0.40]$	$\sigma \in [0.01, 0.28]$	——
10	$\sigma \in [0.24, 0.36]$	$\sigma \in [0.20, 0.40]$	$\sigma \in [0.24, 0.36]$	$\sigma \in [0.20, 0.40]$	——
12	$\sigma \in [0.24, 0.34]$	$\sigma \in [0.19, 0.40]$	$\sigma \in [0.24, 0.32]$	$\sigma \in [0.20, 0.40]$	——
14	$\sigma \in [0.22, 0.32]$	$\sigma \in [0.18, 0.40]$	$\sigma \in [0.22, 0.30]$	$\sigma \in [0.20, 0.40]$	——
16	——	$\sigma \in [0.36, 0.40]$	$\sigma \in [0.20, 0.28]$	$\sigma \in [0.15, 0.40]$	——
18	——	$\sigma \in [0.32, 0.40]$	$\sigma \in [0.19, 0.26]$	$\sigma \in [0.14, 0.40]$	——
20	$\sigma \in [0.34, 0.40]$	$\sigma \in [0.28, 0.40]$	$\sigma \in [0.19, 0.26]$	$\sigma \in [0.12, 0.40]$	——

Tabla 12.3: Valores de la elasticidad intertemporal de sustitución para los que la función de utilidad de Epstein y Zin (1991) es admisible (grupo bancos).

γ	CT ANUAL	CNDYS ANUAL	CT TRIMESTRAL	CNDYS TRIMESTRAL	CNDYS MENSUAL
2	$\sigma \in [0.01, 0.38]$	$\sigma \in [0.01, 0.36]$	Todos	Todos	——
4	Todos	Todos	$\sigma \in [0.01, 0.13]$ $\sigma \in [0.30, 0.40]$	Todos	——
6	$\sigma \in [0.01, 0.06]$ $\sigma \in [0.24, 0.40]$	$\sigma \in [0.01, 0.04]$ $\sigma \in [0.24, 0.40]$	$\sigma \in [0.28, 0.40]$	Todos	——
8	$\sigma \in [0.22, 0.40]$	$\sigma \in [0.22, 0.40]$	$\sigma \in [0.26, 0.40]$	$\sigma \in [0.01, 0.38]$	——
10	$\sigma \in [0.22, 0.40]$	$\sigma \in [0.22, 0.40]$	$\sigma \in [0.24, 0.36]$	$\sigma \in [0.01, 0.34]$	——
12	$\sigma \in [0.19, 0.40]$	$\sigma \in [0.19, 0.34]$	$\sigma \in [0.22, 0.32]$	$\sigma \in [0.01, 0.28]$	——
14	$\sigma \in [0.20, 0.40]$	$\sigma \in [0.18, 0.40]$	$\sigma \in [0.22, 0.30]$	$\sigma \in [0.01, 0.24]$	——
16	$\sigma \in [0.36, 0.40]$	$\sigma \in [0.34, 0.40]$	$\sigma \in [0.20, 0.28]$	$\sigma \in [0.01, 0.24]$	——
18	$\sigma \in [0.34, 0.40]$	$\sigma \in [0.32, 0.40]$	$\sigma \in [0.18, 0.28]$	$\sigma \in [0.01, 0.22]$	——
20	$\sigma \in [0.32, 0.40]$	$\sigma \in [0.30, 0.40]$	$\sigma \in [0.18, 0.26]$	$\sigma \in [0.01, 0.17]$	——

Tabla 12.4: Valores de la elasticidad intertemporal de sustitución para los que la función de utilidad de Epstein y Zin (1991) es admisible (grupo inversión).

γ	CT ANUAL	CNDYS ANUAL	CT TRIMESTRAL	CNDYS TRIMESTRAL	CNDYS MENSUAL
2	Todos	Todos	Todos	Todos	Todos
4	—	$\sigma \in [0.01, 0.20]$ $\sigma \in [0.32, 0.40]$	$\sigma \in [0.38, 0.40]$	Todos	—
6	$\sigma \in [0.36, 0.40]$	$\sigma \in [0.28, 0.40]$	$\sigma \in [0.32, 0.40]$	Todos	—
8	$\sigma \in [0.32, 0.38]$	$\sigma \in [0.24, 0.40]$	$\sigma \in [0.28, 0.40]$	$\sigma \in [0.01, 0.36]$	—
10	$\sigma \in [0.28, 0.36]$	$\sigma \in [0.22, 0.40]$	$\sigma \in [0.26, 0.38]$	$\sigma \in [0.01, 0.32]$	—
12	$\sigma \in [0.22, 0.32]$	$\sigma \in [0.20, 0.40]$	$\sigma \in [0.22, 0.36]$	$\sigma \in [0.01, 0.26]$	—
14	$\sigma \in [0.24, 0.28]$	$\sigma \in [0.18, 0.40]$	$\sigma \in [0.22, 0.34]$	$\sigma \in [0.01, 0.22]$	—
16	$\sigma \in [0.36, 0.40]$	$\sigma \in [0.38, 0.40]$	$\sigma \in [0.20, 0.30]$	$\sigma \in [0.01, 0.20]$	—
18	$\sigma \in [0.34, 0.40]$	$\sigma \in [0.34, 0.40]$	$\sigma \in [0.19, 0.28]$	$\sigma \in [0.01, 0.17]$	—
20	$\sigma \in [0.30, 0.40]$	$\sigma \in [0.32, 0.40]$	$\sigma \in [0.18, 0.26]$	$\sigma \in [0.01, 0.15]$	—

Tabla 12.5: Valores de la elasticidad intertemporal de sustitución para los que la función de utilidad de Epstein y Zin (1991) es admisible (grupo varios).

Parte IV

La estimación del modelo CCAPM para la economía española

Capítulo 13

Introducción

Pasamos a continuación a estimar el modelo CCAPM con datos de la economía española. El trabajo de Hansen y Singleton (1982) puede considerarse como el pionero en la estimación del modelo de valoración de activos basado en consumo utilizando el método generalizado de los momentos. En este trabajo se considera un mercado completo y sin fricciones y los agentes presentan una función de utilidad intertemporalmente separable y con coeficiente de aversión relativa al riesgo constante. Los resultados obtenidos llevan al rechazo del modelo¹.

Desde entonces, diversos trabajos han contrastado empíricamente el modelo CCAPM para distintas economías. La gran proliferación de trabajos en este campo se debe, al menos en parte, a los malos resultados empíricos obtenidos. Así, la mayor parte de las contribuciones que se han realizado, pretender reconducir el modelo, sin modificar, al menos en la mayor parte de los casos, su espíritu original, hacia especificaciones que sean capaces de superar la prueba de la refutación empírica.

Las variaciones introducidas en el modelo van en una doble dirección: por un lado, se modifica la especificación de la función de utilidad considerada, tratando así de superar las limitaciones propias de la función de utilidad separable intertemporalmente; otra línea

¹Un trabajo en la misma línea, pero que utiliza el método de máxima verosimilitud para su contraste, es Hansen y Singleton (1983).

de investigación se ha encaminado a mejorar los datos utilizados con el objetivo de que éstos se ajusten mejor al espíritu del modelo teórico. El éxito a día de hoy es, a lo sumo, relativo, si bien es cierto que los avances en ciertos aspectos han sido considerables.

Nuestro objetivo ahora es analizar el funcionamiento del modelo para el caso español considerando diferentes especificaciones de la función de utilidad y utilizando las series de datos que hemos seleccionado y elaborado para el caso de la economía española. Este trabajo se estructura como sigue. En primer lugar expondremos brevemente el método utilizado en la estimación, el método generalizado de los momentos. A continuación analizaremos si las series de datos seleccionados cumplen los supuestos requeridos por el método GMM, concretamente, analizaremos la estacionariedad de las series seleccionadas. A continuación estimaremos el modelo CCAPM con diversas funciones de utilidad y con distintos tipos de datos. Concretamente, estimaremos el modelo con las siguientes funciones de utilidad: función de utilidad intertemporalmente separable, función de utilidad con formación externa de hábitos, función de utilidad de Ferson y Constantinides (1991) y función de utilidad recursiva. Así mismo, cada una de estas especificaciones será contrastada utilizando dos tipos de consumo, el consumo total y el consumo de bienes no duraderos y servicios. Del mismo modo, analizaremos si la frecuencia en la medición de las variables puede afectar a los resultados de la estimación, para lo que emplearemos datos anuales, trimestrales y mensuales.

Como veremos, los resultados para el caso español no difieren en exceso de los obtenidos para otras economías. La función de utilidad intertemporalmente separable genera estimaciones del coeficiente de aversión al riesgo excesivamente elevadas como para ser consideradas razonables, salvo excepciones puntuales. Los resultados son algo mejores cuando la separabilidad intertemporal se rompe, ya sea vía creación de hábitos, existencia de durabilidad en el consumo o mediante el abandono del enfoque de la utilidad esperada (función de utilidad recursiva).

Capítulo 14

El método generalizado de los momentos (GMM)

14.1 Enfoque genérico

El Método Generalizado de los Momentos (conocido como GMM, *Generalized Method of Moments*) fue desarrollado por Hansen (1982) y desde entonces ha tenido una gran aceptación en Econometría, dado que se trata de un método genérico del que otros métodos de estimación no son más que casos particulares¹. La idea básica del Método Generalizado de los Momentos es estimar los momentos poblacionales utilizando los momentos muestrales. La gran ventaja de este método es que permite estimar modelos dinámicos no lineales conociendo únicamente ciertos momentos de la distribución de probabilidad en lugar de la función de distribución completa.

El método generalizado de los momentos exige como único requisito que las series empleadas sean estacionarias. El enfoque general es el siguiente². Sea \mathbf{w}_t un vector de dimensión $(h \times 1)$ de variables observables en el momento t (denominadas instrumentos). Sea $\boldsymbol{\theta}$ un vector de dimensión $(a \times 1)$ que recoge el conjunto de coeficientes a estimar y

¹Véase, entre otros, Hamilton (1994), cap. 14 y Johnston y DiNardo (1997), cap. 10.

²Véase Hamilton (1994), *op. cit.* y Greene (1997), cap. 11.

sea $\mathbf{h}(\boldsymbol{\theta}, \mathbf{w}_t)$ un vector de dimensión $(r \times 1)$ tal que $\mathbf{h} : (\Re^a \times \Re^h) \longrightarrow \Re^r$. Obsérvese que puesto que \mathbf{w}_t es un vector aleatorio, $\mathbf{h}(\boldsymbol{\theta}, \mathbf{w}_t)$ también lo es. Sea $\boldsymbol{\theta}_0$ el verdadero valor de $\boldsymbol{\theta}$ y supongamos que dicho valor verifica que:

$$E \{\mathbf{h}(\boldsymbol{\theta}_0, \mathbf{w}_t)\} = 0 \quad (14.1)$$

La ecuación (14.1) se denomina **condición de ortogonalidad**.

Sea $\mathbf{y}_T \equiv (\mathbf{w}'_T, \mathbf{w}'_{T-1}, \dots, \mathbf{w}'_1)'$ un vector de dimensión $(Th \times 1)$ que contiene todas las observaciones de una muestra de tamaño T . La media muestral de $\mathbf{h}(\boldsymbol{\theta}, \mathbf{w}_t)$ viene dada por:

$$\mathbf{g}(\boldsymbol{\theta}, \mathbf{y}_T) \equiv \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \mathbf{h}(\boldsymbol{\theta}, \mathbf{w}_t) \quad (14.2)$$

La idea del GMM es elegir $\boldsymbol{\theta}$ de tal forma que el momento muestral, ecuación (14.2), sea tan próximo como sea posible al valor cero del momento poblacional, ecuación (14.1). Concretamente, el estimador de $\boldsymbol{\theta}$ usando el GMM será el valor que minimice la forma cuadrática:

$$\mathbf{J}_T(\boldsymbol{\theta}, \mathbf{w}_t) = \left\{ \left[\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \mathbf{g}(\boldsymbol{\theta}, \mathbf{y}_T) \right]' \mathbf{W}_T \left[\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \mathbf{g}(\boldsymbol{\theta}, \mathbf{y}_T) \right] \right\} \quad (14.3)$$

donde $\{\mathbf{W}_T\}_{T=1}^{\infty}$ es una secuencia de matrices de ponderación que reflejan la importancia de satisfacer los distintos momentos poblacionales.

La condición de primer orden para minimizar $\mathbf{J}_T(\boldsymbol{\theta}, \mathbf{w}_t)$ es³:

$$\left. \frac{\partial \mathbf{g}(\boldsymbol{\theta}, \mathbf{y}_T)}{\partial \boldsymbol{\theta}'} \right|_{\hat{\boldsymbol{\theta}}_T} \times \mathbf{W}_T \times \mathbf{g}(\hat{\boldsymbol{\theta}}_T, \mathbf{y}_T) = 0 \quad (14.4)$$

Si el número de coeficientes a estimar coincide con el número de condiciones de ortogonalidad, se dice que el modelo está exactamente identificado. En este caso, $\hat{\boldsymbol{\theta}}$ no depende de \mathbf{W}_T . Cuando el número de condiciones de ortogonalidad es mayor que el número de coeficientes a estimar, $\hat{\boldsymbol{\theta}}$ está sobreidentificado. En tal caso, es preciso elegir la

³Véase Hansen (1982).

matriz óptima de ponderaciones; tal matriz nos permitirá obtener un estimador eficiente de $\boldsymbol{\theta}_0$. Puede demostrarse que la matriz óptima de ponderaciones viene dada por $\boldsymbol{\Omega}^{-1}$, donde

$$\boldsymbol{\Omega} = E(\mathbf{u}_t \mathbf{u}_t') \quad (14.5)$$

y \mathbf{u} es el vector de perturbaciones del estimador obtenido por el método GMM⁴. Así pues, hemos de minimizar la forma cuadrática

$$\mathbf{J}_T(\boldsymbol{\theta}, \mathbf{w}_t) = \left\{ \left[\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \mathbf{g}(\boldsymbol{\theta}, \mathbf{y}_T) \right]' \boldsymbol{\Omega}^{-1} \left[\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \mathbf{g}(\boldsymbol{\theta}, \mathbf{y}_T) \right] \right\} \quad (14.6)$$

para lo que necesitamos obtener un estimador consistente de $\boldsymbol{\Omega}^{-1}$.

14.2 La estimación de la matriz de covarianzas

Podemos considerar dos distintas situaciones:

1. Incorrelación serial en $\mathbf{h}(\boldsymbol{\theta}_0, \mathbf{w}_t)$. En tal caso,

$$\widehat{\boldsymbol{\Omega}}^{-1} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{\infty} \left\{ \left[\mathbf{h}(\widehat{\boldsymbol{\theta}}_T, \mathbf{w}_T) \right]' \left[\mathbf{h}(\widehat{\boldsymbol{\theta}}_T, \mathbf{w}_T) \right] \right\} \quad (14.7)$$

siendo $\widehat{\boldsymbol{\theta}}_T$ cualquier estimador consistente de $\boldsymbol{\theta}_0$. El problema está en que necesitamos $\widehat{\boldsymbol{\theta}}_T$ para estimar $\widehat{\boldsymbol{\Omega}}^{-1}$, que a su vez es necesario para estimar $\widehat{\boldsymbol{\theta}}_T$. Es por ello que en la práctica la estimación se lleva a cabo en dos pasos:

- (a) En un primer paso, se utiliza la matriz identidad como matriz de ponderación para obtener un primer estimador de $\boldsymbol{\theta}_0$, $\widehat{\boldsymbol{\theta}}_T^{(0)}$.
- (b) En una segunda fase, se utiliza $\widehat{\boldsymbol{\theta}}_T^{(0)}$ para estimar $\widehat{\boldsymbol{\Omega}}^{-1}$. Es posible continuar con el proceso hasta lograr la convergencia deseada.

⁴La intuición de esta elección es simple: ponderar menos aquellas condiciones más imprecisas. Véase Favero (2001), cap. 7.

2. Correlación serial en $\mathbf{h}(\boldsymbol{\theta}_0, \mathbf{w}_t)$. En tal caso, es posible considerar dos situaciones⁵:

(a) La estructura de correlación es desconocida: sea

$$\eta_T(\tau) = E(u_t, u'_{t-\tau}) \quad (14.8)$$

En la literatura, se usan estimadores de Ω_T del tipo:

$$\hat{\Omega}_T = \frac{T}{T-a} \sum_{\tau=-T+1}^{T-1} k\left(\frac{\tau}{S_T}\right) \eta_T(\tau) \quad (14.9)$$

donde $k(\cdot)$ es un *kernel* en términos reales y S_T es un parámetro de amplitud de banda⁶.

(b) El orden de la correlación serial es conocido: si conocemos que $u_t \sim MA(s)$, el estimador de Ω_T viene dado por:

$$\hat{\Omega}_T = \frac{T}{T-a} \sum_{\tau=-s}^s \eta_T(\tau) \quad (14.10)$$

14.3 Propiedades asintóticas del estimador GMM

Asintóticamente, el estimador del método GMM satisface todas las propiedades consideradas como deseables para un estimador. Bajo ciertos supuestos, que especificaremos a continuación de modo detallado, el estimador GMM es consistente, asintóticamente normal y eficiente⁷.

⁵Un detallado análisis puede verse en Haan y Levin (1996) y Cushing y McGarvey (1999).

⁶Véase Ogaki (1993) para un análisis más detallado.

Respecto a la amplitud de banda óptima, véase Andrews y Monahan (1992).

⁷Véase Greene (1997), cap. 4.

14.3.1 Consistencia

Definición 6 El estimador $\hat{\theta}_n$ es un *estimador débilmente consistente* de θ si $\hat{\theta}_n \xrightarrow{p} \theta$, es decir, si converge en probabilidad al verdadero valor del parámetro.

El estimador obtenido por el método GMM es débilmente consistente bajo los siguientes supuestos⁸:

1. $E\{\mathbf{h}(\boldsymbol{\theta}, \mathbf{w}_t)\}$ existe y es finita para todo $\boldsymbol{\theta} \in \Theta$ y para todo t ; es decir, estamos suponiendo que los momentos poblacionales existen.
2. Existe un valor de θ , θ_0 , tal que $E\{\mathbf{h}(\boldsymbol{\theta}, \mathbf{w}_t)\} = 0$ si y sólo si $\theta = \theta_0$; es decir, es posible identificar θ_0 a partir de los momentos poblacionales.
3. Los momentos muestrales convergen en probabilidad a los momentos poblacionales.
4. La matriz de ponderaciones, \mathbf{W}_T , alcanza la convergencia.

14.3.2 Normalidad asintótica

Definición 7 El estimador $\hat{\theta}_n$ es un *asintóticamente normal* si $\sqrt{n}(\hat{\theta}_n - \theta) \xrightarrow{d} N(0, V)$, donde V es la varianza asintótica de $\hat{\theta}_n$, y \xrightarrow{d} muestra convergencia en distribución.

Bajo ciertos supuestos⁹, es posible demostrar que el estimador del GMM es asintóticamente normal¹⁰, es decir,

$$\hat{\boldsymbol{\theta}}_T \stackrel{d}{\sim} N(\boldsymbol{\theta}_0, \mathbf{V}) \quad (14.11)$$

donde¹¹

$$\mathbf{V} = [\mathbf{D}\boldsymbol{\Omega}^{-1}\mathbf{D}] \quad (14.12)$$

⁸Vease Harris y Mátyás (1999).

⁹Vease Hamilton (1997), *op. cit.*

¹⁰La demostración puede verse en Hamilton (1994), Apéndice 14.A, o en Harris y Mátyás (1999).

¹¹ \mathbf{V} es la varianza asintótica.

y

$$\mathbf{D}' = \mathbf{p} \lim \left[\frac{\partial \mathbf{g}(\boldsymbol{\theta}, \mathbf{y}_T)}{\partial \boldsymbol{\theta}'} \Big|_{\boldsymbol{\theta}=\boldsymbol{\theta}_T^*} \right] = \left[\frac{\partial \mathbf{g}(\boldsymbol{\theta}, \mathbf{y}_T)}{\partial \boldsymbol{\theta}'} \Big|_{\boldsymbol{\theta}=\boldsymbol{\theta}_0} \right] \quad (14.13)$$

14.3.3 Eficiencia

Definición 8 *El estimador $\hat{\boldsymbol{\theta}}_1$ es más eficiente que $\hat{\boldsymbol{\theta}}_2$ si $\text{var}(\hat{\boldsymbol{\theta}}_2) - \text{var}(\hat{\boldsymbol{\theta}}_1)$ es una matriz definida no negativa.*

En el caso que nos ocupa, analizamos la eficiencia en relación a la elección de la matriz óptima de ponderaciones. Puede demostrarse que la matriz óptima de ponderaciones viene dada por la inversa de la matriz de covarianzas asintótica, es decir,

$$\mathbf{W}_T = \hat{\boldsymbol{\Omega}}^{-1} \quad (14.14)$$

14.4 El contraste de hipótesis en el método GMM

Dentro de la estructura general del modelo GMM es posible plantearse las siguientes cuestiones: ¿está basada la estimación en la información adecuada? ¿Satisface el vector de parámetros estimado la teoría económica subyacente? Ante distintos modelos alternativos, ¿cuál es el correcto? Distintas técnicas de contrastación de hipótesis que pretenden responder a estas cuestiones han sido desarrolladas. Repasamos ahora los aspectos más relevantes al respecto¹².

El contraste de hipótesis sobre un determinado vector de parámetros puede llevarse a cabo utilizando los procedimientos asintóticos habituales¹³. Así mismo, el test de Hausman nos permite comparar las estimaciones obtenidas con modelos alternativos y seleccionar el modelo más adecuado. El test que diferencia al método GMM de otros

¹²Un análisis detallado puede verse en Hall (1999).

¹³Nos referimos al test de Wald, al test basado en la ratio de máxima verosimilitud y al test de los multiplicadores de Lagrange. Véase Greene (1997) para un repaso de estas cuestiones.

métodos de estimación es el denominado test de sobreidentificación del modelo o test de Hansen, por lo que nos detengamos en él a continuación.

14.4.1 Test de sobreidentificación del modelo

Se dice que el modelo está sobreidentificado cuando el número de condiciones de momentos poblacionales excede de la dimensión del vector de parámetros a estimar. Es habitual descomponer las condiciones poblacionales en restricciones de identificación y de sobreidentificación¹⁴. Las primeras representan las condiciones poblacionales que realmente participan en la estimación del vector de parámetros. Las restricciones de sobreidentificación son, simplemente, el resto de condiciones¹⁵. En el equivalente muestral, es obvio que las restricciones de identificación serán cumplidas por el estimador, $\hat{\boldsymbol{\theta}}_T$, por lo que no cabe contrastarlas. Sin embargo, las restricciones de sobreidentificación no han sido impuestas a la hora de estimar $\hat{\boldsymbol{\theta}}_T$, por lo que cabe plantearse si dichas restricciones serán satisfechas por la población. Si la hipótesis de que dichas restricciones de sobreidentificación se cumple es rechazada, el modelo está mal especificado.

El momento poblacional $E\{\mathbf{h}(\boldsymbol{\theta}_0, \mathbf{w}_t)\} = 0$ se deriva a partir de un conjunto de supuestos que subyacen al modelo económico o estadístico. Estos supuestos pueden ser correctos o incorrectos y, por tanto, es importante saber si $E\{\mathbf{h}(\boldsymbol{\theta}_0, \mathbf{w}_t)\} = 0$ es o no consistente con los datos.

Hansen (1982) propone contrastar esta hipótesis usando el siguiente estadístico:

$$\left[\sqrt{T} \mathbf{g}(\hat{\boldsymbol{\theta}}_T, \mathbf{y}_T) \right]' \hat{\Omega}^{-1} \left[\sqrt{T} \mathbf{g}(\hat{\boldsymbol{\theta}}_T, \mathbf{y}_T) \right] \xrightarrow{d} \chi^2(r - a) \quad (14.15)$$

conocido tradicionalmente en la literatura como test de Hansen. Bajo la hipótesis nula de que el modelo es correcto, el test de Hansen se distribuye como una *chi-cuadrado* con un número de grados de libertad igual al número de condiciones de ortogonalidad menos

¹⁴Esta descomposición fue explícitamente realizada por Sowell (1996).

¹⁵La idea es sencilla: si tenemos más ecuaciones (momentos) que incógnitas (parámetros), el modelo estará sobreidentificado.

el número de parámetros a estimar.

14.5 El Método Generalizado de los Momentos y el modelo CCAPM

Pasamos ahora a analizar cómo aplicar el método GMM al modelo CCAPM. Consideraremos como ejemplo el caso de separabilidad intertemporal de las preferencias y coeficiente de aversión relativa al riesgo constante. Recordemos que la Ecuación de Euler viene dada en este caso por:

$$1 = E_t \left[\beta \left(\frac{\tilde{c}_{t+1}}{c_t} \right)^{-\gamma} \tilde{R}_{t+1}^i \right] \quad (14.16)$$

Aplicando la Ley de las Expectativas Iteradas, obtenemos:

$$0 = E \left[\beta \left(\frac{\tilde{c}_{t+1}}{c_t} \right)^{-\gamma} \tilde{R}_{t+1}^i - 1 \right] \quad (14.17)$$

Definimos el error u_{t+1} como:

$$u_{t+1} = \left[1 - \beta \left(\frac{\tilde{c}_{t+1}}{c_t} \right)^{-\gamma} \tilde{R}_{t+1}^i \right] \quad (14.18)$$

Sea $\mathbf{Z}_t \in \mathbf{I}_t$ un vector de variables conocidas por los agentes en el período t . La condición de ortogonalidad vendrá dada por:

$$E [u_{t+1} \mathbf{Z}_t] = 0 \quad (14.19)$$

Usando la notación de la sección anterior, la condición de ortogonalidad viene dada por:

$$E \{ \mathbf{h}(\boldsymbol{\theta}_0, \mathbf{w}_t) \} = E \left[1 - \beta \left(\frac{\tilde{c}_{t+1}}{c_t} \right)^{-\gamma} \tilde{R}_{t+1}^i \right] \mathbf{Z}_t = 0 \quad (14.20)$$

Los momentos muestrales vienen dados por:

$$\mathbf{g}(\boldsymbol{\theta}, \mathbf{y}_T) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left[1 - \beta \left(\frac{\tilde{c}_{t+1}}{c_t} \right)^{-\gamma} \tilde{R}_{t+1}^i \right] \mathbf{z}_t \quad (14.21)$$

Para llevar a cabo la estimación empírica de los parámetros $\boldsymbol{\theta} = (\beta, \gamma)$ necesitaríamos suponer que es posible utilizar datos de consumo agregado, es decir, recurriríamos al paradigma del agente representativo. Por otro lado, sería preciso analizar, antes de estimar el modelo, la estacionariedad de las series empleadas.

14.6 Comentarios finales

No queremos terminar este breve repaso al GMM sin comentar tanto las ventajas como los problemas que su utilización conlleva¹⁶.

El Método Generalizado de los Momentos presenta la gran ventaja de que su utilización no exige realizar ningún tipo de supuesto acerca de la forma paramétrica del proceso generador de los datos; dicho de otro modo, no necesitamos realizar supuesto alguno acerca de la distribución de probabilidad de las variables implicadas en la estimación. Sólo necesitamos suponer estacionariedad en tal proceso, así como que el número de momentos es suficiente para identificar los parámetros a estimar. Es ésta la característica del GMM que le hace especialmente atractivo.

No obstante lo dicho, la estimación por GMM presenta algunas dificultades que ahora resumimos. En primer lugar, podemos decir que si bien es cierto que el estimador GMM cumple con todas las propiedades deseadas para un estimador de forma asintótica, presenta ciertos **problemas en muestras finitas**¹⁷. Concretamente, la estimación por GMM parece ser sensible a los retardos utilizados en los instrumentos. A medida que el retardo aumenta, la varianza del estimador disminuye, pero el sesgo aumenta. Por ello, se recomienda elegir un retardo pequeño en muestras pequeñas.

¹⁶Un estudio detallado de este tema puede verse en Hall (1993).

¹⁷Algunos estudios al respecto son Ferson y Foerster (1994), y Hansen, Heaton y Yaron (1996).

En segundo lugar, el estimador de GMM es sensible a la **elección de los instrumentos**¹⁸. La elección de éstos conlleva, en primer lugar, realizar algún tipo de supuesto sobre la información conocida por los agentes en el momento t . Además, si los instrumentos son de “mala calidad”, el modelo se rechaza con demasiada frecuencia. El problema es que no existe teoría alguna sobre cómo deben elegirse los instrumentos y ésta es, sin duda, una gran debilidad del método GMM.

Por último, es preciso señalar que el método de estimación GMM se basa en el axioma de que el modelo está correctamente especificado. Cuando el modelo presenta **errores de especificación**, el poder del test de Hansen depende de la relación entre el verdadero modelo y el modelo estimado. Si el modelo no está correctamente especificado, los estimadores pueden ser sesgados. Igualmente, los posibles problemas de medida de los datos, pueden también concretarse en estimadores sesgados¹⁹.

¹⁸Véase Stock y Wright (1996).

¹⁹Véase Meyer (1999), cap. 5.

Capítulo 15

El caso español

15.1 Los datos

Ya hemos analizado en secciones anteriores los datos que utilizaremos para el análisis del modelo CCAPM en el caso español. Especificaremos a continuación las series que hemos empleado finalmente en el trabajo empírico:

1. Datos sobre consumo: hemos utilizado dos series diferentes a la hora de estimar el modelo para el caso español. Por un lado, hemos incluido, siguiendo la práctica habitual, el consumo de bienes no duraderos y servicios y, por otro, hemos estimado el modelo incluyendo datos de consumo total. La inclusión de estos datos puede interpretarse como una primera aproximación de la influencia en la utilidad corriente del consumo de bienes duraderos¹.
2. Datos sobre tasas de retorno: hemos considerado únicamente tasas de retorno de activos con riesgo. Concretamente, hemos utilizado las tasas de retorno del IGTBM y de los 9 índices sectoriales de la Bolsa de Madrid.
3. Instrumentos: el método GMM exige la utilización de una serie de variables como instrumentos. Aunque especificaremos con detalle los instrumentos utilizados en la

¹Véase el capítulo sobre la variable consumo.

estimación de cada modelo considerado, las variables utilizadas como instrumentos son las siguientes:

- (a) Valores retardados de las tasas de crecimiento del consumo y de las tasas de retorno.
- (b) Tasa de inflación bruta.
- (c) Tipo de interés real.

En cuanto a la periodicidad de las series, hemos empleado, al igual que en el análisis de la frontera de Hansen y Jagannathan, datos anuales, trimestrales y mensuales. Nuestro objetivo es doble: por un lado, deseamos medir el efecto de la frecuencia de medición de los datos sobre las estimaciones de los parámetros de preferencias. El uso de datos tanto de consumo como de tasas de retorno con distinta periodicidad tiene sentido puesto que la variabilidad que reflejan, por ejemplo, las tasas de retorno mensuales es muy diferente a la recogida por las tasas de retorno anuales. Por otro lado, la medición de los datos con una menor frecuencia nos permite elevar el número de observaciones en las estimaciones y, por tanto, nos permite mejorar la calidad de éstas².

Las series trimestrales y mensuales utilizadas no han sido ajustadas por estacionalidad. En este sentido hemos seguido la línea de Ferson y Harvey (1992). En este trabajo se defiende que el ajuste por estacionalidad de, por ejemplo, los datos de consumo puede reducir en exceso la variabilidad de éstos, lo que podría explicar en algunos casos los malos resultados del modelo CCAPM. La principal conclusión del trabajo es que los resultados que se obtienen con datos ajustados por estacionalidad son los mismos que los obtenidos bajo series no ajustadas estacionalmente.

²Recuérdese que el método GMM puede resultar en estimaciones sesgadas de los parámetros en muestras finitas.

15.2 La estacionariedad de las series

Como ya hemos mencionado, el único requisito que el método GMM impone es la estacionariedad de las series utilizadas. Analizaremos a continuación las series que vamos a emplear.

Diversos métodos han sido propuestos para contrastar la estacionariedad de las series temporales³. En las tablas 15.1, 15.2 y 15.3 hemos recogido los valores del test de Phillips-Perron para las distintas series utilizadas⁴. El símbolo (***) muestra que la hipótesis nula de existencia de raíces unitarias se rechaza para un nivel de significación del 10%; por su parte, (**) muestra el rechazo de H_0 para un nivel de significación del 5%, mientras que (*) indica que H_0 es rechazada para un nivel de significación del 1%.

Variable	Test de Phillips-Perron
CT	-0.2393
CNDYS	-0.5232
Tasa de crecimiento del CT	-2.6464 (***)
Tasa de crecimiento del CNDYS	-2.6245 (***)
Tasa retorno IGTBM	-3.3596 (*)
Tasa retorno bancos	-3.6911 (*)
Tasa retorno eléctricas	-3.7094 (*)
Tasa retorno alimentación	-3.1111 (**)
Tasa retorno construcción	-3.4697 (**)
Tasa retorno inversión	-3.0005 (**)
Tasa retorno comunicaciones	-2.7065 (***)
Tasa retorno siderometalúrgicas	-4.1359 (*)
Tasa retorno químico-textil	-3.7428 (*)
Tasa retorno varios	-2.9555 (**)
Tipo de interés real	-2.3923
Tasa de inflación bruta	-1.5763

Tabla 15.1: Test de Phillips-Perron. Datos anuales.

Como podemos observar en la Tabla 15.1, tanto los niveles de consumo como el tipo

³Un repaso de las técnicas más básicas puede verse en Seddighi, Lawler y Katos (2000), cap. 7.

⁴La ventaja de este test es que considera explícitamente la existencia de correlación serial en el término de error. De modo paralelo hemos obtenido los valores del test de Dickey-Fuller aumentado, sin que los resultados varíen con los aquí expuestos. Un repaso de estas técnicas puede verse en Greene (1997), cap. 18 y Hamilton (1994), cap. 17.

de interés y la tasa bruta de inflación presentan indicios de no estacionariedad. Para solucionar este problema hemos tomado una diferencia de estas variables y hemos vuelto a calcular los valores del test de Phillips-Perron. La hipótesis nula de existencia de raíces unitarias se rechaza para un nivel de significación del 5% cuando consideramos la primera diferencia del consumo total y del consumo de bienes no duraderos y servicios. Por otro lado, también rechazamos la hipótesis nula de raíces unitarias para las primeras diferencias del tipo de interés real y de la tasa bruta de inflación; en este caso, el nivel de significación es del 1%.

Respecto a los datos trimestrales, los valores del test de Phillips-Perron se recogen en la Tabla 15.2. De nuevo, para los niveles de consumo no podemos rechazar la existencia de raíces unitarias. Por ello, procederemos a tomar diferencias en dichas variables. Si tomamos una diferencia en los niveles de consumo total y de consumo de bienes no duraderos y servicios podemos rechazar la hipótesis nula de existencia de raíces unitarias para un nivel de significación del 1% en ambos casos⁵.

Por último, la Tabla 15.3 recoge los resultados para el caso de los datos mensuales. Recordemos que, en este caso, el consumo de bienes no duraderos y servicios viene aproximado por el consumo mensual de gasolina. En el caso que nos ocupa, todas las variables analizadas nos permiten rechazar la existencia de raíces unitarias para un nivel de significación del 1%.

⁵Los valores del test de Phillips-Perron son -7.1392 para la primera diferencia del consumo total y -19.501 para la primera diferencia del consumo de bienes no duraderos y servicios.

Variable	Test de Phillips-Perron
CT	0.1312
CNDYS	-0.7812
Tasa de crecimiento del CT	-5.6288 (*)
Tasa de crecimiento del CNDYS	-18.090 (*)
Tasa retorno IGTBM	-8.3583 (*)
Tasa retorno bancos	-7.8851 (*)
Tasa retorno eléctricas	-8.3847 (*)
Tasa retorno alimentación	-7.8856 (*)
Tasa retorno construcción	-7.8231 (*)
Tasa retorno inversión	-7.7651 (*)
Tasa retorno comunicaciones	-8.7444 (*)
Tasa retorno siderometalúrgicas	-8.6486 (*)
Tasa retorno químico-textil	-8.5134 (*)
Tasa retorno varios	-8.1550 (*)
Tipo de interés real	-6.7585 (*)
Tasa de inflación bruta	-5.8521 (*)

Tabla 15.2: Test de Phillips-Perron. Datos trimestrales.

15.3 Función de utilidad intertemporalmente separable

15.3.1 Introducción

Quizá la especificación de la función de utilidad más utilizada en el contraste del modelo CCAPM sea la empleada por Hansen y Singleton (1982, 1983). Recordemos que, en este caso, la función de utilidad es separable intertemporalmente, lo que quiere decir que la utilidad total que el consumidor obtiene a lo largo de su vida no es más que la suma de las utilidades corrientes de los distintos períodos debidamente descontadas. Por otro lado, la función de utilidad corriente en este modelo se caracteriza por presentar un coeficiente

Variable	Test de Phillips-Perron
CNDYS	-3.9044 (*)
Tasa de crecimiento del CNDYS	-20.970 (*)
Tasa retorno IGTBM	-12.198 (*)
Tasa retorno bancos	-13.055 (*)
Tasa retorno eléctricas	-14.481 (*)
Tasa retorno alimentación	-13.198 (*)
Tasa retorno construcción	-12.461 (*)
Tasa retorno inversión	-13.910 (*)
Tasa retorno comunicaciones	-14.426 (*)
Tasa retorno siderometalúrgicas	-11.589 (*)
Tasa retorno químico-textil	-12.186 (*)
Tasa retorno varios	-13.963 (*)
Tipo de interés real	-12.439 (*)
Tasa de inflación bruta	-11.497 (*)

Tabla 15.3: Test de Phillips-Perron. Datos mensuales

de aversión relativa al riesgo constante⁶:

$$u(c_t) = \begin{cases} \frac{c_t^{1-\gamma}}{1-\gamma}, & 0 \leq \gamma < \infty, \gamma \neq 1 \\ \ln(c_t), & \gamma = 1 \end{cases} \quad (15.1)$$

El proceso de optimización del agente representativo nos lleva a la siguiente expresión para la Ecuación de Euler en este modelo:

$$1 = E_t \left[\beta \left(\frac{\tilde{c}_{t+1}}{c_t} \right)^{-\gamma} \tilde{R}_{t+1}^i \right], \quad \forall i \quad (15.2)$$

Este tipo de preferencias implican una relación inversa entre elasticidad de sustitución intertemporal y coeficiente de aversión relativa al riesgo. Concretamente,

$$\sigma = \frac{1}{\gamma} \quad (15.3)$$

⁶Recordemos que $CARR = -c_\tau \frac{u''(c_\tau)}{u'(c_\tau)}$. En el caso que nos ocupa, $u'(c_\tau) = c_\tau^{-\gamma}$ y $u''(c_\tau) = -\gamma c_\tau^{-\gamma-1}$. Por lo tanto, $CARR = \gamma$.

El contraste del modelo CCAPM bajo esta especificación de la función de utilidad ha llevado, salvo contadas excepciones, al rechazo del mismo. Así, Hansen y Singleton (1982) contrastan el modelo con datos de la economía norteamericana para el período 1959-1978⁷. Los parámetros estimados son los siguientes: $\gamma \in [1.68, 1.95]$, $\beta \in [0.99, 1)$. A pesar de que los valores obtenidos son plausibles, el test de sobreidentificación del modelo, lleva al rechazo del mismo.

Los resultados del modelo CCAPM no son mucho mejores en el trabajo de Mehra y Prescott (1985) en el que se inicia la literatura sobre el *rompecabezas de la prima de riesgo*. Mehra y Prescott utilizan datos de Estados Unidos para el período 1889-1978⁸. La función de utilidad elegida es la misma que en Hansen y Singleton (1982, 1983) y suponen que la tasa de crecimiento de las dotaciones sigue una cadena de Markov con dos posibles estados. Utilizando el método de calibración, concluyen que no es posible que el modelo reproduzca los valores medios de la prima de riesgo y del tipo de interés para valores del coeficiente de aversión relativa al riesgo plausibles⁹.

Muchos otros trabajos han contrastado el modelo bajo consideración para la economía norteamericana introduciendo modificaciones que permitan mejorar los resultados de Mehra y Prescott. Tal es el caso, entre otros, de Rietz (1988), Cecchetti y Mark (1990), Kocherlakota (1990b, 1996), Cochrane y Hansen (1992), Jorion y Giovaninni (1993), Cecchetti, Lam y Mark (1993, 1994), Heaton (1995) y Lettau y Uhlig (1997, 2000)¹⁰.

⁷Los datos son mensuales y recogen dos diferentes medidas del consumo real per cápita (consumo de bienes no duraderos y servicios de un lado, y consumo de bienes no duraderos de otro). Con respecto a las tasas de retorno, incluyen tres índices diferentes: la media simple de las tasas de retorno de todas las acciones que cotizan en la Bolsa de Nueva York, la media ponderada de dichas acciones y una media simple de las tasas de retorno de las acciones de un conjunto de industrias.

⁸Para una descripción de los datos utilizados, véase Mehra y Prescott (1985), págs. 147-49.

⁹Basándose en el trabajo de Friend y Blume (1975), consideran que el coeficiente de aversión relativa al riesgo puede situarse algo por encima de 2.

¹⁰Algunos de ellos, utilizan exactamente los mismos datos y la misma metodología que Mehra y Prescott (1985) e intentan arrojar luz sobre los problemas derivados de dicha investigación. Tal es el caso de Rietz (1988) y Kocherlakota (1990b, 1996). Rietz (1988) incluye un posible tercer estado en el proceso de Markov que gobierna las dotaciones (la posibilidad de bancarrota). Esto le permite resolver el enigma de la prima de riesgo. Por su parte, Kocherlakota (1990b) considera que el valor máximo de γ obtenido por Friend y Blume (1975) y tomado como referencia por Mehra y Prescott (1985) presenta un claro sesgo a la baja. Así, el enigma de la prima de riesgo no es tal; en su trabajo obtiene un valor

Pero el modelo intertemporalmente separable también ha sido aplicado a economías distintas a la norteamericana con el objetivo de demostrar que el rompecabezas de la prima de riesgo no es un fenómeno propio de la economía estadounidense. Los trabajos de Sauer y Murphy (1992) y Meyer (1999) contrastan el modelo con datos de Alemania; Hamori (1992) y Bakshi y Naka (1997) analizan el caso de Japón; Lund y Engsted (1996) contrastan el modelo para el caso de cuatro países europeos: Alemania, Dinamarca, Suecia y Reino Unido.

Todos los trabajos anteriores consideran que los mercados son perfectos y sin fricciones. En un intento de explicar el rompecabezas de la prima de riesgo, Mankiw y Zeldes (1991) utilizan el modelo CCAPM con función de utilidad intertemporalmente separable y coeficiente de aversión relativa al riesgo constante, suponiendo que el mercado está segmentado para el caso de Estados Unidos¹¹. Attanasio, Banks y Tanner (1998) realizan un estudio en la misma línea para el caso del Reino Unido.

La función de utilidad intertemporalmente separable ha sido también utilizada en el contraste del modelo CCAPM para la economía española. Rubio (1995) y Rodríguez López (1997) contrastan el modelo para el caso español utilizando metodologías diferentes¹². En el primero de los casos, los valores obtenidos de γ son superiores a 60, valores excesivamente elevados para ser considerados razonables. Los resultados obtenidos por Rodríguez López sitúan el valor estimado de γ entre 0 y 13, si bien las estimaciones son muy sensibles a los instrumentos utilizados y el modelo es rechazado en diversas ocasiones. Otros trabajos que aplican la función de utilidad bajo consideración a la

de γ superior a 13, valor que considera perfectamente plausible.

¹¹La idea es simple: el consumo agregado recoge el consumo tanto de los accionistas como de los no accionistas. Ésta puede ser una razón por la que surge el rompecabezas de la prima de riesgo en el sentido de que el consumo de los accionistas es más volátil que el de los no accionistas y, además, su correlación con las tasas de retorno de los activos es mayor. El valor obtenido del coeficiente de aversión relativa al riesgo cuando se considera únicamente el grupo de accionistas, se reduce desde más de 100 para el conjunto de la población hasta 35.2 al considerar únicamente el mencionado grupo. Así pues, aunque el valor obtenido sigue siendo inaceptable, es cierto que los resultados mejoran, por lo que segmentar el mercado podría ser una vía para resolver el rompecabezas de la prima de riesgo.

¹²Calibración en el caso de Rubio (1995) y estimación por GMM en el caso de Rodríguez López (1997).

economía española son Ayuso, Rubio y Tusell (1987, 1988)¹³, Alonso y Ayuso (1996), Ayuso (1996) y Ayuso y López-Salido (1997a, 1997b).

15.3.2 La estimación del modelo

El modelo ha sido estimado utilizando el Método Generalizado de los Momentos. Partiendo de la expresión (15.2), definimos el término de error, u_{t+1} , como:

$$u_{t+1} = \left[1 - \beta \left(\frac{\tilde{c}_{t+1}}{c_t} \right)^{-\gamma} \tilde{R}_{t+1}^i \right] \quad (15.4)$$

Las condiciones de ortogonalidad pueden expresarse como

$$E [u_{t+1} \mathbf{Z}_t] = 0 \quad (15.5)$$

donde \mathbf{Z}_t es el vector de instrumentos.

Activos e instrumentos empleados

Hemos realizado un amplio estudio del modelo bajo consideración. Hemos considerado, por un lado, lo que podríamos denominar *estimación individual*, que incluye la utilización de las siguientes tasas de retorno:

1. Índice General Total de la Bolsa de Madrid.
2. Índice del grupo bancos.
3. Índice del grupo eléctricas.
4. Índice del grupo alimentación.

¹³En este caso, la idea es estimar el coeficiente de aversión relativa al riesgo para España durante el período 1962-84 aplicando la transformación propuesta por Rubinstein (1976), que permite eludir la utilización de datos de consumo, a la función de utilidad isoelástica. Esta misma idea es aplicada por Campbell (1993) y, al caso español, por Nieto (2001).

5. Índice del grupo construcción.
6. Índice del grupo inversión.
7. Índice del grupo comunicaciones.
8. Índice del grupo siderometalúrgicas.
9. Índice del grupo químico-textil.
10. Índice del grupo varios.

Por otro lado hemos procedido a utilizar de modo conjunto la información relativa a las tasas de retorno individuales anteriormente citadas junto con el tipo de interés real. Denominaremos a ésta *estimación agregada*.

Con respecto a los datos de consumo hemos utilizado los que a continuación se exponen:

1. Datos anuales de consumo total, 1964-99.
2. Datos anuales de consumo de bienes no duraderos y servicios, 1964-99.
3. Datos trimestrales de consumo total, 1970:I-1999:IV.
4. Datos trimestrales de consumo de bienes no duraderos y servicios, 1970:I-1999:IV.
5. Datos mensuales de consumo de gasolina, 1980:1-1999:12.

Por último, respecto a los instrumentos, recordemos que la teoría únicamente exige que se trate de variables conocidas por los agentes en el momento en el que toman sus decisiones de consumo e inversión¹⁴. Para la estimación individual hemos elaborado los 7 siguientes grupos de instrumentos¹⁵:

¹⁴Algunos autores utilizan criterios de selección tales como la capacidad predictiva de los instrumentos en relación a las tasas de retorno. Sin embargo, no consideramos que éste sea un criterio acorde con los fundamentos de la teoría financiera.

¹⁵Cuando el modelo puede considerarse correcto, los valores estimados de los parámetros no deberían ser sensibles a los instrumentos utilizados. La consideración de 7 diferentes grupos de instrumentos pretende comprobar si, efectivamente, esto es cierto para el caso español.

1. I1: una constante, un retardo de la tasa de crecimiento del consumo y un retardo de la tasa de retorno del activo bajo consideración.
2. I2: una constante, dos retardos de la tasa de crecimiento del consumo y dos retardos de la tasa de retorno del activo bajo consideración.
3. I3: una constante, un retardo de la tasa de retorno del activo bajo consideración y un retardo de la tasa de inflación bruta.
4. I4: una constante, dos retardos de la tasa de retorno del activo bajo consideración y dos retardos de la tasa de inflación bruta.
5. I5: una constante, dos retardos de la tasa de crecimiento del consumo y un retardo del tipo de interés libre de riesgo.
6. I6: una constante, un retardo de la tasa de crecimiento del consumo, un retardo de la tasa de retorno del activo bajo consideración, un retardo de la tasa de inflación bruta y un retardo del tipo de interés libre de riesgo.
7. I7: una constante y dos retardos de la tasa de inflación bruta.

Para la estimación agregada hemos utilizado los siguientes instrumentos:

1. I1: una constante, un retardo de la tasa de crecimiento del consumo y un retardo de las tasas de retorno de los activos utilizados.
2. I2: una constante, dos retardos de la tasa de crecimiento del consumo y un retardo de las tasas de retorno de los activos utilizados.
3. I3: una constante, un retardo de las tasas de retorno de los activos utilizados y un retardo de la tasa de inflación bruta.
4. I4: una constante, un retardo de las tasas de retorno de los activos utilizados y dos retardos de la tasa de inflación bruta.

5. I5: igual que en la estimación desagregada.
6. I6: una constante, un retardo de las tasas de retorno de los activos utilizados, un retardo de la tasa de crecimiento del consumo y un retardo de la tasa de inflación bruta.
7. I7: igual que en la estimación desagregada.

15.3.3 Resultados de la estimación

Datos anuales

Cuando estimamos el modelo utilizando datos anuales de consumo y de tasas de retorno observamos los siguientes resultados:

1. El factor de descuento subjetivo estimado es significativamente distinto de cero en todos los casos considerados. En diversas ocasiones, β toma valores superiores a la unidad. Aunque este resultado pudiera parecer en principio contrario a la teoría económica, Kocherlakota (1990a) demostró que un valor de $\beta > 1$ es perfectamente posible en economías en crecimiento y que, de hecho, la consideración de valores de β superiores a la unidad podría ayudar en parte a resolver el rompecabezas de la prima de riesgo¹⁶.
2. Los valores estimados de γ se muestran claramente sensibles a los instrumentos utilizados y resultan no significativos en buena parte de los casos considerados.
3. El contraste de las restricciones de sobreidentificación del modelo no permite rechazarlo en ninguno de los casos considerados.

¹⁶Concretamente, Kocherlakota demuestra que aunque $\beta > 1$:

- (a) En una economía de dotaciones, es posible encontrar un equilibrio con tipos de interés reales positivos;
- (b) Los individuos prefieren consumir hoy a hacerlo en el futuro.

La idea esencial es que en economías en las que el consumo crece a lo largo del tiempo, tipos de interés reales positivos no son inconsistentes con factores de descuento subjetivos superiores a la unidad.

Analicemos con más detalle los resultados obtenidos en función del tipo de consumo considerado¹⁷. Los datos de consumo total generan los siguientes resultados:

1. En la estimación individual, sólo en 24 de las 70 estimaciones realizadas se obtienen resultados simultáneamente significativos de los dos parámetros de preferencias. El valor estimado de β se sitúa en torno a la unidad o levemente por encima de ésta. Respecto al valor estimado del coeficiente de aversión relativa al riesgo, la sensibilidad a los instrumentos utilizados es clara. Así, obtenemos valores estimados que van desde 3.48 (bancos, I2) hasta 20.13 (alimentación, I4). Los valores estimados de γ son mayores cuando se consideran los grupos de instrumentos I3 e I4.
2. La tasa de retorno del grupo bancos genera estimaciones de β y γ significativamente distintas de cero para los 7 grupos de instrumentos considerados. Todo lo contrario ocurre con las tasas de retorno de los grupos eléctricas y comunicaciones.
3. En la estimación agregada, en 4 de los 7 casos estimados los dos parámetros de preferencias resultan significativamente distintos de cero de modo simultáneo. Los valores estimados de β se sitúa en los 4 casos muy próximos a la unidad, mientras que los valores de γ se sitúa en torno al valor 2. Parece que el uso conjunto de toda la información sobre los activos considerados reduce de modo significativo la sensibilidad de las estimaciones a los instrumentos utilizados.

Hemos recogido algunos de los resultados más relevantes en la Tabla 15.4.

Con respecto a los resultados obtenidos con datos anuales de consumo de bienes no duraderos y servicios, las principales conclusiones son las siguientes:

1. Una vez más, β resulta significativo en todos los casos analizados, situándose por encima de la unidad en diversas ocasiones.

¹⁷El resumen completo de todas las estimaciones realizadas aparece en el Apéndice, sección A.1.

CT ANUAL

\tilde{R}_{t+1}^i (Inst.)	β	Valor-p	γ	Valor-p	Test Hansen	Valor-p
IGTBM (I3)	1.2734	0.0000	12.233	0.0239	1.5319	0.2158
Bancos (I1)	1.0665	0.0000	4.1381	0.0240	0.9315	0.3344
Bancos (I3)	1.2589	0.0000	11.656	0.0168	1.1837	0.2766
Bancos (I6)	1.0210	0.0000	3.9052	0.0234	2.3004	0.5124
Alimentación (I3)	1.2591	0.0000	20.132	0.0271	3.9428	0.2677
Construcción (I1)	1.1070	0.0000	4.5354	0.0626	1.6367	0.2007
Químico-textil (I3)	1.3640	0.0000	12.831	0.0456	0.9907	0.3195
Varios (I2)	1.3817	0.0000	7.0985	0.0024	4.4190	0.2196
Varios (I6)	1.1987	0.0000	4.3068	0.0344	2.8097	0.4218
Est. agregada (I2)	1.0554	0.0000	2.2453	0.0037	7.2274	0.9999
Est. agregada (I3)	1.0183	0.0000	2.1713	0.0045	6.5528	0.9999
Est. agregada (I4)	0.9736	0.0000	1.7067	0.0729	7.5343	0.9999
Est. agregada (I6)	1.0195	0.0000	2.2412	0.0013	6.5870	0.9999

Tabla 15.4: Función de utilidad intertemporalmente separable: datos anuales de consumo total. Resultados más significativos

2. En la estimación individual, sólo en 12 de las 70 estimaciones realizadas el coeficiente de aversión relativa al riesgo resulta significativo. El máximo valor que toma dicho coeficiente se obtiene con el IGTBM y el conjunto de instrumentos I2: $\gamma = 16.68$.
3. En la estimación agregada, de nuevo los valores estimados de γ se sitúan en torno al valor 2 y las estimaciones se muestran poco sensibles a los instrumentos utilizados.

Recogemos los resultados más significativos en la Tabla 15.5.

Si comparamos las estimaciones obtenidas con los dos distintos tipos de consumo considerados que coinciden en cuanto a la tasa de retorno y al grupo de instrumentos utilizados, obtenemos una interesante conclusión: las estimaciones de γ son menores cuando se utilizan datos de consumo total que cuando se consideran únicamente los datos de consumo no duradero y servicios. Parece pues que la consideración de los flujos de consumo derivados de los bienes de consumo duraderos no es una cuestión baladí, ya que podría mejorar los resultados del rompecabezas de la prima de riesgo.

CNDYS ANUAL

\tilde{R}_{t+1}^i (Inst.)	β	Valor-p	γ	Valor-p	Test Hansen	Valor-p
IGTBM (I2)	1.3821	0.0000	16.689	0.0506	1.5558	0.2122
Bancos (I1)	1.0545	0.0000	4.0992	0.0794	0.7543	0.3850
Bancos (I3)	1.3196	0.0000	14.709	0.0543	1.0769	0.2993
Químico-textil (I3)	1.4571	0.0000	15.692	0.0420	1.5174	0.2180
Varios (I2)	1.3314	0.0000	7.0030	0.0186	4.6077	0.2028
Est. agregada (I1)	1.0190	0.0000	2.5680	0.0160	6.5258	0.9999
Est. agregada (I2)	1.0057	0.0000	1.8104	0.0284	7.2434	0.9999
Est. agregada (I3)	1.0228	0.0000	2.4624	0.0114	6.4577	0.9999
Est. agregada (I4)	1.0271	0.0000	2.7134	0.0016	6.5450	0.9999

Tabla 15.5: Función de utilidad intertemporalmente separable: datos anuales de consumo de bienes no duraderos y servicios. Resultados más significativos

Datos trimestrales

Comenzamos analizando los resultados obtenidos con datos trimestrales de consumo total:

1. El factor de descuento subjetivo estimado es significativamente distinto de cero en todos los casos considerados, tanto de la estimación individual como de la estimación agregada.
2. En la estimación individual, obtenemos estimaciones simultáneamente significativas de β y γ en 36 casos. En ellos se observa:
 - (a) Las estimaciones de γ son enormemente sensibles a los instrumentos utilizados. Así, por ejemplo, para una misma tasa de retorno, por ejemplo la del grupo alimentación, el valor estimado de γ varía entre 4.17, para el conjunto de instrumentos I2, y 23.16, para el grupo de instrumentos I3. Además, en múltiples ocasiones los valores estimados de γ son demasiado elevados como para poder considerarse verosímiles.
 - (b) Los valores estimados de β , aunque resultan en algunos casos superiores a la unidad, son muy inferiores a los que obtuvimos con datos anuales de consumo total.

CT TRIMESTRAL

\tilde{R}_{t+1}^i (Inst.)	β	Valor-p	γ	Valor-p	Test Hansen	Valor-p
IGTBM (I3)	1.0899	0.0000	16.084	0.0193	1.6891	0.1937
Bancos (I5)	1.1076	0.0000	19.294	0.0072	3.1568	0.2062
Eléctricas (I3)	1.0862	0.0000	15.613	0.0124	0.7261	0.3941
Alimentación (I2)	1.0363	0.0000	4.1758	0.0448	4.7131	0.1940
Alimentación (I4)	1.1264	0.0000	21.994	0.0016	1.1718	0.7597
Construcción (I3)	1.1022	0.0000	17.233	0.0407	1.4614	0.2267
Inversión (I6)	0.9938	0.0000	4.8853	0.0377	4.9639	0.1744
Comunicaciones (I3)	1.1020	0.0000	18.485	0.0312	2.1763	0.1401
Siderometalúrgicas (I4)	1.0243	0.0000	4.3993	0.0876	9.0737	0.0283
Químico-textil (I2)	1.0279	0.0000	4.5798	0.0431	3.5776	0.3108
Varios (I1)	1.0283	0.0000	3.2953	0.0433	1.3032	0.2536
Est. agregada (I4)	1.0146	0.0000	4.0483	0.0592	7.8302	0.9999

Tabla 15.6: Función de utilidad intertemporalmente separable: datos trimestrales de consumo total. Resultados más significativos

3. El modelo se rechaza en 7 de los casos considerados por el contraste de las restricciones de sobreidentificación del mismo. Concretamente, el modelo no supera el contraste mencionado en los siguientes casos: bancos (I3), eléctricas (I1), comunicaciones (I5) y siderometalúrgicas (I3, I4, I5 e I6)
4. En la estimación agregada, sólo obtenemos 2 casos en los que β y γ son significativamente distintos de cero (grupos de instrumentos I4 e I7). Sin embargo, el valor estimado de γ para el grupo I7 (45.24) resulta totalmente inverosímil.

La Tabla 15.6 recoge algunos de los resultados más significativos.

Los datos trimestrales de consumo de bienes no duraderos y servicios generan los siguientes resultados:

1. El factor de descuento subjetivo se estima con bastante precisión y es significativamente distinto de cero en todos los casos considerados.
2. En la estimación individual, obtenemos 26 casos en los que γ resulta significativamente distinto de cero. Las estimaciones son claramente sensibles a los instrumentos utilizados.

CNDYS TRIM.

\tilde{R}_{t+1}^i (Inst.)	β	Valor-p	γ	Valor-p	Test Hansen	Valor-p
IGTBM (I2)	0.9953	0.0000	1.3196	0.0863	4.9046	0.1789
Bancos (I3)	1.0281	0.0000	8.4396	0.0967	4.2421	0.0394
Eléctricas (I2)	0.9872	0.0000	0.9543	0.0852	4.9010	0.1791
Construcción (I2)	1.0184	0.0000	2.5026	0.0008	2.6573	0.4475
Inversión (I5)	0.9901	0.0000	1.1867	0.0680	3.6911	0.1579
Comunicac. (I7)	1.0034	0.0000	7.2350	0.0943	3.0674	0.0798
Siderometal.(I7)	1.0184	0.0000	8.6141	0.0806	2.0801	0.1492
Químico-textil (I4)	1.0228	0.0000	6.3445	0.0963	6.1346	0.1052
Varios (I6)	1.0208	0.0000	3.7116	0.0238	3.1955	0.3624
Est. agregada (I2)	0.9845	0.0000	0.4862	0.0588	9.1241	0.9999
Est. agregada (I7)	1.0058	0.0000	6.3259	0.0857	3.9962	0.9999

Tabla 15.7: Función de utilidad intertemporalmente separable: datos trimestrales de consumo de bienes no duraderos y servicios. Resultados más significativos

3. El modelo se rechaza en 10 de los casos considerados en la estimación individual.
4. En la estimación agregada, sólo en 2 ocasiones (I2 e I7) obtenemos valores de β y γ significativos (el nivel de significación para γ es sólo del 10% en ambos casos).

La Tabla 15.7 resume los resultados más significativos.

Datos mensuales

La consideración de datos mensuales tanto de consumo como de tasas de retorno se traduce en una significativa reducción de los valores estimados de γ . Igualmente, llama la atención que en ningún caso el valor estimado de β exceda de la unidad como ocurría con datos anuales y trimestrales.

Los principales resultados obtenidos con datos mensuales de consumo de gasolina, como variable sustitutiva del consumo de bienes no duraderos, han sido recogidos en la Tabla 15.8.

El modelo es rechazado en 6 de los casos analizados; en los 6 casos, el grupo de instrumentos considerado es o bien I1 o bien I4.

CNDYS MENSUAL

\tilde{R}_{t+1}^i (Inst.)	β	Valor-p	γ	Valor-p	Test Hansen	Valor-p
IGTBM (I1)	0.9886	0.0000	0.2411	0.0351	2.9875	0.0839
IGTBM (I2)	0.9883	0.0000	0.1517	0.0969	4.6046	0.2031
Alimentación (I6)	0.9835	0.0000	0.3772	0.0994	4.1604	0.2446
Construcción (I1)	0.9870	0.0000	0.3208	0.0805	4.3892	0.0361
Comunicaciones (I1)	0.9826	0.0000	0.2720	0.0300	0.0005	0.9820
Siderometalúrgicas (I6)	0.9887	0.0000	0.3726	0.0301	4.8971	0.1794
Químico-textil (I2)	0.9850	0.0000	0.2002	0.0736	4.1146	0.2493
Est. agregada (I1)	0.9885	0.0000	0.1645	0.0463	11.502	0.9994
Est. agregada (I2)	0.9901	0.0000	0.1149	0.0787	10.614	0.9999
Est. agregada (I3)	0.9900	0.0000	0.2396	0.0997	8.1498	0.9999

Tabla 15.8: Función de utilidad intertemporalmente separable: datos mensuales de consumo de gasolina. Resultados más significativos

15.4 Formación externa de hábitos en el consumo

15.4.1 Introducción

Consideraremos ahora la función de utilidad propuesta por Abel (1990) en la que se plantea la posibilidad de que la utilidad de los agentes incluya la formación externa de hábitos, es decir, que dependa de la relación que exista entre el consumo del agente considerado y el consumo agregado de la economía. Recordemos la Ecuación de Euler resultante en este caso:

$$1 = E_t \left[\beta \left(\frac{\tilde{C}_{t+1}}{C_t} \right)^{-\gamma} \left(\frac{C_t}{C_{t-1}} \right)^{-(1-\gamma)} \tilde{R}_{t+1}^i \right], \forall i$$

Abel (1990) utiliza los mismos datos que Mehra y Prescott (1985) y la ya comentada función con creación externa de hábitos. A diferencia de Mehra y Prescott, supone que la tasa de crecimiento del consumo se distribuye de forma idéntica e independiente a lo largo del tiempo. Los resultados del ejercicio de calibración del modelo son mejores que en el caso de Mehra y Prescott, en el sentido de que se consigue reproducir los datos reales con valores de γ que se pueden considerar admisibles. Por su parte, Campbell y Cochrane

(1999, 2000) utilizan una función de utilidad con formación de hábitos dependiente de la ratio $S_t = \frac{C_t - X_t}{S_t}$. En el trabajo del año 1999, calibran el modelo, obteniendo que, en el estado estable, el valor de $\gamma = 48.4$. Por tanto, no consiguen resolver el rompecabezas de la prima de riesgo, si bien señalan que el problema puede que no esté en el modelo, sino en lo que se consideran valores normales o aceptables de γ . En el trabajo del año 2000, calculan los errores de especificación de distintas especificaciones de la función de utilidad en el modelo CCAPM, así como el del modelo CAPM. Concluyen que este último explica mejor el comportamiento de las tasas de retorno en Estados Unidos durante el período elegido. No obstante, resaltan de nuevo que los malos resultados del modelo CCAPM no muestran que tal modelo sea incorrecto, sino que se deben más bien a las especificaciones de las preferencias o a problemas de medida de los datos.

La existencia de hábitos ha sido también analizada en Cecchetti, Lam y Mark (1994) y Bakshi y Naka (1997), entre otros. En general, los resultados obtenidos mejoran el rompecabezas de la prima de riesgo en comparación con la función de utilidad intertemporalmente separable, si bien no lo resuelven.

15.4.2 La estimación del modelo

Partiendo de la expresión (10.3), podemos definir u_{t+1} como:

$$u_{t+1} = \left[1 - \beta \left(\frac{C_t}{C_{t-1}} \right)^{-(1-\gamma)} \left(\frac{\tilde{C}_{t+1}}{C_t} \right)^{-\gamma} \tilde{R}_{t+1}^i \right] \quad (15.6)$$

La estimación por el método GMM exigirá el cumplimiento de las condiciones de ortogonalidad entre u_{t+1} y un conjunto de variables conocidas por el agente en el momento t , \mathbf{Z}_t :

$$E [u_{t+1} \mathbf{Z}_t] = 0 \quad (15.7)$$

Activos e instrumentos empleados

De nuevo hemos considerado las tasas de retorno individuales de los siguientes activos (*estimación individual*):

1. Índice General Total de la Bolsa de Madrid.
2. Índice del grupo bancos.
3. Índice del grupo eléctricas.
4. Índice del grupo alimentación.
5. Índice del grupo construcción.
6. Índice del grupo inversión.
7. Índice del grupo comunicaciones.
8. Índice del grupo siderometalúrgicas.
9. Índice del grupo químico-textil.
10. Índice del grupo varios.

Por otro lado hemos procedido a utilizar de modo conjunto la información relativa a las tasas de retorno individuales anteriormente citadas junto con el tipo de interés real. Denominaremos a ésta *estimación agregada*.

Con respecto a los datos de consumo e instrumentos empleados, hemos utilizado exactamente los mismos que en el caso de la función de utilidad intertemporalmente separable, por lo que no los repetiremos de nuevo.

15.4.3 Resultados de la estimación

Datos anuales

En general, hemos de señalar que los resultados obtenidos son mejores que los que obteníamos cuando considerábamos la función de utilidad intertemporalmente separable. Como veremos, las estimaciones de los dos parámetros implicados son más estables y el modelo no puede rechazarse en ninguno de los casos considerados.

Comenzamos analizando los principales resultados obtenidos cuando consideramos datos anuales de consumo total:

1. El factor de descuento subjetivo es significativo en todos los casos considerados y se estima con bastante precisión. No obstante, el valor estimado depende del activo considerado. En algunos casos, el valor estimado de β es superior a la unidad¹⁸.
2. Con respecto al parámetro de aversión relativa al riesgo, resulta significativo en 38 de las 77 estimaciones realizadas. En todos los casos en que el parámetro estimado es significativo, su signo es el correcto.
3. El contraste de las restricciones de sobreidentificación del modelo no permite rechazarlo en ninguno de los casos considerados.
4. Analicemos con más detalle los resultados obtenidos:
 - (a) Si consideramos la tasa de retorno obtenida a partir del IGTBM, obtenemos 4 casos en los que ambos parámetros estimados son significativos (I2, I3, I4 e I5). En los casos I2 e I5, el valor estimado de β se sitúa en torno a 0.93, en tanto que el valor estimado de γ se sitúa por encima de 2. En los casos I3 e I4, el valor de β es superior a la unidad; concretamente, $\beta = 1.25$ en el caso I3 y $\beta = 1.22$ en el caso I4. Llama la atención que al igual que el valor de β

¹⁸Véase Kocherlakota (1990a), *op. cit.*

es superior a los dos casos anteriores, el valor estimado de γ es también muy superior a los mencionados, situándose en los dos casos por encima de 5.

- (b) Utilizando la tasa de retorno del grupo bancos, los dos parámetros resultan simultáneamente significativos en 6 de las 7 estimaciones realizadas (en todos los casos, salvo I7). De nuevo, observamos que los valores estimados de los parámetros son más elevados en los casos I3 e I4.
- (c) En el caso de la tasa de retorno del sector eléctricas, sólo obtenemos un caso en que ambos parámetros resulten simultáneamente significativos: I4. En este caso, $\beta = 1.05$ y $\gamma = 3.82$. En el caso de la tasa de retorno del grupo comunicaciones, los parámetros no son simultáneamente significativos en ninguno de los casos estimados.
- (d) La pauta de comportamiento del valor estimado de γ se repite en el caso del grupo alimentación, es decir, el valor estimado resulta mucho más elevado en los casos I3 e I4.
- (e) Los valores estimados de β utilizando el grupo construcción se sitúan en todos los casos en que ambos parámetros son simultáneamente significativos por encima de la unidad. De nuevo, el valor estimado de γ es superior a 5 en el caso I3, mientras que en I1, I2 e I5 se sitúa entre 1.93 y 2.41.
- (f) Con el grupo inversión obtenemos un valor estimado de γ superior a los ya mencionados con el grupo I3. Concretamente $\gamma = 7.7863$. Igualmente, el valor de β es también más elevado que en los casos anteriores, $\beta = 1.54$.
- (g) Los valores estimados de β con el grupo siderometalúrgicas (para los que ambos parámetros resultan simultáneamente significativos) son de nuevo muy elevados; concretamente, $\beta = 1.49$ con el grupo I3 y $\beta = 1.57$ con el grupo I5. Los valores estimados de γ se sitúan por encima de 4 en ambos casos.
- (h) Los grupos de instrumentos I3 e I4 resultan en los más altos valores estimados de γ para el grupo químico-textil. Concretamente, $\gamma = 9.11$ en el caso I3 y

$\gamma = 8.86$ en el caso I4. De nuevo, β toma valores superiores a la unidad en ambos casos.

- (i) El grupo varios genera valores de los dos parámetros simultáneamente diferentes de cero en 6 de los 7 casos estimados. Los valores de β se sitúan en todos los casos por encima de la unidad, mientras que los valores estimados de γ se sitúan entre 1.61 (I6) y 3.98 (I4).
- (j) La estimación agregada arroja resultados significativos de ambos parámetros con los grupos de instrumentos I1, I2, I3 I5 e I6. Salvo para el caso I5, los valores estimados de γ se sitúan por debajo de la unidad, mientras que los de β se sitúan por encima de ésta.

La Tabla 15.9 recoge los resultados más significativos obtenidos con datos anuales de consumo total¹⁹.

La Tabla 15.10 recoge las estimaciones más significativas obtenidas con datos anuales de consumo de bienes no duraderos y servicios. Resumimos en los siguientes los principales resultados:

1. De nuevo el factor de descuento subjetivo resulta significativo en todos los casos considerados.
2. Cuando se consideran las tasas de retorno del IGTBM y de los grupos inversión y comunicaciones no se obtienen estimaciones simultáneamente significativas de los dos parámetros para ninguno de los grupos de instrumentos utilizados.
3. Todos los valores estimados de γ que resultan significativos tienen el signo correcto.
4. El contraste de las restricciones de sobreidentificación del modelo no permite rechazarlo en ninguno de los casos considerados.

¹⁹Recogemos únicamente los casos en que ambos parámetros son significativos al 5%. Los resultados completos están recogidos en el Apéndice, sección A.2.

CT ANUAL

\tilde{R}_{t+1}^i (Inst.)	β	Valor-p	γ	Valor-p	Test Hansen	Valor-p
IGTBM (I2)	0.9380	0.0000	2.6910	0.0129	3.4133	0.3321
IGTBM (I5)	0.9366	0.0000	2.3687	0.0273	4.1738	0.1240
Bancos (I1)	0.9741	0.0000	1.6900	0.0018	3.0863	0.0789
Bancos (I2)	0.9889	0.0000	1.9707	0.0004	3.6609	0.3004
Bancos (I3)	1.2660	0.0000	5.7763	0.0313	0.8521	0.3559
Bancos (I5)	0.9755	0.0000	1.6646	0.0010	2.8613	0.2391
Bancos (I6)	0.9797	0.0000	1.6883	0.0002	3.3955	0.3345
Eléctricas (I5)	1.0502	0.0000	3.8211	0.0203	2.3652	0.5001
Alimentación (I2)	1.3025	0.0000	2.2612	0.0492	4.2734	0.2334
Alimentación (I3)	1.0007	0.0000	6.3971	0.0162	2.4041	0.1210
Alimentación (I4)	1.0248	0.0000	6.5373	0.0047	3.1308	0.3718
Alimentación (I5)	1.3686	0.0000	3.1388	0.0432	3.7613	0.1524
Construcción (I1)	1.0896	0.0000	1.9332	0.0094	2.0259	0.1546
Construcción (I2)	1.2059	0.0000	2.3540	0.0277	4.1318	0.2475
Construcción (I3)	1.3416	0.0000	5.7105	0.0147	1.6745	0.1956
Construcción (I5)	1.2051	0.0000	2.4115	0.0476	4.2129	0.1216
Construcción (I6)	1.0435	0.0000	1.6685	0.0058	3.0188	0.3887
Inversión (I3)	1.5449	0.0007	7.7863	0.0417	0.6715	0.4125
Inversión (I5)	1.1772	0.0000	2.5207	0.0385	4.0670	0.1308
Siderometalúrgicas (I3)	1.4900	0.0000	6.8428	0.0115	1.2261	0.2681
Siderometalúrgicas (I5)	1.5781	0.0000	4.2874	0.0403	3.5301	0.1711
Químico-textil (I3)	1.2803	0.0000	9.1113	0.0054	2.2410	0.1343
Químico-textil (I4)	1.5089	0.0000	8.8690	0.0000	2.9229	0.4036
Varios (I1)	1.1662	0.0000	1.7257	0.0368	1.3869	0.2389
Varios (I2)	1.3676	0.0000	3.1376	0.0033	3.7649	0.2879
Varios (I3)	1.3281	0.0000	3.9806	0.0481	1.2387	0.2657
Varios (I4)	1.5075	0.0000	3.7603	0.0004	3.4045	0.3333
Varios (I5)	1.3940	0.0000	3.3493	0.0044	3.7145	0.1560
Varios (I6)	1.1519	0.0000	1.6188	0.0377	2.8461	0.4159
Est. agregada (I1)	1.0012	0.0000	0.9220	0.0267	6.4390	0.9999
Est. agregada (I2)	1.0210	0.0000	0.8021	0.0212	7.0461	0.9999
Est. agregada (I3)	1.0107	0.0000	0.9741	0.0299	6.4537	0.9999
Est. agregada (I5)	0.9862	0.0000	3.6740	0.0103	2.4830	0.9999
Est. agregada (I6)	1.0126	0.0000	1.0195	0.0038	6.4657	0.9999

Tabla 15.9: Función de utilidad con formación externa de hábitos: datos anuales de consumo total. Resultados más significativos

5. Analicemos de forma más detallada los resultados obtenidos:

- (a) La tasa de retorno del grupo bancos genera estimaciones simultáneamente significativas de los dos parámetros en 5 de los 7 casos estimados. Las estimaciones resultan bastante estables y no parecen sensibles a los instrumentos utilizados como lo demuestra el hecho de que el valor estimado de β se sitúe en todos los casos en torno a 0.98 y el valor estimado de γ en torno a 1.8.
- (b) La tasa de retorno del grupo eléctricas sólo genera resultados de ambos parámetros simultáneamente significativos cuando consideramos el grupo de instrumentos I4.
- (c) La tasa de retorno del grupo alimentación genera estimaciones de los parámetros significativas en 5 de los 7 casos analizados. Sin embargo, las estimaciones parecen sensibles a los instrumentos utilizados. Así, β se sitúa en torno a 1.13 cuando se utilizan los grupos de instrumentos I3, I4 e I6 y en torno a 1.46 cuando se consideran los grupos de instrumentos I2 e I5. De modo similar, γ resulta muy sensible a los instrumentos utilizados como lo demuestra el hecho de que $\gamma = 1.99$ con el grupo I6 y $\gamma = 14.46$ con el grupo I5. Similares resultados se obtienen con las tasas de retorno de los grupos construcción y varios.
- (d) El grupo siderometalúrgicas genera estimaciones de β realmente elevadas con el grupo de instrumentos I3; concretamente, $\beta = 1.58$. En este caso, $\gamma = 8.88$. Con el grupo de instrumentos I5, $\beta = 1.32$ y $\gamma = 3.34$.
- (e) Algo similar a lo anterior obtenemos en el caso del grupo químico-textil. El grupo de instrumentos I3 resulta en un valor estimado de $\beta = 1.28$ y de $\gamma = 12.22$, mientras que con el grupo I5 los valores estimados de los parámetros son sensiblemente inferiores ($\beta = 1.17$, $\gamma = 2.42$).
- (f) La estimación agregada arroja valores estimados de β muy próximos a la unidad, en tanto que el valor máximo estimado de γ se sitúa en 2.62 para el

grupo de instrumentos I3.

Al igual que observamos en el caso de la función de utilidad intertemporalmente separable, la consideración del consumo duradero se traduce en una reducción de los valores estimados del parámetro de aversión relativa al riesgo, lo que de nuevo pone de manifiesto la necesidad de considerar este tipo de bienes como parte del consumo. Así, por ejemplo, la tasa de retorno del grupo bancos con el grupo de instrumentos I3, resulta en un $\gamma = 5.7763$ cuando utilizamos datos de consumo total y en un valor $\gamma = 11.099$ cuando consideramos sólo consumo de bienes no duraderos y servicios.

Datos trimestrales

Lo primero que llama la atención es la reducción del número de casos estimados en los que los parámetros resultan significativamente distintos de cero de un modo simultáneo. Por otro lado, el uso de datos trimestrales nos llevará rechazar el modelo en un importante número de casos, a diferencia de lo que ocurría en el caso en el que los datos utilizados tenían frecuencia anual.

Resumimos a continuación los principales resultados obtenidos con datos trimestrales de consumo total:

1. Los valores estimados de los parámetros son significativos de modo simultáneo para las tasas de retorno del IGTBM, bancos, eléctricas, alimentación y construcción únicamente con los grupos de instrumentos I3 e I4. Parece que son éstos los instrumentos que mejores resultados nos permiten obtener en el caso de los datos trimestrales de consumo total. Además, estos dos grupos de instrumentos siempre resultan en estimaciones de ambos parámetros significativas.
2. El contraste de las restricciones de sobreidentificación del modelo nos lleva a su rechazo en los siguientes casos: bancos (I1), eléctricas (I1), alimentación (I1), inversión (I1) y comunicaciones (I4).

CNDYS ANUAL

\tilde{R}_{t+1}^i (Inst.)	β	Valor-p	γ	Valor-p	Test Hansen	Valor-p
Bancos (I1)	0.9880	0.0000	1.8113	0.0147	3.1959	0.0738
Bancos (I2)	0.98821	0.0000	1.9777	0.0061	3.8749	0.2759
Bancos (I3)	0.9879	0.0000	1.8243	0.0057	0.7239	0.3948
Bancos (I5)	0.9671	0.0000	1.5891	0.0359	3.3793	0.1845
Bancos (I6)	0.9868	0.0000	1.8211	0.0035	3.3625	0.3390
Eléctricas (I4)	1.0560	0.0000	4.1075	0.0843	3.6623	0.3003
Alimentac. (I2)	1.4592	0.0000	4.0382	0.0016	3.5764	0.3109
Alimentac. (I3)	1.1309	0.0001	10.193	0.0339	2.6831	0.1014
Alimentac. (I4)	1.1325	0.0000	10.476	0.0020	2.8752	0.4112
Alimentac. (I5)	1.4671	0.0000	14.466	0.0000	2.5635	0.2775
Alimentac. (I6)	1.1379	0.0000	1.9905	0.0326	4.0959	0.2512
Construcc. (I1)	1.0874	0.0000	2.0185	0.0395	2.0102	0.1562
Construcc. (I2)	1.2256	0.0000	11.209	0.0046	3.7553	0.2891
Construcc. (I3)	1.3972	0.0000	6.9948	0.0390	1.5516	0.2128
Construcc. (I5)	1.2307	0.0000	11.060	0.0051	4.0803	0.1300
Construcc. (I6)	1.0309	0.0000	1.6513	0.0364	2.9929	0.3927
Siderometal. (I3)	1.5853	0.0004	8.8813	0.0379	1.4786	0.2239
Siderometal. (I5)	1.3215	0.0000	3.3420	0.0428	3.7614	0.1524
Químico-textil (I3)	1.2860	0.0002	12.227	0.0103	2.2221	0.1360
Químico-textil (I5)	1.1769	0.0000	2.4205	0.0805	3.1357	0.2084
Varios (I1)	1.1753	0.0000	1.9384	0.0184	1.3084	0.2526
Varios (I2)	1.4045	0.0000	3.8184	0.0026	3.6366	0.3034
Varios (I3)	1.4461	0.0000	5.9173	0.0451	1.1771	0.2779
Varios (I4)	1.5446	0.0000	4.4406	0.0404	3.0931	0.3774
Varios (I5)	1.3996	0.0000	3.8987	0.0017	3.9271	0.1403
Varios (I6)	1.1196	0.0000	1.5061	0.0817	2.9692	0.3963
Est. agregada (I1)	1.0020	0.0000	1.1571	0.0232	6.5131	0.9999
Est. agregada (I2)	0.9899	0.0000	0.7786	0.0598	7.2323	0.9999
Est. agregada (I3)	1.0692	0.0000	2.6228	0.0000	8.1820	0.9999
Est. agregada (I6)	1.0170	0.0000	1.2920	0.0045	6.5406	0.9999

Tabla 15.10: Función de utilidad con formación externa de hábitos: datos anuales de consumo de bienes no duraderos y servicios. Resultados más significativos

3. De un modo más detallado, éstos son los principales resultados obtenidos:

(a) Los valores estimados de β con los grupos de instrumentos I3 e I4 se sitúan por encima de la unidad en todos los casos de la estimación individual. El valor de β más elevado se obtiene con el grupo de instrumentos I3 en el caso de la tasa de retorno del grupo construcción. Esta estimación de β coincide con el máximo valor estimado de γ con estos dos grupos de instrumentos, $\gamma = 17.42$, valor excesivamente elevado para ser considerado como razonable. Hemos de destacar que los valores estimados de γ con estos instrumentos son bastante elevados en todos los casos de la estimación individual (por encima del valor 7 en todos los casos analizados).

(b) Como se ha mencionado, también obtenemos estimaciones de los parámetros significativas con otros grupos de instrumentos en determinados casos. En éstos, las estimaciones de γ son más plausibles. Así, por ejemplo, para el grupo inversión se obtienen resultados admisibles para los grupos I5 e I6. En ambos casos, β toma un valor inferior a la unidad y γ se sitúa entre 1.41 y 1.64. Algo similar se obtiene para la tasa de retorno del grupo comunicaciones con los grupos de instrumentos I2 e I5.

Otras estimaciones de los parámetros que podríamos considerar más razonables son las obtenidas para el grupo químico-textil con los instrumentos I2 e I5 (β en torno a 1.01 y γ entre 1.24 y 1.39) y para el grupo varios con los instrumentos I2, I5 e I6.

(c) Respecto a la estimación agregada, sólo el grupo de instrumentos I4 genera valores de β y γ significativos. Concretamente, en este caso $\beta = 1.04$ y $\gamma = 2.99$.

La Tabla 15.11 resume los principales resultados obtenidos.

Pasemos ahora a considerar los resultados obtenidos con datos trimestrales de consumo de bienes no duraderos y servicios:

CT TRIMESTRAL

\tilde{R}_{t+1}^i (Inst.)	β	Valor-p	γ	Valor-p	Test Hansen	Valor-p
IGTBM (I3)	1.1095	0.0000	9.6319	0.0295	1.2917	0.2557
IGTBM (I4)	1.0765	0.0000	7.2664	0.0492	3.0961	0.3770
Bancos (I3)	1.1325	0.0000	11.099	0.0069	0.8748	0.3496
Bancos (I4)	1.1089	0.0000	9.3050	0.0202	1.9868	0.5751
Eléctricas (I3)	1.1554	0.0000	13.402	0.0252	0.0416	0.8382
Eléctricas (I4)	1.0812	0.0000	7.4818	0.0232	3.0805	0.3793
Alimentación (I3)	1.1680	0.0000	13.427	0.0020	0.1219	0.7269
Alimentación (I4)	1.1611	0.0000	12.898	0.0494	0.6340	0.8885
Construcción (I3)	1.1786	0.0000	14.364	0.0016	0.2868	0.5922
Construcción (I4)	1.1062	0.0000	7.8099	0.0441	5.3959	0.1449
Inversión (I3)	1.1372	0.0000	12.258	0.0146	0.5240	0.4691
Inversión (I4)	1.1115	0.0000	10.480	0.0122	3.1256	0.3726
Inversión (I5)	0.9973	0.0000	1.6451	0.0308	4.6219	0.0991
Comunicaciones (I2)	0.9865	0.0000	1.4007	0.0428	4.9579	0.1749
Comunicaciones (I3)	1.1302	0.0000	11.351	0.0420	1.7443	0.1865
Comunicaciones (I4)	1.1163	0.0000	9.3039	0.0397	5.3744	0.1463
Comunicaciones (I5)	0.9799	0.0000	1.2462	0.0233	6.3323	0.0421
Siderometalúrgicas (I3)	1.2273	0.0000	17.425	0.0282	0.2518	0.6157
Siderometalúrgicas (I4)	1.2115	0.0000	16.829	0.0118	2.3232	0.5080
Químico-textil (I3)	1.2033	0.0000	16.130	0.0206	0.3895	0.5325
Químico-textil (I4)	1.1718	0.0000	14.452	0.0132	3.0201	0.3885
Varios (I1)	1.0248	0.0000	1.1570	0.0462	1.2783	0.2582
Varios (I6)	1.0091	0.0000	0.7876	0.0427	3.5320	0.3166
Est. agregada (I4)	1.0423	0.0000	2.9932	0.0020	10.044	0.9999

Tabla 15.11: Función de utilidad con formación externa de hábitos: datos trimestrales de consumo total. Resultados más significativos

1. De las 77 estimaciones realizadas, sólo en 11 casos se obtienen valores de los parámetros que son significativos de modo simultáneo.
2. Además, el contraste de las restricciones de sobreidentificación nos lleva a rechazar el modelos en 19 de los casos considerados.
3. De los 11 casos mencionados en el punto 1, podemos obtener las siguientes conclusiones:
 - (a) En 8 de los 11 casos mencionados, el valor estimado de β se sitúa por debajo de la unidad, entre 0.95 (inversión, I2) y 0.9849 (estimación agregada, I2). En los casos mencionados, además, el valor estimado de γ es positivo pero menor que la unidad, tomando valores entre 0.3352 (IGTBM, I2) y 0.7331 (estimación agregada, I2).
 - (b) En 1 de los 11 casos mencionados, los valores estimados de β y de γ se sitúan por encima de la unidad. Concretamente, $\beta = 1.01$ y $\gamma = 1.28$ para el grupo varios, I2.
 - (c) En 2 casos las estimaciones de los parámetros resultan claramente anómalas: construcción, I3, y varios, I7. En el primero de los casos, no se logra la convergencia tras 500 iteraciones y en el segundo de ellos el valor estimado de β es negativo, lo que es contrario a los supuestos habituales.

Recogemos los resultados más significativos en la Tabla 15.12.

Datos mensuales

Los datos mensuales generan los peores resultados para la función de utilidad con formación externa de hábitos. En general, obtenemos muy pocos casos en los que los parámetros estimados sean significativos.

Las estimaciones con datos mensuales de consumo de gasolina como sustitutivo del consumo de bienes no duraderos y servicios generan los siguientes resultados:

CNDYS TRIM.

\tilde{R}_{t+1}^i (Inst.)	β	Valor-p	γ	Valor-p	Test Hansen	Valor-p
IGTBM (I2)	0.9668	0.0000	0.3352	0.0491	4.3148	0.2294
Construcción (I2)	0.9808	0.0000	0.6760	0.0377	5.1812	0.1589
Construcción (I3)	1.1172	0.0188	33.880	0.0325	3.1221	0.0772
Inversión (I2)	0.9546	0.0000	0.4944	0.0463	4.4163	0.2198
Inversión (I5)	0.9683	0.0000	0.6711	0.0162	2.2969	0.3171
Varios (I2)	1.0164	0.0000	1.2805	0.0001	3.5993	0.3081
Est. agregada (I2)	0.9849	0.0000	0.7331	0.0000	7.9419	0.9999

Tabla 15.12: Función de utilidad con formación externa de hábitos: datos trimestrales de consumo de bienes no duraderos y servicios. Resultados más significativos

CNDYS MEN.

\tilde{R}_{t+1}^i (Inst.)	β	Valor-p	γ	Valor-p	Test Hansen	Valor-p
IGTBM (I3)	0.9875	0.0000	0.3835	0.0431	1.8624	0.1723
Bancos (I3)	0.9895	0.0000	0.3724	0.0638	0.8298	0.3623
Varios (I1)	0.9873	0.0000	0.1532	0.0840	3.1868	0.0742
Varios (I2)	0.9882	0.0000	0.1447	0.0964	6.4653	0.0910

Tabla 15.13: Función de utilidad con formación externa de hábitos: datos mensuales de consumo de gasolina. Resultados más significativos

1. En la estimación individual, sólo en 4 ocasiones obtenemos estimaciones de los parámetros significativas. Concretamente, el IGTBM genera para el grupo I3 un valor estimado de $\beta = 0.98$ y de $\gamma = 0.3835$; el grupo bancos para el grupo de instrumentos I3 genera las siguientes estimaciones de los parámetros: $\beta = 0.98$, $\gamma = 0.3724$; el grupo varios para los grupos de instrumentos I1 e I2 genera unos valores estimados $\beta = 0.9873$ y $\gamma = 0.1532$, para I1, y $\beta = 0.9882$ y $\gamma = 0.1447$, para I2.
2. En la estimación agregada, no obtenemos ningún caso en que el parámetro γ resulte significativamente distinto de cero.
3. El modelo se rechaza en 8 de los casos considerados.

La Tabla 15.13 resume los resultados más significativos.

15.5 Hábitos y durabilidad en el consumo

15.5.1 Introducción

Nos planteamos ahora estudiar el funcionamiento de la función de utilidad planteada por Ferson y Constantinides (1991) que recoge la existencia de durabilidad o hábitos en el consumo. Recordemos que, en este caso, la Ecuación de Euler es la siguiente:

$$1 = E_t \left\{ \beta \left[\left(\frac{\tilde{c}_{t+1} + \tau c_t}{c_t + \tau c_{t-1}} \right)^{-\gamma} + \tau \beta \left(\frac{\tilde{c}_{t+2} + \tau \tilde{c}_{t+1}}{c_t + \tau c_{t-1}} \right)^{-\gamma} \right] R_{t+1}^i - \tau \beta \left(\frac{\tilde{c}_{t+1} + \tau c_t}{c_t + \tau c_{t-1}} \right)^{-\gamma} \right\}, \forall i \quad (15.8)$$

donde τ es un parámetro que se relaciona bien con la formación de hábitos, $\tau < 0$, o bien con la durabilidad en el consumo, $\tau > 0$.

La posible existencia de formación interna de hábitos en el consumo fue contrastada en Constantinides (1990). La calibración del modelo lleva a un valor de $\gamma = 2.81$, lo que permite resolver el rompecabezas sobre la prima de riesgo. Por su parte, Ferson y Constantinides (1991) y Braun, Ferson y Constantinides (1993) analizan la posibilidad de que haya o bien durabilidad o bien formación de hábitos en el consumo. En Ferson y Constantinides (1991), la hipótesis de la formación de hábitos domina a la de la durabilidad tanto en datos mensuales como en trimestrales y anuales. En Braun, Ferson y Constantinides (1993) se utilizan datos de Alemania, Canadá, Estados Unidos, Francia y Reino Unido para el período 1970-88. Utilizando el método GMM, los resultados obtenidos son los siguientes:

1. Si $\tau = 0$ (separabilidad intertemporal), las estimaciones de $\beta \simeq 1$ con bastante precisión. Las estimaciones de γ son próximas a la unidad. El modelo se acepta al 95% en los casos de Reino Unido y Japón y al 90% en Estados Unidos.
2. Si $\tau \neq 0$, el modelo no es rechazado en ningún caso. Las estimaciones del parámetro γ son plausibles, pero el error estándar es muy elevado. Los valores estimados de τ

son negativos en todos los casos, lo cual apoya la hipótesis de existencia de hábitos en el consumo. Sin embargo, el parámetro es significativamente distinto de cero sólo en el caso de Estados Unidos.

Otros trabajos en esta línea son Ferson y Harvey (1992), Bakshi y Naka (1997), Boldrin, Christiano y Fisher (1999), Hamori y Tokunaga (1999) y Zemceřk (2001). La función de utilidad de Ferson y Constantinides (1991) ha sido también contrastada para la economía española por Rodríguez López (1997). Las estimaciones de β obtenidas son bastante precisas y próximas a la unidad. Por otro lado, el máximo valor estimado de γ es 6.33 y el modelo muestra evidencia a favor de la formación de hábitos ($\tau < 0$). Lo más importante es que el modelo no se rechaza en ninguna de las estimaciones realizadas, lo que muestra que la inclusión de no separabilidad intertemporal en las preferencias mejora el comportamiento del modelo CCAPM en el caso español.

15.5.2 La estimación del modelo

Procedimiento de estimación

Aunque el procedimiento de estimación ha sido el mismo que en otros casos, GMM, consideramos oportuno señalar algunas peculiaridades de la estimación en el caso del modelo bajo consideración.

A partir de la ecuación (11.8) podemos definir un término de error, u_{t+1} , para cada uno de los activos considerados:

$$u_{t+1} = 1 - \beta \left\{ \left[\left(\frac{\tilde{c}_{t+1} + \tau c_t}{c_t + \tau c_{t-1}} \right)^{-\gamma} + \tau \beta \left(\frac{\tilde{c}_{t+2} + \tau \tilde{c}_{t+1}}{c_t + \tau c_{t-1}} \right)^{-\gamma} \right] R_{t+1}^i - \tau \beta \left(\frac{\tilde{c}_{t+1} + \tau c_t}{c_t + \tau c_{t-1}} \right)^{-\gamma} \right\}$$

El método generalizado de los momentos exige que el vector de errores sea ortogonal al conjunto de información del período t , es decir, dado un vector de instrumentos \mathbf{Z}_t , habrá de verificarse que $E[u_{t+1}\mathbf{Z}_t] = 0$.

Si el modelo presenta una función de utilidad intertemporalmente separable, u_t es una función de variables que forman parte del conjunto de información del período t . Por tanto, $E[u_{t+s} | u_t] = 0$ para $s \geq 1$. Por tanto, u_t sigue un proceso $MA(0)$. Sin embargo, en el modelo con un retardo en el consumo, u_t es función de algunas variables que forman parte del conjunto de información del período t y de c_{t+2} . En este caso, $E[u_{t+s} | u_t] = 0$ para $s \geq 2$. En este caso, diremos que u_t sigue un proceso $MA(1)$. Por tanto, a la hora de llevar a cabo el proceso de estimación por el método generalizado de los momentos es preciso que ajustemos la matriz de ponderaciones²⁰.

Otra cuestión interesante en el contraste del modelo de Ferson y Constantinides (1991) tiene que ver con la posibilidad de obtener resultados triviales si $\gamma = 0$ y $(1 + \tau\beta) = 0$. Una forma habitual de eludir estos casos es dividir las condiciones de ortogonalidad por $(1 + \tau\beta)$.

Además surge otro problema relacionado con la posibilidad de que para determinados valores del parámetro de hábito o durabilidad, τ , $c_t + \tau c_{t-1}$ sea cero o negativo. En el primer caso, la ecuación (11.8) no está definida. Por otro lado, bajo el supuesto de no saciedad, no es posible que la utilidad marginal del consumo sea negativa. Por lo tanto, hemos de limitar los valores de τ de tal forma que, dada la información de que disponemos del consumo, evitemos las dos situaciones mencionadas. Es por ello por lo que el procedimiento de estimación ha sido llevado a cabo de un modo algo distinto en este caso. Concretamente, hemos permitido que τ varíe entre $(-1, 1)$ y hemos estimado el modelo para los distintos valores considerados. Esto nos permite eludir los valores de τ para los que la ecuación (11.8) no está definida. Del proceso de estimación anterior hemos obtenidos los valores de τ para los que la función objetivo alcanza su valor mínimo²¹. Una vez encontrado dicho valor hemos procedido a examinar un entorno del mismo con

²⁰Una estimación eficiente de la matriz de ponderaciones cuando existe un proceso de medias móviles es la propuesta por Newey y West (1987). Véase Ferson (1995) para una descripción detallada. Los principales resultados son recogido por Hamilton (1994), cap. 14.

Ésta es la matriz de ponderaciones que hemos utilizado para estimar el modelo de Ferson y Constantinides (1991)

²¹Dicho valor viene dado por el estadístico J , a partir del cual se define el test de Hansen.

el objetivo de encontrar el mínimo global de la función objetivo²².

Activos e instrumentos empleados

El procedimiento de estimación anteriormente descrito nos ha llevado a estimar el modelo considerando únicamente dos posibles conjuntos de activos:

1. En primer lugar, hemos considerado la tasa de retorno derivada del IGTBM. Recordemos que éste es un índice que recoge, de forma ponderada, todos los índices sectoriales y que, por tanto, puede considerarse como el más representativo.
2. En segundo lugar, hemos procedido a utilizar de modo conjunto la información sobre las tasas de retorno del IGTBM, del tipo de interés real y de los 9 índices sectoriales de Bolsa de Madrid. Es lo que denominaremos estimación agregada.

Con respecto a los instrumentos destacamos varios aspectos:

1. En primer lugar, la estructura de $MA(1)$ de los residuos hace aconsejable retardar al menos dos períodos las variables elegidas como instrumentos²³.
2. En segundo lugar, Ferson y Constantinides (1991) proponen utilizar instrumentos que no sean retardos de las principales variables implicadas en la estimación, es decir, consumo y tasas de retorno. Por ello, hemos seleccionados los 3 siguientes grupos de instrumentos²⁴:
 - (a) $I1$: una constante, la tasa de retorno del activo bajo consideración y la tasa de inflación, retardadas ambas dos períodos.
 - (b) $I2$: una constante y la tasa de inflación retardada 2 y 3 períodos.
 - (c) $I3$: una constante y el tipo de interés real retardado 2 y 3 períodos.

²²Este procedimiento es el mismo seguido por Rodríguez López (1997) entre otros.

²³Véase Ferson y Constantinides (1991) y Braun, Ferson y Constantinides (1993).

²⁴Además, la mayor complejidad del proceso de estimación ha hecho recomendable reducir el número de grupos de instrumentos bajo consideración.

15.5.3 Resultados de la estimación

Datos anuales

Como en casos anteriores, hemos diferenciado 2 tipos de consumo: consumo total y consumo de bienes no duraderos y servicios. Los principales resultados pueden resumirse como sigue:

1. Tanto los datos de consumo total como los de consumo de bienes no duraderos y servicios muestran una clara evidencia a favor de la existencia de hábitos en el consumo.
2. El contraste de las restricciones de sobreidentificación del modelo no permite rechazarlo en ninguno de los casos considerados.
3. Cuando utilizamos datos de consumo total, las estimaciones de β son bastante estables, pero el parámetro de aversión relativa al riesgo no es significativamente distinto de cero en ninguno de los casos considerados. Los resultados de las diferentes estimaciones realizadas se recogen en la Tabla 15.14.

El proceso de estimación no logra el grado de convergencia deseado cuando consideramos el grupo de instrumentos I1 en la estimación agregada.

4. Cuando utilizamos datos de consumo de bienes no duraderos y servicios, el grupo de instrumentos I3 resulta en estimaciones de β y γ significativamente distintas de cero (al 90%) tanto en la estimación individual como en la estimación agregada. El valor estimado de β se sitúa por encima de la unidad, mientras que el valor estimado de γ alcanza valores inverosímiles (superiores a 27 en ambos casos). Tanto en la estimación agregada como en la individual, el grupo de instrumentos I3 muestra evidencia a favor de la existencia de una leve formación de hábitos en el consumo ($\tau = -0.06$ en ambos casos).

Recogemos los resultados en la Tabla 15.15.

CONSUMO TOTAL ANUAL			
ESTIMACIÓN INDIVIDUAL	I1	I2	I3
β	0.94297	0.93582	1.66318
Error estándar	0.04960	0.05026	0.53724
Estadístico t	19.0103	18.6209	3.09579
Probabilidad	0.00000	0.00000	0.00430
τ	-0.8750	-0.9800	-0.1588
γ	0.36836	0.01175	21.8250
Error estándar	0.32012	0.01796	14.4072
Estadístico t	1.15069	0.65464	1.51487
Probabilidad	0.25890	0.51790	0.14060
Test de Hansen	0.46020	0.13760	1.34780
Probabilidad	0.49740	0.71060	0.24560
ESTIMACIÓN AGREGADA	I1	I2	I3
β	—	0.93924	1.66300
Error estándar	—	0.05336	0.54062
Estadístico t	—	17.6019	3.07612
Probabilidad	—	0.00000	0.00450
τ	—	-0.9000	-0.1590
γ	—	0.15764	21.8204
Error estándar	—	0.26938	14.4548
Estadístico t	—	0.58520	1.50956
Probabilidad	—	0.56290	0.14200
Test de Hansen	—	0.19800	0.00000
Probabilidad	—	1.00000	1.00000

Tabla 15.14: Modelo de Ferson y Constantinides (1991). Datos anuales de consumo total

Datos trimestrales

Los resultados con datos trimestrales se pueden resumir en los siguientes:

1. A diferencia de lo que ocurría con los datos anuales, ahora encontramos evidencia a favor tanto de la durabilidad como de los hábitos en el consumo con cualesquiera de los dos tipos de consumo utilizados.
2. Las estimaciones de β son, una vez más, estables. Si bien con datos de consumo total β se sitúa por encima de la unidad en todos los casos, con datos de consumo de bienes no duraderos y servicios toma siempre valores menores que la unidad.

CNDYS ANUAL			
ESTIMACIÓN INDIVIDUAL	I1	I2	I3
β	0.94249	0.94499	1.79167
Error estándar	0.04958	0.05337	0.62067
Estadístico t	19.0105	17.7076	2.88664
Probabilidad	0.00000	0.00000	0.00728
τ	-0.9000	-0.9800	-0.0600
γ	0.41107	0.01146	27.3775
Error estándar	0.36292	0.02168	14.6297
Estadístico t	1.13268	0.52855	1.87137
Probabilidad	0.26632	0.60114	0.07141
Test de Hansen	0.89831	0.37300	0.00012
Probabilidad	0.34323	0.54134	0.99090
ESTIMACIÓN AGREGADA	I1	I2	I3
β	0.35029	0.93917	1.79165
Error estándar	0.05878	0.06373	0.62510
Estadístico t	5.95931	14.7375	2.86618
Probabilidad	0.00000	0.00000	0.00770
τ	-0.1760	-0.9000	-0.0600
γ	-19.403	0.07275	27.3771
Error estándar	4.37655	0.27290	14.7227
Estadístico t	-4.4334	0.26660	1.85952
Probabilidad	0.00011	0.79170	0.07310
Test de Hansen	5.87460	0.68170	0.00010
Probabilidad	0.99990	1.00000	1.00000

Tabla 15.15: Modelo de Ferson y Constantinides (1991). Datos anuales de consumo de bienes no duraderos y servicios

3. Aunque el modelo no es rechazado en ninguno de los casos analizados, no es posible obtener estimaciones de todos los parámetros que sea significativas de un modo simultáneo. De hecho, ninguno de los valores estimados del parámetro de aversión relativa al riesgo es significativamente distinto de cero.

Los resultados obtenidos son recogidos en las Tablas 15.16 y 15.17.

CONSUMO TOTAL TRIMESTRAL			
ESTIMACIÓN INDIVIDUAL	I1	I2	I3
β	1.13363	1.19368	—
Error estándar	0.11396	0.47297	—
Estadístico t	9.94782	2.52380	—
Probabilidad	0.00000	0.01300	—
τ	0.21900	0.57000	—
γ	23.24001	35.6570	—
Error estándar	18.66189	100.034	—
Estadístico t	1.24532	0.35645	—
Probabilidad	0.21560	0.72220	—
Test de Hansen	0.16177	0.01103	—
Probabilidad	0.68752	0.91634	—
ESTIMACIÓN AGREGADA	I1	I2	I3
β	1.01494	1.19370	—
Error estándar	0.01126	0.01126	—
Estadístico t	90.1542	2.52505	—
Probabilidad	0.00000	0.01300	—
τ	-0.8800	0.57000	—
γ	-0.0082	35.6604	—
Error estándar	0.03337	99.9807	—
Estadístico t	-0.24836	0.35667	—
Probabilidad	0.80430	0.72200	—
Test de Hansen	12.3435	0.01103	—
Probabilidad	0.99887	1.00000	—

Tabla 15.16: Modelo de Ferson y Constantinides (1991). Datos trimestrales de consumo total

Datos mensuales

Quizá el rasgo más llamativo de los resultados obtenidos cuando utilizamos datos mensuales de consumo y de tasas de retorno es la clara evidencia a favor de la existencia de durabilidad en el consumo que obtenemos en 5 de los 6 casos considerados. Parecería que la durabilidad se manifiesta de un modo más claro en datos medidos con una frecuencia mayor.

Igualmente llamativo resulta el hecho de que los valores estimados del parámetro de aversión relativa al riesgo tengan, en todo los casos, el signo incorrecto. No obstante,

CNDYS TRIMESTRAL			
ESTIMACIÓN INDIVIDUAL	I1	I2	I3
β	—	0.94189	0.96031
Error estándar	—	0.07018	0.03652
Estadístico t	—	13.4205	26.2928
Probabilidad	—	0.00000	0.00000
τ	—	-0.3700	-0.5600
γ	—	-2.9433	-1.0925
Error estándar	—	4.42920	1.91706
Estadístico t	—	-0.6645	-0.5699
Probabilidad	—	0.50770	0.56990
Test de Hansen	—	1.80450	1.71786
Probabilidad	—	0.17916	0.18996
ESTIMACIÓN AGREGADA	I1	I2	I3
β	0.97521	0.94189	0.96031
Error estándar	0.02080	0.07018	0.03652
Estadístico t	46.8961	13.4205	26.2928
Probabilidad	0.00000	0.00000	0.00000
τ	0.31800	-0.3700	-0.5600
γ	-1.2794	-2.9433	-1.0925
Error estándar	2.47122	4.42920	1.91706
Estadístico t	-0.5177	-0.6645	-0.56993
Probabilidad	0.60560	0.50770	0.56990
Test de Hansen	13.3201	1.80450	1.71786
Probabilidad	0.99764	1.00000	1.00000

Tabla 15.17: Modelo de Ferson y Constantinides (1991). Datos trimestrales de consumo de bienes no duraderos y servicios

en ningún caso dicho parámetro resulta significativo. Una vez más el modelo no puede rechazarse en ninguno de los casos considerados. Los resultados obtenidos con datos mensuales de consumo de gasolina (como variable sustitutiva del consumo mensual de bienes no duraderos y servicios) y de tasas de retorno se recogen en la Tabla 15.18.

CONSUMO MENSUAL DE GASOLINA			
ESTIMACIÓN INDIVIDUAL	I1	I2	I3
β	0.98467	0.98512	0.98444
Error estándar	0.00576	0.00546	0.00731
Estadístico t	170.842	180.331	134.705
Probabilidad	0.00000	0.00000	0.00000
τ	0.97000	0.98000	0.99000
γ	-0.5301	-0.4252	-0.6682
Error estándar	0.92987	0.95973	1.11985
Estadístico t	-0.5701	-0.4430	-0.5967
Probabilidad	0.56910	0.65810	0.55130
Test de Hansen	0.00583	0.00008	1.06626
Probabilidad	0.93911	0.99299	0.30178
ESTIMACIÓN AGREGADA	I1	I2	I3
β	0.98752	0.98512	0.98434
Error estándar	0.00380	0.00546	0.00744
Estadístico t	259.927	180.412	132.338
Probabilidad	0.00000	0.00000	0.00000
τ	-0.7800	0.99500	0.99000
γ	-0.0035	-0.4248	-0.6846
Error estándar	0.00270	0.95878	1.12735
Estadístico t	-1.3318	-0.4431	-0.6072
Probabilidad	0.18420	0.65810	0.54430
Test de Hansen	9.11541	7.35228	1.04385
Probabilidad	0.99995	1.00000	1.00000

Tabla 15.18: Modelo de Ferson y Constantinides (1991). Datos mensuales de consumo de gasolina

15.6 Modelo con preferencias recursivas

15.6.1 Introducción

Pasamos ahora a analizar el modelo con preferencias recursivas propuesto por Epstein y Zin (1991). En este caso, además de que la utilidad deja de ser separable intertemporalmente, se rompe el vínculo entre el parámetro de aversión relativa al riesgo y la elasticidad intertemporal de sustitución que presentaba el modelo con función de utilidad intertemporalmente separable.

Recordemos la función de utilidad propuesta por Epstein y Zin (1991):

$$U_t = \left\{ (1 - \beta)c_t^{1-\rho} + \beta \left(E_t [U_{t+1}^{1-\gamma}]^{\frac{1-\rho}{1-\gamma}} \right) \right\}^{\frac{1}{1-\rho}} \quad (15.9)$$

En este caso, ρ es la inversa de la elasticidad intertemporal de sustitución ($\sigma = 1/\rho$). La utilidad del período t tiene en cuenta el valor esperado debidamente descontado de la utilidad del período $t + 1$. La Ecuación de Euler resultante es la siguiente:

$$1 = E_t \left\{ \left[\beta \left(\frac{\tilde{c}_{t+1}}{c_t} \right)^{-\rho} \right]^{\frac{1-\gamma}{1-\rho}} \left[\tilde{R}_{M,t+1} \right]^{\frac{1-\gamma}{1-\rho}-1} \tilde{R}_{t+1}^i \right\} \quad (15.10)$$

$\tilde{R}_{M,t+1}$ es la tasa de retorno bruta real de la cartera de mercado.

Epstein y Zin (1991) aplican la función de utilidad no basada en la utilidad esperada al caso de Estados Unidos para el período comprendido entre abril de 1959 y diciembre de 1986. Utilizan datos mensuales sobre diferentes medidas de consumo y de tasas de retorno²⁵. Contrastan el modelo mediante el método GMM, obteniendo las siguientes conclusiones: el modelo basado en el enfoque de la utilidad esperada es rechazado en todos los casos; el modelo no basado en dicho enfoque es sensible a los instrumentos elegidos, así como a la medida del consumo utilizada. En general, la elasticidad de sustitución intertemporal es menor que la unidad; el coeficiente de aversión relativa al riesgo se sitúa próximo a la unidad y los agentes prefieren una resolución tardía de la incertidumbre. Otros trabajos que emplean la anterior especificación de la función de utilidad son Kocherlakota (1996), Bakshi y Naka (1997), Meyer (1999) y, para el caso español, Rodríguez López (1997).

²⁵ Concretamente, utilizan diferentes medidas del consumo per cápita: en primer lugar, el consumo de bienes no duraderos; en un segundo paso, excluyen de la medida anterior el consumo de ropa y calzado, por considerar que la no durabilidad en el consumo de este tipo de bienes es, cuando menos, discutible; en tercer lugar, utilizan el consumo de bienes no duraderos y servicios; por último, excluyen de los gastos anteriores, el consumo de ropa y calzado y el de servicios médicos. En cuanto a las tasas de retorno, utilizan el índice ponderado de la NYSE como medida de la tasa de retorno nominal de la cartera óptima; en relación a la cartera de mercado, utilizan una compuesta por cuatro grupos de activos clasificados en la Bolsa de Nueva York.

15.6.2 La estimación del modelo

A partir de la expresión (15.10) podemos obtener u_{t+1} como²⁶:

$$u_{t+1} = 1 - \beta^\theta \left(\frac{\tilde{c}_{t+1}}{c_t} \right)^{-\rho\theta} \tilde{R}_{M,t+1}^{\theta-1} \tilde{R}_{t+1}^i \quad (15.11)$$

donde $\theta = \frac{1-\gamma}{1-\rho}$. Dado un vector de instrumentos \mathbf{Z}_t , el contraste del modelo por el método generalizado de los momentos nos llevará a las siguientes condiciones de ortogonalidad:

$$E [u_{t+1} \mathbf{Z}_t] = 0 \quad (15.12)$$

Activos e instrumentos empleados

En el caso del modelo de Epstein y Zin necesitamos considerar la tasa de retorno de la cartera de mercado. Hemos considerado como cartera de mercado el índice general total de la Bolsa de Madrid. Recordemos que éste es un índice ponderado de los diferentes títulos que cotizan en la Bolsa de Madrid. Así pues, $\tilde{R}_{M,t+1}$ se ha obtenido como la tasa de retorno bruta derivada de dicho índice.

Por otro lado, hemos considerado las tasas de retorno de los siguientes activos. En la *estimación individual* hemos incluido las tasas de retorno derivadas de los siguientes índices:

1. Índice del grupo bancos.
2. Índice del grupo eléctricas.
3. Índice del grupo alimentación.
4. Índice del grupo construcción.
5. Índice del grupo inversión.

²⁶Smith (1999) analiza con detalle el contraste empírico de la función de utilidad de Epstein y Zin, así como sus propiedades en muestras finitas.

6. Índice del grupo comunicaciones.
7. Índice del grupo siderometalúrgicas.
8. Índice del grupo químico-textil.
9. Índice del grupo varios.

Por otro lado hemos procedido a utilizar de modo conjunto la información relativa a las tasas de retorno individuales anteriormente citadas junto con el tipo de interés real y el índice general total de la Bolsa de Madrid. Denominaremos a ésta *estimación agregada*.

Con respecto a los datos de consumo hemos utilizado de nuevo datos anuales, trimestrales y mensuales de consumo total y consumo de bienes no duraderos y servicios.

Por otro lado, la estimación es, en este caso, claramente sensible a los instrumentos utilizados. Hemos seleccionado los 4 grupos de instrumentos con los que hemos obtenido mejores resultados²⁷. Dichos instrumentos son, en la estimación individual, los siguientes:

1. I1: una constante, la tasa de crecimiento del consumo bajo consideración retardada un período, el tipo de interés real retardado un período y la tasa de inflación retardada un período.
2. I2: una constante, la tasa de crecimiento del consumo bajo consideración retardada un período, la tasa de retorno del activo bajo consideración retardada un período y el tipo de interés real retardado un período.
3. I3: una constante, dos retardos de la tasa de crecimiento del consumo bajo consideración y dos retardos de la tasa de retorno del activo bajo consideración.
4. I4: una constante, dos retardos del tipo de interés real y dos retardos de la tasa de inflación.

²⁷En este caso, el proceso de estimación presenta en múltiples ocasiones problemas numéricos en las iteraciones. Los valores iniciales de los parámetros, así como los instrumentos seleccionados, pueden ser clave para conseguir la convergencia en el proceso.

En la estimación agregada los grupos de instrumentos I1 e I4 coinciden con los utilizados en la estimación individual²⁸; por otro lado, I2 recoge, además de una constante, un retardo del vector de tasas de retorno y un retardo de la tasa de crecimiento del consumo bajo consideración; I3 incluye únicamente un retardo del vector de tasas de retorno junto con una constante.

15.6.3 Resultados de la estimación

Datos anuales

El aspecto más llamativo de la estimación del modelo de Epstein y Zin para el caso español es el hecho de que sólo los datos anuales arrojen algunos resultados favorables. Por otro lado, el contraste de las condiciones de sobreidentificación del modelo mediante el test de Hansen no permiten rechazarlo en ninguno de los casos considerados.

Utilizando datos de consumo total, en 9 ocasiones se obtienen estimaciones de los tres parámetros implicados (β , θ y ρ) significativamente distintas de cero de un modo simultáneo. Hemos recogido estos casos en la Tabla 15.19. En 5 de esos casos, el valor implicado del parámetro de aversión relativa al riesgo es negativo, por lo que carece de sentido económico. En el resto de casos, γ toma un valor entre 3 y 4.1, lo que puede ser considerado como razonable. En estos casos, la elasticidad intertemporal de sustitución implicada por los valores estimados de ρ toma un valor máximo de 0.11. Los valores entre paréntesis muestran el valor p asociado a cada estimación.

Obsérvese que estos resultados son compatibles con el análisis de la frontera de Hansen y Jagannathan realizado en esta tesis.

Respecto a los resultados obtenidos con datos anuales de consumo de bienes no duraderos y servicios, sólo en 5 del total de estimaciones realizadas se obtienen valores de los tres parámetros significativamente distintas de cero, si bien en sólo 2 casos el parámetro

²⁸Como veremos, en este modelo no obtenemos ningún resultado admisible cuando consideramos el conjunto de tasas de retorno. No descartamos que con otros grupos de instrumentos se logren mejores resultados. No obstante, pretendemos que los instrumentos utilizados en la estimación individual y en la agregada difieran lo menos posible.

CT ANUAL

\tilde{R}_{t+1}^i (Inst.)	β	θ	ρ	γ	σ	Test Hansen
Bancos (I1)	1.2867 (0.0000)	0.2777 (0.0284)	12.1826 (0.0273)	4.1057	0.0820	0.3322 (0.5643)
Bancos (I2)	1.2343 (0.0000)	0.2691 (0.0261)	10.1860 (0.0376)	3.4727	0.0981	2.6100 (0.1061)
Bancos (I4)	1.1555 (0.0000)	0.2540 (0.0001)	9.01108 (0.0002)	3.0353	0.1109	0.4862 (0.7841)
Alimentación (I2)	1.2240 (0.0000)	-0.4779 (0.0010)	7.4990 (0.0796)	-2.106	0.1333	2.0221 (0.1570)
Alimentación (I3)	1.1169 (0.0000)	-0.4907 (0.0026)	5.3325 (0.0796)	-1.126	0.1875	0.0803 (0.9606)
Alimentación (I4)	1.4464 (0.0000)	-0.2891 (0.0589)	13.822 (0.0469)	-2.707	0.0723	0.2714 (0.8730)
Construcción (I2)	1.4406 (0.0000)	0.2411 (0.0586)	11.190 (0.0658)	3.4574	0.0893	1.8307 (0.1760)
Inversión (I2)	1.2582 (0.0000)	-0.4507 (0.0098)	6.0281 (0.01270)	-1.266	0.1658	2.2867 (0.1304)
Siderometal. (I3)	1.0230 (0.0000)	-0.7213 (0.0198)	3.8179 (0.0362)	-1.037	0.2619	1.0263 (0.5985)

Tabla 15.19: Función de utilidad recursiva: datos anuales de consumo total. Resultados más significativos

de aversión relativa al riesgo presenta el signo correcto. Concretamente, la tasa de retorno del grupo bancos²⁹ con los grupos de instrumentos I1 e I2 genera un valor de γ próximo a 4 y un valor de σ en torno 0.07. En los dos casos citados, el factor de descuento subjetivo toma valores superiores a la unidad. De nuevo, el modelo no se rechaza en ningún caso. Recogemos los principales resultados en la Tabla 15.20. Los valores entre paréntesis recogen el valor p asociado a las distintas estimaciones.

Datos trimestrales

Los resultados obtenidos con datos trimestrales son mucho peores que los que hemos obtenido con datos anuales. Aunque el contraste de las restricciones de sobreidentificación del modelo no permite rechazarlo en ninguno de los casos considerados, sólo en 2 casos los

²⁹En este caso, el parámetro ρ es significativo para un nivel de confianza del 90%.

CNDYS ANUAL

\tilde{R}_{t+1}^i (Inst.)	β	θ	ρ	γ	σ	Test Hansen
Bancos (I1)	1.25969 (0.0000)	0.25197 (0.0001)	13.2442 (0.0000)	4.0851	0.0755	0.02372 (0.8775)
Bancos (I2)	1.28808 (0.0000)	0.24974 (0.0442)	12.5885 (0.0679)	3.8941	0.0794	2.4214 (0.1196)
Alimentación (I2)	1.26717 (0.0000)	-0.4196 (0.0013)	9.75091 (0.0960)	-2.6719	0.1025	1.7716 (0.1831)
Inversión (I2)	1.25116 (0.0000)	-0.4051 (0.0131)	6.52419 (0.0359)	-1.2382	0.1532	2.2664 (0.1322)
Sideromet. (I3)	1.04896 (0.0000)	-0.6556 (0.0176)	5.04801 (0.0576)	-1.6542	0.1981	1.0231 (0.5995)

Tabla 15.20: Función de utilidad recursiva: datos anuales de consumo de bienes no duraderos y servicios. Resultados más significativos

parámetros implicados resultan significativamente distintos de cero de modo simultáneo, pero sólo en 1 caso el signo del parámetro de aversión relativa al riesgo es el correcto.

Así, la única estimación con sentido que obtenemos es la realizada con datos de consumo de bienes no duraderos y servicios y con la tasa de retorno del grupo varios para el grupo de instrumentos I4. En este caso, $\beta = 1.03$, $\gamma = 2.56$ y $\sigma = 0.20$. El resumen completo de todas las estimaciones realizadas se recoge en el Apéndice, sección A.3.

Datos mensuales

Los resultados con datos mensuales son incluso peores que con datos trimestrales, ya que ni en un solo caso obtenemos estimaciones de los tres parámetros significativas de modo simultáneo. Como en otros modelos, el factor de descuento subjetivo se estima con bastante precisión y resulta significativo en prácticamente todos los casos en los que la estimación converge.

Una posible explicación de los malos resultados alcanzados cuando utilizamos datos mensuales puede estar en el carácter de variable meramente sustitutiva de los datos empleados para el caso del consumo mensual.

15.7 Conclusiones

De un modo general, dos son las conclusiones que podemos obtener del proceso de estimación del modelo CCAPM para el caso español:

1. En primer lugar, los resultados de las estimaciones dependen tanto del tipo de consumo utilizado como de la frecuencia de medición de los datos empleados. Una cuestión relevante tiene que ver con la inclusión de los servicios que el consumo duradero genera dentro de la función de utilidad corriente. Aunque la práctica habitual es considerar únicamente datos de consumo de bienes no duraderos y servicios, creemos que la consideración del consumo duradero puede resolver, al menos en parte, el rompecabezas de la prima de riesgo.
2. Las especificaciones de la función de utilidad que rompen con la separabilidad intertemporal de las preferencias generan mejores resultados. Sin embargo, en muchas ocasiones se observa que, incluso en estos casos, las estimaciones dependen claramente de los instrumentos elegidos, así como de los valores iniciales del proceso de iteración. Así pues, aunque la ruptura con la separabilidad intertemporal parece mejorar los resultados, no podemos decir que las especificaciones de la función de utilidad no separables intertemporalmente solucionen todos los problemas.

De un modo particular, las principales conclusiones respecto a cada uno de los modelos estimados son las siguientes:

1. El modelo con función de utilidad intertemporalmente separable es, sin duda, el que más se ha empleado para el contraste empírico del modelo CCAPM y el que peores resultados ha generado. Del análisis realizado para el caso español podemos obtener algunas conclusiones interesantes. En primer lugar, tanto la frecuencia de medición de los datos como el tipo de gasto de consumo considerado afectan de modo significativo a las estimaciones obtenidas. Así, por ejemplo, observamos que los datos anuales de consumo total, que incluyen el consumo de bienes duraderos,

resultan en valores estimados de γ inferiores a los resultantes cuando utilizamos datos de consumo de bienes no duraderos y servicios.

Por otro lado, aunque el modelo estimado se rechace en contadas ocasiones, las estimaciones de γ son muy inestables y claramente sensibles a la elección de los instrumentos. Así pues que en el modelo se refleje o no la existencia de un *rompecabezas de la prima de riesgo* puede depender simplemente de la elección de los instrumentos realizada. Este hecho puede reflejar una especificación incorrecta de la función de utilidad³⁰.

Los valores estimados del parámetro de aversión al riesgo son excesivamente elevados en buena parte de los casos analizados, si bien se tornan razonables en algunos casos puntuales. Estos resultados son compatibles con lo que obtuvimos en el análisis de la cota de Hansen y Jagannathan; este análisis nos llevaba a concluir la existencia de casos puntuales para los que el modelo resultaba admisible con valores de γ en torno a los valores 3 y 4.

2. El modelo con formación externa de hábitos nos permite obtener valores del parámetro de aversión relativa al riesgo plausibles. En este sentido, el modelo permite resolver el rompecabezas de la prima de riesgo (el análisis de la cota de Hansen y Jagannathan ya nos permitía prever este resultado). De nuevo observamos que la frecuencia de medición de los datos es relevante en la estimación; los mejores resultados se obtienen con datos anuales y los peores con datos mensuales. Parecería pues que la formación de hábitos queda mejor recogida en datos de menor frecuencia.

Por otro lado, una vez más se observa que la inclusión del consumo duradero produce una reducción significativa en los valores estimados del coeficiente de aversión relativa al riesgo.

³⁰ Similares resultados son obtenidos por Lund y Engsted (1996) para las economías de Dinamarca, Alemania, Suecia y Reino Unido.

3. Los resultados obtenidos de la estimación del modelo de Ferson y Constantinides (1991) para el caso español muestran la posibilidad de que exista un proceso tanto de formación de hábitos como de durabilidad en el consumo. Sin embargo, los resultados del modelo no son mejores que los que se obtienen con otras especificaciones, generalmente más criticadas, de la función de utilidad.

A pesar de que el contraste de las restricciones de sobreidentificación del modelo no permite rechazarlo en ninguno de los casos considerados, del total de estimaciones realizadas con datos anuales, trimestrales y mensuales, en sólo 2 casos obtenemos estimaciones de los 3 parámetros implicados significativas de modo simultáneo. En ambos casos, el modelo presenta una leve formación de hábitos en el consumo; sin embargo, el valor estimado del parámetro de aversión relativa al riesgo se sitúa por encima del valor 27, por lo que no se resuelve el rompecabezas de la prima de riesgo.

Otro aspecto interesante a destacar tiene que ver con el tipo de consumo que estemos considerando. El trabajo de Ferson y Constantinides (1991) incluye dentro del consumo los servicios de consumo generados por los bienes duraderos. La consideración explícita de estos servicios de consumo dentro del modelo podrían llevarnos a mejorar claramente los resultados obtenidos.

Por otro lado, tanto los datos trimestrales como mensuales no nos permiten obtener ni una sola estimación en la que todos los parámetros resulten de modo simultáneo distintos de cero. Recordemos que el modelo estimado considera que sólo el consumo del período anterior afecta a los servicios actuales de consumo y, por tanto, a la utilidad corriente. Deberíamos plantearnos si un solo trimestre o un único mes es tiempo suficiente para poder apreciar la formación de hábitos o la durabilidad en el consumo. Quizá ampliar el retardo temporal del consumo considerado en la función de utilidad corriente pudiera arrojar resultados más favorables del modelo bajo consideración.

4. La función de utilidad de Epstein y Zin (1991) sólo genera resultados favorables

en el caso de datos anuales. Así, en este caso, la frecuencia de medición de los datos resulta ser claramente relevante. Llama la atención la ausencia total de resultados cuando utilizamos datos mensuales. Centrándonos en los casos en los que los parámetros estimados son significativos, los resultados no parecen apoyar el denominado rompecabezas de la prima de riesgo, puesto que los valores estimados de γ pueden considerarse razonables. Igualmente, las estimaciones de la elasticidad de sustitución intertemporal obtenidas son razonables.

Parte V

Conclusiones

Capítulo 16

Conclusiones

En esta tesis hemos analizado de modo detallado varios aspectos esenciales en el modelo intertemporal de valoración de activos basado en consumo. Concretamente, y dado el mal funcionamiento del modelo CCAPM desde el punto de vista empírico, nos hemos planteado analizar hasta qué punto los malos resultados generalmente obtenidos pueden ser consecuencia bien de la inadecuación de las series utilizadas para contrastar el modelo o bien de la incorrecta especificación de la función de utilidad de los agentes.

El análisis de los datos disponibles para el caso de la economía española y de su adecuación a lo que el modelo CCAPM requiere nos ha llevado a concluir que, en el caso de las variables consumo y tipo de interés, los datos de que disponemos no resultan del todo adecuados. Es por ello por lo que procedimos a elaborar las series que posteriormente hemos empleado en el contraste del modelo. La elaboración de las mismas ha tomado como punto de referencia fundamental las necesidades del modelo que deseamos contrastar.

En relación a las series de datos que hemos elaborado y empleado, destacamos las siguientes conclusiones:

1. En primer lugar, respecto a la variable consumo, nos hemos visto en la necesidad de elaborar series de consumo por tipo, diferenciando entre consumo de bienes no duraderos y servicios y consumo de bienes duraderos. En el caso español, sólo

la Contabilidad Nacional desagrega el consumo por tipo de consumo, lo que hace que únicamente dispongamos de esta información con carácter anual. Además, hemos tenido que homogeneizar las series disponibles puesto que difieren tanto en la clasificación del consumo empleada como en el año base.

Por otro lado, con el objetivo de elevar el número de datos disponibles y así mejorar los resultados de nuestras estimaciones, hemos procedido a elaborar series trimestrales de gasto en consumo por tipo. Igualmente hemos considerado oportuno la elección de indicadores de consumo mensuales como variables sustitutivas del consumo mensual. La utilización de datos medidos con diferente frecuencia nos permite conocer hasta qué punto la frecuencia de medición de los mismos puede afectar a los resultados del modelo en un doble sentido. Por un lado, el método generalizado de los momentos presenta propiedades poco deseables en el caso de muestras finitas, por lo que elevar el número de observaciones puede generar resultados más precisos. Por otra parte, la frecuencia de medición de las variables puede afectar a la variabilidad que éstas presentan. Así, por ejemplo, los datos mensuales de tasas de retorno recogen de un modo más exacto la variabilidad de éstas que los datos anuales. En algunos casos se ha argumentado que la anualización o trimestralización de las series temporales puede llevar a una excesiva suavización de las mismas, hecho que podría ayudar a entender por qué el modelo CCAPM no ha podido explicar las primas de riesgo observadas sin necesidad de suponer que los agentes económicos son anormalmente aversos al riesgo.

Un último aspecto relativo al consumo destacado en este trabajo es la necesidad de tomar en consideración los efectos del consumo de bienes duraderos en la utilidad de los agentes. Por ello, hemos considerado oportuno llevar a cabo una primera aproximación a la medición de los servicios de consumo que los bienes de consumo duradero generan. La práctica habitual en la literatura ha sido la utilización de datos de consumo de bienes no duraderos y servicios como variable relevante en la determinación de la utilidad corriente. Sin embargo, ignorar por completo que el

consumo de bienes duraderos genera servicios de consumo que también afectan a la utilidad corriente puede llevarnos a estimaciones sesgadas de los parámetros. Nos hemos planteado estudiar en qué medida la incorporación del consumo duradero genera efectos sobre los resultados del modelo CCAPM. Como veremos a continuación, la inclusión del consumo duradero puede ayudar a resolver el rompecabezas de la prima de riesgo.

2. Respecto al tipo de interés, la no disponibilidad para el período considerado de suficientes datos sobre el mercado de Letras de Tesoro en el caso español, nos ha impedido considerar el tipo de interés a la emisión de las mismas como la tasa de retorno del activo libre de riesgo. En nuestro estudio hemos recurrido al uso de ciertas variables sustitutivas; no obstante, consideramos que la medición del tipo de interés es una cuestión que no queda cerrada en este trabajo, si bien no era éste el objetivo que perseguíamos. Por ello, consideramos que la cuantificación de un modo más preciso de la rentabilidad de un activo sin riesgo es, sin duda, una extensión de esta tesis doctoral.
3. Por último, la gran cantidad de información financiera disponible ha hecho que la medición de las tasas de retorno de los distintos activos resultara más sencilla que en el caso de otras variables.

El análisis de la frontera de Hansen y Jagannathan para el caso español nos ha permitido verificar que tanto los diferentes datos empleados como las distintas especificaciones de la función de utilidad generan importantes efectos sobre los resultados. A modo de conclusión diremos que:

1. En general, los datos medidos más frecuentemente reducen el valor necesario del parámetro de aversión al riesgo para los que los distintos modelos son admisibles. Es decir, el rompecabezas de la prima de riesgo se recoge más claramente con datos anuales que con datos mensuales. La explicación a este resultado ha de encontrarse en el efecto suavizador que la anualización de los datos puede generar.

2. El rompecabezas de la prima de riesgo se recoge con claridad en el caso de la función de utilidad intertemporalmente separable. Sin embargo, este modelo resulta admisible para valores del parámetro de aversión relativa al riesgo razonables cuando se emplean datos de consumo de bienes no duraderos y servicios, tanto anuales como trimestrales.
3. El modelo con formación externa de hábitos reduce de modo considerable los valores del parámetro de aversión al riesgo para los que dicho modelo podría explicar el comportamiento de las tasas de retorno en España. No obstante, y en relación a los valores del citado parámetro que tradicionalmente se han considerado como razonables, el rompecabezas de la prima de riesgo no queda plenamente resuelto.
4. El modelo de Ferson y Constantinides (1991) resulta admisible en el caso español para valores razonables del parámetro de aversión relativa al riesgo, mostrando evidencia tanto a favor de la formación de hábitos como de la existencia de durabilidad en el consumo.
5. Por último, la función de utilidad recursiva de Epstein y Zin (1991) satisface la cota de Hansen y Jagannathan para valores tanto del parámetro de aversión relativa al riesgo como de la elasticidad intertemporal de sustitución que pueden considerarse admisibles. Llama la atención el mal funcionamiento del modelo cuando se emplean datos mensuales de consumo y tasas de retorno.

La estimación del modelo CCAPM para las diferentes especificaciones de la función de utilidad empleadas nos han permitido confirmar los resultados que el análisis de Hansen y Jagannathan apuntaba. De un modo particular, las principales conclusiones respecto a cada uno de los modelos estimados son las siguientes:

1. Respecto al modelo con función intertemporalmente separable y con aversión relativa al riesgo constante, se observa que, tanto la frecuencia de medición de los datos como el tipo de gasto de consumo considerado afectan de modo significativo

a las estimaciones obtenidas. Así, por ejemplo, observamos que los datos anuales de consumo total, que incluyen el consumo de bienes duraderos, resultan en valores estimados del parámetro de aversión relativa al riesgo inferiores a los obtenidos cuando utilizamos datos de consumo de bienes no duraderos y servicios. Aunque el modelo estimado se rechace en contadas ocasiones, las estimaciones del parámetro de aversión relativa al riesgo son muy inestables y claramente sensibles a la elección de los instrumentos. Así pues que en el modelo se refleje o no la existencia de un *rompecabezas de la prima de riesgo* puede depender simplemente de la elección de los instrumentos realizada. Este hecho puede reflejar una especificación incorrecta de la función de utilidad.

2. El modelo con formación externa de hábitos nos permite mejorar el rompecabezas de la prima de riesgo. La frecuencia de medición de los datos es relevante en la estimación; los mejores resultados se obtienen con datos anuales y los peores con datos mensuales. Parecería pues que la formación externa de hábitos queda mejor recogida en datos de menor frecuencia. Por otro lado, de nuevo se observa que la inclusión del consumo duradero produce una reducción significativa en los valores estimados del coeficiente de aversión relativa al riesgo.
3. Los resultados obtenidos de la estimación del modelo de Ferson y Constantinides (1991) para el caso español muestran la posibilidad de que exista un proceso tanto de formación de hábitos como de durabilidad en el consumo. A pesar de que el contraste de las restricciones de sobreidentificación del modelo no permite rechazarlo en ninguno de los casos considerados, en aquéllos en los que los tres parámetros de preferencias estimados son simultáneamente significativos, el valor estimado del parámetro de aversión relativa al riesgo se sitúa por encima de 27, por lo que no se resuelve el rompecabezas de la prima de riesgo. En estos casos, el modelo refleja evidencia a favor de una leve formación de hábitos en el consumo. Una posible explicación de los resultados obtenidos está en que hemos considerado que el efecto

de la durabilidad o la formación interna de hábitos se produce durante un único período. La ampliación de los retardos considerados podría mejorar los resultados obtenidos.

4. La función de utilidad de Epstein y Zin (1991) sólo genera resultados favorables en el caso de datos anuales. Así, en este caso, la frecuencia de medición de los datos resulta ser claramente relevante¹. Centrándonos en los casos en los que los parámetros estimados son significativos, los resultados no parecen apoyar el denominado rompecabezas de la prima de riesgo, puesto que los valores estimados de γ pueden considerarse razonables. Igualmente, las estimaciones de la elasticidad de sustitución intertemporal obtenidas son razonables.

De todo lo expuesto hasta aquí, es posible extraer las siguientes conclusiones generales:

1. La técnica de Hansen y Jagannathan se muestra como una vía muy adecuada para realizar una selección previa de los modelos intertemporales de valoración de activos antes de proceder a su estimación. Este método nos permite conocer de antemano qué podemos esperar de la estimación de los distintos modelos, así como descartar aquéllos que no satisfacen la cota de Hansen y Jagannathan.
2. Los resultados del contraste del modelo CCAPM parecen depender tanto del tipo de consumo utilizado como de la frecuencia de medición de los datos empleados. Una cuestión de gran interés en este sentido tiene que ver con la inclusión de los servicios que el consumo duradero genera dentro de la función de utilidad corriente. El estudio realizado para el caso español muestra que la incorporación de los datos de consumo duradero nos lleva, en general, a reducciones de los valores estimados del parámetro de aversión relativa al riesgo. Así pues, parece que la consideración del consumo duradero puede ayudar a resolver, al menos en parte, el rompecabezas de la prima de riesgo.

¹Al igual que en la cota de Hansen y Jagannathan, el modelo no genera ningún resultado favorable con datos mensuales.

3. Por otro lado, las especificaciones de la función de utilidad que rompen con la separabilidad intertemporal de las preferencias generan mejores resultados en el caso español que la función de utilidad intertemporalmente separable típicamente utilizada. Sin embargo, en muchas ocasiones se observa que, incluso en estos casos, las estimaciones dependen claramente de los instrumentos elegidos, así como de la frecuencia de medición de los datos o del tipo de consumo utilizado. De las distintas estimaciones realizadas, podemos deducir que, tanto la función de utilidad recursiva de Epstein y Zin como la función de utilidad con formación externa de hábitos planteada por Abel, nos permiten explicar el comportamiento del consumo y las tasas de retorno en el caso español.

Todo anterior nos sugiere una serie de vías que podrían contribuir a mejorar los resultados del modelo CCAPM para la economía española y que se convierten de modo natural en extensiones de este trabajo. En primer lugar, la modelización explícita del consumo de bienes duraderos dentro del modelo podría generar importantes reducciones de los valores estimados del parámetro de aversión relativa al riesgo y, por tanto, permitiría resolver, o al menos mejorar, el rompecabezas de la prima de riesgo. Por otra parte, el análisis de la frecuencia temporal que mejor se ajusta a las características propias de cada modelo puede igualmente resultar en un mejor funcionamiento de éstos. En este sentido, sería preciso analizar de un modo más preciso las razones por las que la frecuencia de medición de los datos afecta al funcionamiento de los diversos modelos. Igualmente interesante sería analizar qué frecuencia de medición es la más adecuada para las características propias de cada función de utilidad.

Además, otras posibles vías de avance irían en la línea de considerar las posibles imperfecciones y fricciones en los mercados de capitales, así como la segmentación del mercado para el caso español. En la primera línea de investigación se sitúan trabajos como Weil (1992), Heaton y Lucas (1992, 1995, 1996), Hugget (1993), Telmer (1993), Fisher (1994), He y Modest (1995) y Kocherlakota (1996). Los trabajos de Mankiw y Zeldes (1991), Attanasio, Banks y Tanner (1998) y Brav, Constantinides y Geczy (2000)

utilizan la segmentación del mercado como vía de explicación de las anomalías del modelo CCAPM.

Otra posibilidad es la consideración de otros tipos de modelos para explicar las preferencias de los agentes. Así, los denominados *modelos psicológicos de preferencias* podrían también aplicarse al caso español para ver hasta qué punto los resultados mejoran. Estos modelos se apoyan en la denominada *teoría de la perspectivas*² de Kahneman y Tversky (1979) y Tversky y Kahneman (1992). La idea esencial de estos modelos es que los inversores no derivan utilidad únicamente de los niveles de consumo, sino también de las variaciones en el valor de su riqueza financiera³.

Por último, nos gustaría señalar como posible extensión de esta tesis la aplicación de modo explícito del modelo CCAPM al análisis del activo libre de riesgo con el objetivo de obtener conclusiones respecto a la contrapartida empírica más adecuada para medir el tipo de interés. Ello nos permitiría determinar el modelo más adecuado de cuantificar empíricamente la rentabilidad de un activo sin riesgo para el caso español.

Todas las líneas mencionadas abren posibilidades de ampliación y continuación del trabajo desarrollado en esta tesis doctoral y la mayoría de ellas están aún pendientes de estudio para la economía española.

²Un repaso de tales modelos puede verse en Campbell, Lo, y Mackinlay (1997), cap. 8.

³Una aplicación reciente de esta teoría a la valoración intertemporal de activos es el trabajo de Barberis, Huang y Santos (1999). El modelo, aplicado al caso de Estados Unidos, puede explicar la elevada prima de riesgo, así como la alta volatilidad observada en las tasas de retorno de los activos. La clave de los resultados está en que la aversión al riesgo de los agentes varía a lo largo del tiempo, a medida que lo hace el resultado de sus inversiones.

Apéndice A

Resultados de las estimaciones del modelo CCAPM para el caso español

A.1 Función de utilidad intertemporalmente separable

Las siguientes Tablas recogen de modo detallado todos los resultados obtenidos en la estimación del modelo CCAPM para el caso español cuando se considera la función de utilidad intertemporalmente separable. Concretamente, las tablas recogen el valor estimado de los parámetros, el error estándar (bajo cada valor estimado del parámetro) y el estadístico t con su probabilidad asociada, para las diferentes tasas de retorno consideradas y para los diferentes grupos de instrumentos utilizados. Además recogemos el test de Hansen con su probabilidad asociada y el número de grados de libertad (g.l.) para cada estimación.

MODELO CON FUNCIÓN DE UTILIDAD INTERTEMPORALMENTE SEPARABLE

DATOS ANUALES DE CONSUMO TOTAL

TASA DE RETORNO	β	Estadístico t	Probabilidad	γ	Estadístico t	Probabilidad	Test de Hansen	Probabilidad	Inst. (g.l)
IGTBM	0.9427	11.1237	0.0000	1.5519	1.2283	0.2283	3.0474	0.0808	I1 (1)
	0.0847			1.2635					
	1.0340	9.2806	0.0000	2.1516	0.9027	0.3736	1.7861	0.6179	I2 (3)
	0.1114			2.3834					
	1.2734	5.6160	0.0000	12.2339	2.3708	0.0239	1.5319	0.2158	I3 (1)
	0.2268			5.1602					
	1.2119	5.6499	0.0000	11.8983	2.2149	0.0342	2.5108	0.4733	I4 (3)
	0.2145			5.3719					
	1.0009	9.4881	0.0000	1.7458	0.7745	0.4445	2.4213	0.2979	I5 (2)
	0.1055			2.2541					
	0.9790	11.6620	0.0000	2.0873	0.9296	0.3595	2.3847	0.4964	I6 (3)
	0.0839			2.2453					
	1.0193	5.0821	0.0000	4.6824	0.8042	0.4274	1.2238	0.2686	I7 (1)
0.2006			5.8223						
BANCOS	1.0665	13.7983	0.0000	4.1381	2.3692	0.0240	0.9315	0.3344	I1 (1)
	0.0773			1.7466					
	1.0478	15.7810	0.0000	3.4863	2.0013	0.0542	1.4465	0.6946	I2 (3)
	0.0664			1.7420					
	1.2589	6.5103	0.0000	11.6560	2.5235	0.0168	1.1837	0.2766	I3 (1)
	0.1934			4.6190					
	1.2490	7.5196	0.0000	12.5388	3.0169	0.0051	3.4130	0.3322	I4 (3)
	0.1661			4.1561					
	0.9998	17.0371	0.0000	4.1455	1.8055	0.0807	2.2647	0.3222	I5 (2)
	0.0587			2.2960					
	1.0210	20.3752	0.0000	3.9052	2.3808	0.0234	2.3004	0.5124	I6 (3)
	0.0501			1.6403					
	1.2458	7.0079	0.0000	9.8629	1.9513	0.0601	1.1698	0.2794	I7 (1)
0.1778			5.0544						
ELÉCTRICAS	0.8590	12.0825	0.0000	-0.5868	-0.3586	0.7222	2.3024	0.1261	I1 (1)
	0.0711			1.6363					
	0.8478	8.9452	0.0000	-0.8074	-0.3360	0.7392	2.1004	0.5518	I2 (3)
	0.0948			2.4031					
	0.9943	8.3126	0.0000	3.6590	1.1189	0.2715	2.2766	0.1313	I3 (1)
	0.1196			3.2702					
	0.9265	6.6717	0.0000	1.9596	0.4874	0.6294	2.5205	0.4715	I4 (3)
	0.1389			4.0202					
	0.8441	8.1917	0.0000	-0.5683	-0.2277	0.8213	2.8443	0.2411	I5 (2)
	0.1030			2.4954					
	0.8443	10.0916	0.0000	-0.7607	-0.3483	0.7299	2.8707	0.4119	I6 (3)
	0.0837			2.1838					
	0.9960	6.9849	0.0000	3.5558	0.8530	0.4002	0.5522	0.4574	I7 (1)
0.1426			4.1683						

MODELO CON FUNCIÓN DE UTILIDAD INTERTEMPORALMENTE SEPARABLE

DATOS ANUALES DE CONSUMO TOTAL (Continuación)

TASA DE RETORNO	β	Estadístico t	Probabilidad	γ	Estadístico t	Probabilidad	Test de Hansen	Probabilidad	Inst. (g.l)
ALIMENTACIÓN	1.2307	9.3490	0.0000	4.8468	1.8909	0.0677	2.4091	0.1206	I1 (1)
	0.1316			2.5632					
	1.3725	12.1653	0.0000	6.0279	2.3208	0.0270	3.5894	0.3093	I2 (3)
	0.1128			2.5973					
	1.2740	4.1784	0.0002	7.8740	1.0643	0.2952	1.1194	0.2900	I3 (1)
	0.3049			7.3985					
	1.2591	4.3133	0.0002	20.1322	2.3197	0.0271	3.9428	0.2677	I4 (3)
	0.2919			8.6790					
	1.2668	5.6790	0.0000	6.4366	1.1710	0.2505	1.9339	0.3802	I5 (2)
	0.2231			5.4965					
	1.4037	13.2444	0.0000	6.2563	2.9955	0.0053	2.4969	0.4758	I6 (3)
	0.1060			2.0886					
	0.9743	4.1528	0.0002	2.0587	0.3390	0.7369	3.5418	0.0598	I7 (1)
0.2346			6.0722						
CONSTRUCCIÓN	1.1070	10.8200	0.0000	4.5354	1.9290	0.0626	1.6367	0.2007	I1 (1)
	0.1023			2.3511					
	1.1006	9.2030	0.0000	3.1190	1.0069	0.3218	2.5028	0.4747	I2 (3)
	0.1196			3.0976					
	1.2796	5.8835	0.0000	9.6450	1.9025	0.0661	1.5309	0.2159	I3 (1)
	0.2175			5.0698					
	0.9409	3.7661	0.0007	-0.1751	-0.0309	0.9756	2.8167	0.4207	I4 (3)
	0.2498			5.6716					
	1.1018	9.0468	0.0000	3.3085	0.9701	0.3395	2.6689	0.2632	I5 (2)
	0.1218			3.4106					
	1.0631	16.8435	0.0000	3.9116	1.9066	0.0656	2.2271	0.5266	I6 (3)
	0.0631			2.0516					
	1.2174	6.1262	0.0000	8.0495	1.7975	0.0820	2.4843	0.1149	I7 (1)
0.1987			4.4782						
INVERSIÓN	0.9138	5.3059	0.0000	3.3377	0.7125	0.4813	1.7494	0.1859	I1 (1)
	0.1722			4.6848					
	0.8022	4.3303	0.0001	-0.0909	-0.0177	0.9860	1.5181	0.6780	I2 (3)
	0.1852			5.1291					
	1.2549	3.9757	0.0004	12.6478	1.7603	0.0879	2.0276	0.1544	I3 (1)
	0.3156			7.1849					
	1.0765	8.2638	0.0000	8.1338	2.0705	0.0468	2.5812	0.4607	I4 (3)
	0.1303			3.9285					
	0.9070	5.3313	0.0000	2.9148	0.6370	0.5286	1.9601	0.3752	I5 (2)
	0.1701			4.5756					
	0.8966	8.4370	0.0000	1.0387	0.5247	0.6034	4.3463	0.2264	I6 (3)
	0.1063			1.9796					
	0.8728	3.0305	0.0049	1.1355	0.1267	0.9000	0.7142	0.3980	I7 (1)
0.2880			8.9637						
COMUNICACIONES	0.9669	7.6053	0.0000	3.9710	1.0244	0.3133	1.2881	0.2563	I1 (1)
	0.1271			3.8764					
	0.9120	8.9506	0.0000	1.8759	0.5844	0.5632	1.7443	0.6271	I2 (3)
	0.1019			3.2099					
	0.9553	6.5834	0.0000	3.9739	0.9115	0.3689	2.7870	0.0950	I3 (1)
	0.1451			4.3598					
	0.8900	8.9545	0.0000	2.1590	0.6408	0.5264	2.5974	0.4579	I4 (3)
	0.0994			3.3692					
	0.8662	8.3755	0.0000	0.9836	0.2634	0.7940	1.8487	0.3967	I5 (2)
	0.1034			3.7343					
	0.8902	7.9563	0.0000	1.7551	0.4985	0.6215	1.9358	0.5858	I6 (3)
	0.1119			3.5204					
	0.9873	5.3098	0.0000	3.8070	0.6276	0.5349	0.1627	0.6866	I7 (1)
0.1859			6.0660						

MODELO CON FUNCIÓN DE UTILIDAD INTERTEMPORALMENTE SEPARABLE

DATOS ANUALES DE CONSUMO TOTAL (Continuación)

TASA DE RETORNO	β	Estadístico t	Probabilidad	γ	Estadístico t	Probabilidad	Test de Hansen	Probabilidad	Inst. (g.l)
SIDEROMETALÚRGICAS	1.1688	6.1153	0.0000	4.1962	1.1860	0.2443	2.5214	0.1123	I1 (1)
	0.1911			3.5380					
	1.1716	7.2184	0.0000	2.0879	0.7720	0.4460	4.9919	0.1723	I2 (3)
	0.1623			2.7046					
	1.3485	4.3140	0.0001	11.0382	1.7369	0.0920	1.3096	0.2524	I3 (1)
	0.3126			6.3552					
	0.8636	3.1023	0.0041	-1.7339	-0.2490	0.8050	2.5294	0.4699	I4 (3)
	0.2784			6.9633					
	0.7571	4.1938	0.0002	-2.6539	-0.5254	0.6030	3.5176	0.1722	I5 (2)
	0.1805			5.0512					
	0.9791	7.6200	0.0000	1.3550	0.4077	0.6862	3.3267	0.3439	I6 (3)
	0.1285			3.3238					
	0.8516	2.2720	0.0302	-2.3679	-0.2302	0.8195	2.0666	0.1505	I7 (1)
0.3748			10.2873						
QUÍMICO-TEXTIL	1.1454	5.1532	0.0000	4.5965	0.9943	0.3275	1.7230	0.1893	I1 (1)
	0.2223			4.6226					
	1.0327	6.9150	0.0000	0.4139	0.1336	0.8946	6.4447	0.0918	I2 (3)
	0.1493			3.0984					
	1.3640	4.7695	0.0000	12.8319	2.0800	0.0456	0.9907	0.3195	I3 (1)
	0.2860			6.1693					
	1.0010	4.0829	0.0003	1.5298	0.2512	0.8033	2.8398	0.4169	I4 (3)
	0.2452			6.0889					
	1.4474	5.3199	0.0000	10.2755	1.9189	0.0642	3.3986	0.1828	I5 (2)
	0.2721			5.3550					
	1.0371	7.8575	0.0000	3.0959	0.8770	0.3870	3.0456	0.3846	I6 (3)
	0.1320			3.5301					
	0.9552	2.1184	0.0423	0.3981	0.0346	0.9726	2.1514	0.1424	I7 (1)
0.4509			11.5106						
VARIOS	1.1602	4.6532	0.0001	3.8729	0.8490	0.4022	0.9212	0.3371	I1 (1)
	0.2493			4.5615					
	1.3817	11.4845	0.0000	7.0985	3.3045	0.0024	4.4190	0.2196	I2 (3)
	0.1203			2.1481					
	1.2711	4.1304	0.0002	6.8957	1.0750	0.2904	0.8108	0.3678	I3 (1)
	0.3077			6.4144					
	1.1528	3.6719	0.0009	3.0582	0.4377	0.6646	2.2842	0.5155	I4 (3)
	0.3139			6.9863					
	1.2611	5.4665	0.0000	5.9930	1.3519	0.1862	1.1819	0.5537	I5 (2)
	0.2307			4.4329					
	1.1987	10.1923	0.0000	4.3068	2.2102	0.0344	2.8097	0.4218	I6 (3)
	0.1176			1.9486					
	1.2140	4.1140	0.0003	5.7927	0.9875	0.3311	1.9905	0.1582	I7 (1)
0.2951			5.8662						
ESTIMACIÓN AGREGADA	1.1602	4.6532	0.0001	3.8729	0.8490	0.4022	6.5320	0.9999	I1 (31)
	0.2493			4.5615					
	1.0554	27.8742	0.0000	2.2453	3.1396	0.0037	7.2274	0.9999	I2 (42)
	0.0379			0.7152					
	1.0183	32.9587	0.0000	2.1713	3.0580	0.0045	6.5528	0.9999	I3 (31)
	0.0309			0.7100					
	0.9736	28.9057	0.0000	1.7067	1.8568	0.0729	7.5343	0.9999	I4 (42)
	0.0337			0.9191					
	0.9124	12.9119	0.0000	2.4653	1.3616	0.1831	5.3136	0.9999	I5 (42)
	0.0707			1.8106					
	1.0195	33.7711	0.0000	2.2412	3.5181	0.0013	6.5870	0.9999	I6 (42)
	0.0302			0.6370					
	0.8345	4.2650	0.0002	-1.0356	-0.1795	0.8587	3.0747	0.9999	I7 (31)
0.1957			5.7695						

MODELO CON FUNCIÓN DE UTILIDAD INTERTEMPORALMENTE SEPARABLE

DATOS ANUALES DE CONSUMO DE BIENES NO DURADEROS Y SERVICIOS

TASA DE RETORNO	β	Estadístico t	Probabilidad	γ	Estadístico t	Probabilidad	Test de Hansen	Probabilidad	Inst. (g.l)
IGTBM	0.9575	9.6064	0.0000	1.7469	0.9075	0.3709	3.3371	0.0677	I1 (1)
	0.0997			1.9249					
	0.9728	8.4648	0.0000	1.0903	0.3790	0.7073	2.0126	0.5697	I2 (3)
	0.1149			2.8767					
	1.3821	4.5480	0.0001	16.6890	2.0310	0.0506	1.5558	0.2122	I3 (1)
	0.3039			8.2173					
	0.8805	4.5953	0.0001	-1.0519	-0.1767	0.8609	2.5762	0.4616	I4 (3)
	0.1916			5.9539					
	0.9343	7.2668	0.0000	0.5794	0.1921	0.8489	2.3805	0.3041	I5 (2)
	0.1286			3.0163					
	0.9610	9.7099	0.0000	1.6783	0.5393	0.5934	2.2354	0.5249	I6 (3)
	0.0990			3.1118					
0.9334	4.2038	0.0002	2.6233	0.3318	0.7423	1.0890	0.2966	I7 (1)	
0.2220			7.9074						
BANCOS	1.0545	11.3283	0.0000	4.0992	1.8116	0.0794	0.7543	0.3850	I1 (1)
	0.0931			2.2628					
	1.0024	14.5086	0.0000	4.6198	3.0224	0.0050	4.0552	0.2555	I2 (3)
	0.0691			1.5285					
	1.3196	5.1534	0.0000	14.7092	1.9980	0.0543	1.0769	0.2993	I3 (1)
	0.2561			7.3619					
	0.7751	6.0196	0.0000	-2.3197	-0.5454	0.5894	4.6007	0.2034	I4 (3)
	0.1288			4.2533					
	0.9599	10.6037	0.0000	2.8184	1.0139	0.3185	2.0737	0.3545	I5 (2)
	0.0905			2.7798					
	1.0157	13.5104	0.0000	4.3269	3.2904	0.0024	3.2127	0.3599	I6 (3)
	0.0752			1.3150					
0.9832	4.1859	0.0002	4.9116	0.5567	0.5817	1.8770	0.1707	I7 (1)	
0.2349			8.8220						
ELÉCTRICAS	0.8449	7.9346	0.0000	-0.9064	-0.2802	0.7812	1.3229	0.2500	I1 (1)
	0.1065			3.2354					
	0.8448	8.3920	0.0000	-1.0332	-0.3306	0.7432	2.0485	0.5623	I2 (3)
	0.1007			3.1253					
	1.0123	5.1774	0.0000	5.0303	0.7923	0.4340	1.1344	0.2868	I3 (1)
	0.1955			6.3490					
	0.9264	6.1438	0.0000	2.1804	0.4287	0.6711	2.3200	0.5086	I4 (3)
	0.1508			5.0856					
	0.8254	7.8055	0.0000	-1.2654	-0.3637	0.7186	2.6201	0.2698	I5 (2)
	0.1057			3.4796					
	0.8200	7.9498	0.0000	-1.7298	-0.5280	0.6011	2.7713	0.4282	I6 (3)
	0.1032			3.2761					
0.9857	6.1312	0.0000	3.8177	0.6985	0.4901	0.6297	0.4274	I7 (1)	
0.1608			5.4654						

MODELO CON FUNCIÓN DE UTILIDAD INTERTEMPORALMENTE SEPARABLE

DATOS ANUALES DE CONSUMO DE BIENES NO DURADEROS Y SERVICIOS (Continuación)

TASA DE RETORNO	β	Estadístico t	Probabilidad	γ	Estadístico t	Probabilidad	Test de Hansen	Probabilidad	Inst. (g.I)
ALIMENTACIÓN	1.1110	3.9951	0.0004	3.6373	0.4948	0.6241	0.7275	0.3939	I1 (1)
	0.2781			7.3507					
	1.2563	3.9469	0.0004	6.9462	0.8994	0.3754	2.0663	0.5587	I2 (3)
	0.3183			7.7233					
	1.2235	3.1085	0.0039	7.3197	0.6536	0.5181	0.8079	0.3687	I3 (1)
	0.3936			11.1999					
	0.9391	3.2476	0.0028	-0.5585	-0.0634	0.9499	1.9929	0.5738	I4 (3)
	0.2892			8.8108					
	1.2786	3.7997	0.0006	7.1685	0.8777	0.3868	1.9954	0.3687	I5 (2)
	0.3365			8.1671					
	1.1172	4.3725	0.0001	4.5209	0.6818	0.5003	1.4729	0.6885	I6 (3)
0.2555			6.6305						
0.8223	3.0777	0.0043	-2.6071	-0.2888	0.7747	3.2285	0.0723	I7 (1)	
0.2672			9.0275						
CONSTRUCCIÓN	1.1170	9.2020	0.0000	4.9645	2.1888	0.0360	1.9089	0.1670	I1 (1)
	0.1214			2.2682					
	1.0257	7.0564	0.0000	1.8341	0.5350	0.5964	2.6174	0.4544	I2 (3)
	0.1454			3.4281					
	1.2800	4.5816	0.0001	11.5259	1.4816	0.1482	1.2047	0.2723	I3 (1)
	0.2794			7.7794					
	0.8625	3.1050	0.0040	-2.2858	-0.3015	0.7651	2.5371	0.4686	I4 (3)
	0.2778			7.5824					
	1.0505	7.0944	0.0000	2.0839	0.5607	0.5790	2.6037	0.2720	I5 (2)
	0.1481			3.7166					
	1.0625	10.8162	0.0000	4.1297	2.2053	0.0347	2.9585	0.3980	I6 (3)
0.0982			1.8727						
0.7918	2.2271	0.0333	-2.4757	-0.2069	0.8375	1.8344	0.1756	I7 (1)	
0.3555			11.9682						
INVERSIÓN	0.8750	4.2477	0.0002	2.4780	0.3774	0.7084	1.6413	0.2001	I1 (1)
	0.2060			6.5663					
	0.8901	4.0469	0.0003	3.5026	0.4543	0.6528	1.8059	0.6136	I2 (3)
	0.2199			7.7093					
	1.2114	3.1751	0.0033	8.9093	0.8558	0.3985	1.3779	0.2404	I3 (1)
	0.3815			10.4100					
	1.2050	4.9734	0.0000	12.7115	1.7762	0.0855	3.0036	0.3910	I4 (3)
	0.2423			7.1565					
	0.9145	4.5002	0.0001	1.0311	0.2142	0.8318	1.9143	0.3839	I5 (2)
	0.2032			4.8135					
	0.8748	4.3939	0.0001	1.5114	0.2539	0.8012	2.3962	0.4943	I6 (3)
0.1991			5.9522						
0.8111	2.7282	0.0104	-1.0458	-0.0950	0.9249	0.6608	0.4162	I7 (1)	
0.2973			11.0026						
COMUNICACIONES	0.9537	6.5491	0.0000	3.8814	0.7663	0.4491	1.3232	0.2500	I1 (1)
	0.1456			5.0652					
	0.9094	8.5318	0.0000	2.2154	0.5599	0.5796	1.4972	0.6829	I2 (3)
	0.1066			3.9570					
	1.1323	3.9853	0.0004	9.6458	0.9933	0.3280	1.2937	0.2553	I3 (1)
	0.2841			9.7112					
	1.1175	3.8690	0.0005	10.2244	1.0117	0.3195	1.4522	0.6933	I4 (3)
	0.2888			10.1057					
	0.8431	6.7477	0.0000	0.4169	0.0821	0.9351	1.6048	0.4482	I5 (2)
	0.1249			5.0780					
	0.8611	6.8011	0.0000	0.9396	0.2150	0.8311	1.8379	0.6067	I6 (3)
0.1266			4.3702						
1.1578	3.9695	0.0004	10.5366	1.0615	0.2967	0.8245	0.3638	I7 (1)	
0.2917			9.9263						

MODELO CON FUNCIÓN DE UTILIDAD INTERTEMPORALMENTE SEPARABLE

DATOS ANUALES DE CONSUMO DE BIENES NO DURADEROS Y SERVICIOS (Continuación)

TASA DE RETORNO	β	Estadístico t	Probabilidad	γ	Estadístico t	Probabilidad	Test de Hansen	Probabilidad	Inst. (g.I)
SIDEROMETALÚRGICAS	0.8484	5.4518	0.0000	-1.0092	-0.2215	0.8261	1.9326	0.1644	I1 (1)
	0.1556			4.5561					
	0.7822	4.9827	0.0000	-2.9383	-0.5658	0.5756	3.4432	0.3281	I2 (3)
	0.1570			5.1928					
	1.4044	3.9372	0.0004	13.7655	1.7519	0.0894	1.0872	0.2970	I3 (1)
	0.3567			7.8574					
	0.6699	1.7475	0.0904	-8.0435	-0.5416	0.5920	1.6278	0.6530	I4 (3)
	0.3834			14.8519					
	0.7105	4.1623	0.0002	-4.8448	-0.8143	0.4217	3.0126	0.2217	I5 (2)
	0.1707			5.9496					
	0.9149	7.1361	0.0000	-0.3083	-0.0763	0.9397	3.1363	0.3710	I6 (3)
0.1282			4.0420						
0.7647	2.0365	0.0503	-5.3683	-0.4147	0.6812	1.5067	0.2196	I7 (1)	
0.3755			12.9458						
QUÍMICO-TEXTIL	1.1344	4.2683	0.0002	4.7024	0.7493	0.4591	1.5640	0.2110	I1 (1)
	0.2658			6.2756					
	0.5248	2.5372	0.0164	-13.0750	-1.3852	0.1759	1.8698	0.5998	I2 (3)
	0.2068			9.4389					
	1.4571	4.6535	0.0001	15.6925	2.1183	0.0420	1.5174	0.2180	I3 (1)
	0.3131			7.4082					
	0.8739	2.6600	0.0123	-2.2501	-0.2272	0.8218	2.6049	0.4566	I4 (3)
	0.3285			9.9032					
	0.6468	2.4810	0.0187	-7.8467	-0.8062	0.4263	2.8615	0.2391	I5 (2)
	0.2607			9.7333					
	1.0054	6.7168	0.0000	2.4667	0.5418	0.5917	2.8627	0.4132	I6 (3)
0.1497			4.5530						
0.8019	1.5755	0.1253	-4.2064	-0.2465	0.8070	1.4951	0.2214	I7 (1)	
0.5090			17.0677						
VARIOS	1.1635	9.3441	0.0000	3.9202	1.7026	0.0983	1.4379	0.2304	I1 (1)
	0.1245			2.3025					
	1.3314	8.4993	0.0000	7.0030	2.4834	0.0186	4.6077	0.2028	I2 (3)
	0.1566			2.8199					
	1.3279	6.4006	0.0000	9.0348	1.8161	0.0787	1.2913	0.2557	I3 (1)
	0.2075			4.9750					
	1.0764	3.5732	0.0012	1.1056	0.1328	0.8952	2.2323	0.5256	I4 (3)
	0.3012			8.3271					
	1.2123	4.7667	0.0000	5.1332	1.0169	0.3171	1.0346	0.5961	I5 (2)
	0.2543			5.0481					
	1.1572	4.7948	0.0000	4.0222	0.7893	0.4358	1.2950	0.7302	I6 (3)
0.2414			5.0961						
0.7538	1.3285	0.1937	-5.6514	-0.2846	0.7778	1.0890	0.2966	I7 (1)	
0.5674			19.8575						
ESTIMACIÓN AGREGADA	1.0190	23.4248	0.0000	2.5680	2.5433	0.0160	6.5258	0.9999	I1 (31)
	0.0435			1.0097					
	1.0057	26.9602	0.0000	1.8104	2.2988	0.0284	7.2434	0.9999	I2 (42)
	0.0373			0.7875					
	1.0228	28.2805	0.0000	2.4624	2.6852	0.0114	6.4577	0.9999	I3 (31)
	0.0362			0.9170					
	0.9403	25.1101	0.0000	1.3173	1.0835	0.2870	7.5092	0.9999	I4 (42)
	0.0374			1.2158					
	0.8258	8.5236	0.0000	0.0840	0.0267	0.9788	4.3200	1.0000	I5 (42)
	0.0969			3.1429					
	1.0271	29.4562	0.0000	2.7134	3.4455	0.0016	6.5450	0.9999	I6 (42)
0.0349			0.7875						
0.9334	4.2038	0.0002	2.6233	0.3317	0.7423	2.6944	0.9999	I7 (31)	
0.2220			7.9074						

MODELO CON FUNCIÓN DE UTILIDAD INTERTEMPORALMENTE SEPARABLE

DATOS TRIMESTRALES DE CONSUMO TOTAL

TASA DE RETORNO	β	Estadístico t	Probabilidad	γ	Estadístico t	Probabilidad	Test de Hansen	Probabilidad	Inst. (g.l)
IGTBM	1.0092	48.0002	0.0000	2.5784	1.1616	0.2478	2.3025	0.1291	I1 (1)
	0.0210			2.2197					
	0.9909	54.9398	0.0000	1.2528	0.6427	0.5217	5.0172	0.1705	I2 (3)
	0.0180			1.9492					
	1.0899	20.4674	0.0000	16.0841	2.3734	0.0193	1.6891	0.1937	I3 (1)
	0.0533			6.7767					
	1.0867	20.7164	0.0000	16.1966	2.4833	0.0145	2.5027	0.4747	I4 (3)
	0.0525			6.5221					
	0.9822	57.9220	0.0000	1.2778	0.6532	0.5149	4.0555	0.1316	I5 (2)
	0.0170			1.9561					
0.9805	56.3294	0.0000	1.1138	0.5613	0.5756	4.7657	0.1897	I6 (3)	
0.0174			1.9841						
0.6965	3.2120	0.0017	-42.8516	-1.2556	0.2118	0.0498	0.8232	I7 (1)	
0.2168			34.1284						
BANCOS	1.0235	41.7999	0.0000	3.8645	1.3496	0.1798	2.8565	0.0910	I1 (1)
	0.0245			2.8635					
	1.0040	49.6441	0.0000	1.1619	0.4698	0.6394	4.4750	0.2145	I2 (3)
	0.0202			2.4733					
	0.9958	47.6084	0.0000	2.0035	0.7581	0.4499	5.1518	0.0232	I3 (1)
	0.0209			2.6428					
	0.9893	53.4988	0.0000	1.9251	0.7835	0.4349	1.6837	0.6405	I4 (3)
	0.0185			2.4570					
	1.1076	19.4298	0.0000	19.2945	2.7356	0.0072	3.1568	0.2062	I5 (2)
	0.0570			7.0532					
0.9952	48.6705	0.0000	1.9567	0.7486	0.4556	5.1491	0.1611	I6 (3)	
0.0204			2.6140						
0.6761	3.0781	0.0026	-45.6402	-1.3208	0.1892	0.0134	0.9075	I7* (1)	
0.2197			34.5547						
ELÉCTRICAS	0.9893	55.9888	0.0000	0.3402	0.1623	0.8713	4.2329	0.0396	I1 (1)
	0.0177			2.0959					
	0.9847	57.5690	0.0000	0.2626	0.1351	0.8928	5.0126	0.1708	I2 (3)
	0.0171			1.9440					
	1.0862	21.8385	0.0000	15.6137	2.5407	0.0124	0.7261	0.3941	I3 (1)
	0.0497			6.1455					
	1.0826	22.2414	0.0000	15.3558	2.5416	0.0124	1.2600	0.7386	I4 (3)
	0.0487			6.0419					
	0.9581	53.0009	0.0000	-1.7531	-0.7841	0.4346	3.6276	0.1630	I5 (2)
	0.0181			2.2358					
0.9699	59.5479	0.0000	0.1220	0.0603	0.9520	6.2903	0.0983	I6 (3)	
0.0163			2.0236						
1.1676	6.4610	0.0000	29.1693	0.8893	0.3757	0.1267	0.7218	I7* (1)	
0.1807			32.8000						

MODELO CON FUNCIÓN DE UTILIDAD INTERTEMPORALMENTE SEPARABLE

DATOS TRIMESTRALES DE CONSUMO TOTAL (Continuación)

TASA DE RETORNO	β	Estadístico t	Probabilidad	γ	Estadístico t	Probabilidad	Test de Hansen	Probabilidad	Inst. (g.I)
ALIMENTACIÓN	1.0157	47.5027	0.0000	4.7682	1.8394	0.0684	0.8196	0.3652	I1 (1)
	0.0214			2.5923					
	1.0363	53.8345	0.0000	4.1758	2.0290	0.0448	4.7131	0.1940	I2 (3)
	0.0192			2.0581					
	1.1404	17.5529	0.0000	23.1683	3.1665	0.0020	0.2674	0.6050	I3 (1)
	0.0650			7.3167					
	1.1264	19.5980	0.0000	21.9948	3.2409	0.0016	1.1718	0.7597	I4 (3)
	0.0575			6.7867					
	1.0021	44.1845	0.0000	2.3658	0.9132	0.3630	4.5433	0.1031	I5 (2)
	0.0227			2.5906					
	1.0215	48.4656	0.0000	2.4395	0.9419	0.3482	6.5702	0.0869	I6 (3)
	0.0211			2.5900					
1.2537	8.3871	0.0000	45.6209	1.7218	0.0878	0.1491	0.6993	I7 (1)	
0.1495			26.4956						
CONSTRUCCIÓN	1.0256	38.3644	0.0000	4.1951	1.1713	0.2439	2.6738	0.1020	I1 (1)
	0.0267			3.5816					
	1.0198	39.8599	0.0000	3.2745	1.0218	0.3090	3.0204	0.3884	I2 (3)
	0.0256			3.2045					
	1.1022	18.1513	0.0000	17.2331	2.0701	0.0407	1.4614	0.2267	I3 (1)
	0.0607			8.3247					
	1.1079	20.3796	0.0000	18.9491	2.8012	0.0060	3.5755	0.3110	I4 (3)
	0.0544			6.7648					
	1.0001	45.7464	0.0000	3.4472	1.1393	0.2569	3.2269	0.1991	I5 (2)
	0.0219			3.0256					
	1.0086	41.3534	0.0000	2.4326	0.7401	0.4607	5.4171	0.1436	I6 (3)
	0.0244			3.2869					
1.2373	8.1368	0.0000	42.6856	1.5673	0.1198	0.4915	0.4832	I7 (1)	
0.1521			27.2348						
INVERSIÓN	1.0068	39.0516	0.0000	6.3219	2.3497	0.0205	3.8060	0.0510	I1 (1)
	0.0258			2.6905					
	0.9987	45.8922	0.0000	6.0482	2.4395	0.0162	5.4464	0.1418	I2 (3)
	0.0218			2.4793					
	1.1098	18.0931	0.0000	20.0235	2.7599	0.0067	0.9970	0.3180	I3 (1)
	0.0613			7.2551					
	1.1075	18.4098	0.0000	20.2506	2.8238	0.0056	1.4995	0.6823	I4 (3)
	0.0602			7.1715					
	1.0105	48.3757	0.0000	4.8330	2.2332	0.0275	4.3304	0.1147	I5 (2)
	0.0209			2.1642					
	0.9938	49.8929	0.0000	4.8853	2.1018	0.0377	4.9639	0.1744	I6 (3)
	0.0199			2.3243					
1.2328	7.8478	0.0000	42.4802	1.4934	0.1381	0.4013	0.5263	I7 (1)	
0.1571			28.4453						
COMUNICACIONES	0.9840	51.1285	0.0000	2.2612	1.2980	0.1969	1.6054	0.2051	I1 (1)
	0.0192			1.7421					
	1.0002	62.2299	0.0000	4.6703	2.7609	0.0067	5.2353	0.1553	I2 (3)
	0.0161			1.6916					
	1.1020	17.2025	0.0000	18.4858	2.1811	0.0312	2.1763	0.1401	I3 (1)
	0.0641			8.4756					
	1.1175	16.9910	0.0000	21.1727	2.4357	0.0164	3.2211	0.3587	I4 (3)
	0.0658			8.6926					
	0.9886	66.9507	0.0000	3.5988	2.1732	0.0318	6.6960	0.0351	I5 (2)
	0.0148			1.6560					
	0.9663	56.1333	0.0000	1.0244	0.5334	0.5948	5.2001	0.1577	I6 (3)
	0.0172			1.9207					
1.2366	7.7993	0.0000	43.0425	1.4503	0.1497	0.6822	0.4087	I7 (1)	
0.1586			29.6778						

MODELO CON FUNCIÓN DE UTILIDAD INTERTEMPORALMENTE SEPARABLE

DATOS TRIMESTRALES DE CONSUMO TOTAL (Continuación)

TASA DE RETORNO	β	Estadístico t	Probabilidad	γ	Estadístico t	Probabilidad	Test de Hansen	Probabilidad	Inst. (g.I)
SIDEROMETALÚRGICAS	1.0522	35.1054	0.0000	6.8237	1.8333	0.0693	1.6834	0.1944	I1 (1)
	0.0300			3.7222					
	1.0494	46.1866	0.0000	4.8316	1.9363	0.0553	4.0718	0.2538	I2 (3)
	0.0227			2.4953					
	1.0227	38.1614	0.0000	3.2158	0.9467	0.3458	6.3447	0.0117	I3 (1)
	0.0268			3.3969					
	1.0243	44.9446	0.0000	4.3993	1.7230	0.0876	9.0737	0.0283	I4 (3)
	0.0228			2.5533					
	1.0358	45.4378	0.0000	4.1446	1.7048	0.0909	6.6621	0.0357	I5 (2)
	0.0228			2.4312					
	1.0229	38.6281	0.0000	3.1967	0.9545	0.3418	6.3498	0.0957	I6 (3)
0.0265			3.3491						
0.5514	1.7849	0.0769	-67.2632	-1.2336	0.2199	0.0144	0.9043	I7 (1)	
0.3089			54.5256						
QUÍMICO-TEXTIL	1.0236	38.1667	0.0000	4.5234	1.6688	0.0978	2.0787	0.1493	I1 (1)
	0.0268			2.7105					
	1.0279	44.4761	0.0000	4.5798	2.0456	0.0431	3.5776	0.3108	I2 (3)
	0.0231			2.2389					
	1.1518	15.6377	0.0000	24.7066	2.5848	0.0110	0.9308	0.3346	I3 (1)
	0.0737			9.5585					
	1.1480	15.3210	0.0000	25.7539	2.6316	0.0097	1.3948	0.7067	I4 (3)
	0.0749			9.7863					
	1.0225	48.9129	0.0000	3.9973	2.0649	0.0412	5.4842	0.0644	I5 (2)
	0.0209			1.9358					
	0.9923	49.6443	0.0000	1.4855	0.6118	0.5419	5.7221	0.1259	I6 (3)
0.0200			2.4280						
1.1599	5.1978	0.0000	24.2559	0.6077	0.5446	0.4750	0.4906	I7* (1)	
0.2232			39.9127						
VARIOS	1.0283	51.4230	0.0000	3.2953	2.0431	0.0433	1.3032	0.2536	I1 (1)
	0.0200			1.6129					
	1.0275	52.9468	0.0000	2.9049	1.9886	0.0491	1.8860	0.5963	I2 (3)
	0.0194			1.4608					
	1.1559	16.1777	0.0000	25.4095	2.1742	0.0317	0.2158	0.6422	I3 (1)
	0.0715			11.6869					
	1.1440	16.7552	0.0000	24.5478	2.1144	0.0366	1.1450	0.7662	I4 (3)
	0.0683			11.6096					
	1.0159	44.0747	0.0000	2.9139	1.7294	0.0864	4.0577	0.1314	I5 (2)
	0.0230			1.6849					
	1.0185	56.4221	0.0000	2.4894	1.8562	0.0660	4.1833	0.2423	I6 (3)
0.0181			1.3411						
1.2495	8.1680	0.0000	44.8117	1.6005	0.1122	0.3107	0.5772	I7 (1)	
0.1530			27.9977						
ESTIMACIÓN AGREGADA	0.9791	61.5590	0.0000	-0.0642	-0.0375	0.9701	7.8202	0.9999	II (31)
	0.0159			1.7112					
	0.9808	76.2532	0.0000	0.2132	0.1685	0.8665	8.7201	0.9999	I2 (42)
	0.0129			1.2656					
	0.9873	47.0177	0.0000	0.8237	0.3194	0.7500	8.8546	0.9999	I3 (31)
	0.0210			2.5789					
	1.0146	53.7431	0.0000	4.0483	1.9053	0.0592	7.8302	0.9999	I4 (42)
	0.0189			2.1248					
	0.9833	63.3055	0.0000	1.4258	0.8152	0.4166	4.0465	1.0000	I5 (42)
	0.0155			1.7490					
	0.9804	66.7146	0.0000	-0.1127	-0.0764	0.9392	8.7596	0.9999	I6 (42)
0.0147			1.4753						
1.2459	9.0465	0.0000	45.2413	2.0169	0.0460	0.3630	1.0000	I7 (31)	
0.1377			22.4311						

MODELO CON FUNCIÓN DE UTILIDAD INTERTEMPORALMENTE SEPARABLE

DATOS TRIMESTRALES DE CONSUMO DE BIENES NO DURADEROS Y SERVICIOS

TASA DE RETORNO	β	Estadístico t	Probabilidad	γ	Estadístico t	Probabilidad	Test de Hansen	Probabilidad	Inst. (g.l)
IGTBM	0.9812	53.1628	0.0000	-0.6209	-0.5283	0.5983	2.4376	0.1184	I1 (1)
	0.0185			1.1753					
	0.9953	59.2571	0.0000	1.3196	1.7302	0.0863	4.9046	0.1789	I2 (3)
	0.0168			0.7627					
	1.0196	46.5640	0.0000	9.3307	1.7472	0.0833	2.1906	0.1339	I3 (1)
	0.0219			5.3405					
	1.0204	65.8505	0.0000	6.0714	1.7055	0.0908	6.3413	0.0961	I4 (3)
	0.0155			3.5598					
	0.9754	54.4176	0.0000	0.3619	0.4592	0.6469	3.1640	0.2055	I5 (2)
	0.0179			0.7881					
	0.9746	53.3587	0.0000	-0.0142	-0.0166	0.9868	3.9453	0.2674	I6 (3)
	0.0183			0.8569					
1.0058	57.6988	0.0000	6.3259	1.7332	0.0857	3.9963	0.0455	I7 (1)	
0.0174			3.6499						
BANCOS	0.9740	40.2869	0.0000	-1.6242	-1.2021	0.2318	3.6768	0.0451	I1 (1)
	0.0242			1.3511					
	1.0135	54.9185	0.0000	1.3634	1.9010	0.0598	3.5895	0.3093	I2 (3)
	0.0185			0.7172					
	1.0281	51.4070	0.0000	8.4396	1.6749	0.0967	4.2421	0.0394	I3 (1)
	0.0200			5.0390					
	1.0033	56.8270	0.0000	2.1178	0.7611	0.4482	5.2693	0.1531	I4 (3)
	0.0177			2.7827					
	0.9925	60.8584	0.0000	0.5536	1.2851	0.2013	3.4394	0.1791	I5 (2)
	0.0163			0.4308					
	0.9892	47.1216	0.0000	-0.2923	-0.2480	0.8045	4.4636	0.2155	I6 (3)
	0.0210			1.1785					
1.0029	54.2060	0.0000	6.2783	1.6925	0.0933	3.8621	0.0493	I7 (1)	
0.0185			3.7096						
ELÉCTRICAS	0.9877	74.0207	0.0000	0.2285	0.3233	0.7471	4.6871	0.0303	I1 (1)
	0.0133			0.7069					
	0.9872	70.9863	0.0000	0.9543	1.7362	0.0852	4.9010	0.1791	I2 (3)
	0.0139			0.5497					
	1.0189	63.4447	0.0000	4.7563	1.5428	0.1256	4.4293	0.0353	I3 (1)
	0.0161			3.0829					
	0.9794	57.9530	0.0000	0.7076	0.3614	0.7185	7.3769	0.0608	I4 (3)
	0.0169			1.9582					
	0.9709	68.2398	0.0000	0.0967	0.1273	0.8990	4.4808	0.1064	I5 (2)
	0.0142			0.7597					
	0.9788	79.5554	0.0000	0.5685	0.8330	0.4065	6.7818	0.0791	I6 (3)
	0.0123			0.6824					
0.9881	57.8902	0.0000	3.1206	1.0950	0.2758	3.5856	0.0482	I7 (1)	
0.0171			2.8500						

MODELO CON FUNCIÓN DE UTILIDAD INTERTEMPORALMENTE SEPARABLE

DATOS TRIMESTRALES DE CONSUMO DE BIENES NO DURADEROS Y SERVICIOS (Continuación)

TASA DE RETORNO	β	Estadístico t	Probabilidad	γ	Estadístico t	Probabilidad	Test de Hansen	Probabilidad	Inst. (g.I)
ALIMENTACIÓN	0.9986	45.6829	0.0000	-0.8671	-0.5192	0.6046	4.1622	0.0413	I1 (1)
	0.0219			1.6700					
	1.0090	59.6589	0.0000	0.4291	0.5089	0.6118	4.0781	0.2531	I2 (3)
	0.0169			0.8431					
	1.0264	51.5504	0.0000	3.8846	0.9915	0.3235	3.4396	0.0636	I3 (1)
	0.0199			3.9180					
	1.0233	62.2928	0.0000	4.7129	1.4159	0.1595	5.2301	0.1556	I4 (3)
	0.0164			3.3286					
	0.9916	52.1504	0.0000	0.6625	0.7945	0.4286	3.6504	0.1611	I5 (2)
	0.0190			0.8339					
	1.0161	58.2358	0.0000	1.1312	0.9324	0.3531	5.6303	0.1310	I6 (3)
0.0174			1.2132						
1.0024	55.8691	0.0000	6.6539	1.2688	0.2071	1.4694	0.2254	I7 (1)	
0.0179			5.2442						
CONSTRUCCIÓN	1.0209	48.8481	0.0000	2.5940	2.2476	0.0265	2.1239	0.1450	I1 (1)
	0.0209			1.1541					
	1.0184	53.7956	0.0000	2.5026	3.4342	0.0008	2.6573	0.4475	I2 (3)
	0.0189			0.7287					
	0.9721	11.9809	0.0000	17.4932	2.0253	0.0451	0.8634	0.3527	I3 (1)
	0.0811			8.6373					
	1.0201	53.5897	0.0000	4.8408	1.0419	0.2997	3.4493	0.3273	I4 (3)
	0.0190			4.6463					
	0.9853	42.1792	0.0000	0.7907	0.6932	0.4896	2.3766	0.3047	I5 (2)
	0.0234			1.1406					
	0.9888	40.0736	0.0000	0.9947	0.7704	0.4426	3.0395	0.3855	I6 (3)
0.0247			1.2911						
1.0023	47.4802	0.0000	6.0518	1.1691	0.2448	1.8964	0.1684	I7 (1)	
0.0211			5.1764						
INVERSIÓN	0.9387	55.1639	0.0000	-1.8661	-1.1537	0.2510	4.4692	0.0345	I1 (1)
	0.0170			1.6175					
	0.9633	57.0948	0.0000	0.7379	1.0228	0.3085	7.5019	0.0575	I2 (3)
	0.0169			0.7214					
	0.9725	16.6877	0.0000	16.5829	2.3088	0.0227	0.4359	0.5091	I3 (1)
	0.0583			7.1824					
	0.9821	59.2845	0.0000	2.5135	0.6850	0.4947	7.3491	0.0615	I4 (3)
	0.0166			3.6694					
	0.9901	43.7940	0.0000	1.1867	1.8423	0.0680	3.6911	0.1579	I5 (2)
	0.0226			0.6441					
	0.9358	61.8823	0.0000	-1.6380	-1.4471	0.1506	3.5111	0.3193	I6 (3)
0.0151			1.1320						
0.9815	62.6225	0.0000	3.7566	0.8765	0.3826	2.5789	0.1082	I7 (1)	
0.0157			4.2857						
COMUNICACIONES	0.9653	69.0920	0.0000	-0.8012	-1.4063	0.1623	1.8991	0.1681	I1 (1)
	0.0140			0.5697					
	0.9516	83.6303	0.0000	-1.3653	-3.3732	0.0010	2.7928	0.4246	I2 (3)
	0.0114			0.4047					
	0.9855	54.6215	0.0000	3.3992	1.2580	0.2109	4.4893	0.0341	I3 (1)
	0.0180			2.7020					
	1.0007	55.9442	0.0000	4.3306	1.5986	0.1127	8.1470	0.0430	I4 (3)
	0.0179			2.7091					
	0.9511	76.9274	0.0000	-1.2725	-2.1090	0.0371	5.1407	0.0765	I5 (2)
	0.0124			0.6034					
	0.9554	84.9811	0.0000	-0.6846	-1.2822	0.2023	5.3948	0.1450	I6 (3)
0.0112			0.5339						
1.0034	49.5364	0.0000	7.2350	1.6870	0.0943	3.0674	0.0798	I7 (1)	
0.0203			4.2886						

MODELO CON FUNCIÓN DE UTILIDAD INTERTEMPORALMENTE SEPARABLE

DATOS TRIMESTRALES DE CONSUMO DE BIENES NO DURADEROS Y SERVICIOS (Continuación)

TASA DE RETORNO	β	Estadístico t	Probabilidad	γ	Estadístico t	Probabilidad	Test de Hansen	Probabilidad	Inst. (g.I)
SIDEROMETALÚRGICAS	0.9937	31.4320	0.0000	-1.4181	-0.6412	0.5227	3.0610	0.0801	I1 (1)
	0.0316			2.2117					
	1.0382	53.8763	0.0000	2.1241	2.8837	0.0047	3.9385	0.2681	I2 (3)
	0.0193			0.7366					
	0.9819	12.8492	0.0000	17.2629	2.0043	0.0474	1.0271	0.3108	I3 (1)
	0.0764			8.6128					
	1.0367	52.3873	0.0000	7.7070	1.7083	0.0903	4.4926	0.2129	I4 (3)
	0.0198			4.5116					
	1.0217	44.1639	0.0000	1.0866	0.6144	0.5402	5.4341	0.0666	I5 (2)
	0.0231			1.7686					
	1.0353	48.8857	0.0000	2.6467	1.7312	0.0861	5.1496	0.1611	I6 (3)
0.0212			1.5288						
1.0184	41.9801	0.0000	8.6141	1.7628	0.0806	2.0801	0.1492	I7 (1)	
0.0243			4.8866						
QUÍMICO-TEXTIL	0.9792	42.8534	0.0000	-0.7061	-0.4689	0.6400	3.0446	0.0810	I1 (1)
	0.0229			1.5058					
	0.9965	47.4266	0.0000	1.0284	1.0326	0.3040	3.9975	0.2617	I2 (3)
	0.0210			0.9959					
	1.0291	46.7256	0.0000	9.1177	1.6681	0.0980	3.0572	0.0803	I3 (1)
	0.0220			5.4660					
	1.0228	57.0586	0.0000	6.3445	1.6766	0.0963	6.1346	0.1052	I4 (3)
	0.0179			3.7842					
	0.9912	46.8888	0.0000	0.4069	0.3959	0.6929	4.2109	0.1217	I5 (2)
	0.0211			1.0277					
	1.0020	45.6242	0.0000	1.5009	0.6385	0.5244	8.5698	0.0355	I6 (3)
0.0220			2.3508						
1.0076	49.9759	0.0000	6.9876	1.6674	0.0982	3.5904	0.0581	I7 (1)	
0.0202			4.1907						
VARIOS	1.0111	59.1065	0.0000	0.9601	0.5989	0.5504	0.9533	0.3288	I1 (1)
	0.0171			1.6030					
	1.0197	60.7743	0.0000	1.9712	2.7751	0.0064	2.3601	0.5010	I2 (3)
	0.0168			0.7103					
	1.0272	48.4216	0.0000	7.5343	1.2082	0.2294	0.9624	0.3265	I3 (1)
	0.0212			6.2359					
	1.0267	61.5712	0.0000	6.4329	1.5967	0.1131	2.5560	0.4652	I4 (3)
	0.0167			4.0289					
	1.0023	49.4798	0.0000	1.5989	1.7377	0.0849	2.1716	0.3376	I5 (2)
	0.0203			0.9201					
	1.0208	84.8990	0.0000	3.7116	2.2901	0.0238	3.1955	0.3624	I6 (3)
0.0120			1.6207						
1.0115	45.2202	0.0000	7.9923	1.4933	0.1381	0.7586	0.3837	I7 (1)	
0.0224			5.3522						
ESTIMACIÓN AGREGADA	0.9762	88.8813	0.0000	-0.2467	-0.3287	0.7430	7.7368	0.9999	II (31)
	0.0110			0.7505					
	0.9845	124.3402	0.0000	0.4862	1.9084	0.0588	9.1241	0.9999	I2 (42)
	0.0079			0.2548					
	0.9988	78.3685	0.0000	1.4397	0.9633	0.3374	16.0040	0.9879	I3 (31)
	0.0127			1.4945					
	0.9711	83.8819	0.0000	-0.9774	-0.9539	0.3421	9.4703	0.9999	I4 (42)
	0.0116			1.0246					
	0.9757	59.9261	0.0000	0.1760	0.2086	0.8351	3.8947	1.0000	I5 (42)
	0.0163			0.8436					
	0.9766	90.0719	0.0000	-0.1864	-0.2757	0.7833	7.7710	0.9999	I6 (42)
0.0108			0.6762						
1.0058	57.6987	0.0000	6.3259	1.7332	0.0857	3.9962	0.9999	I7 (31)	
0.0174			3.6499						

MODELO CON FUNCIÓN DE UTILIDAD INTERTEMPORALMENTE SEPARABLE

DATOS MENSUALES DE CONSUMO DE GASOLINA

TASA DE RETORNO	β	Estadístico t	Probabilidad	γ	Estadístico t	Probabilidad	Test de Hansen	Probabilidad	Inst. (g.l)
IGTBM	0.9886	237.4338	0.0000	0.2411	2.1198	0.0351	2.9875	0.0839	I1 (1)
	0.0042			0.1138					
	0.9883	239.1748	0.0000	0.1517	1.6667	0.0969	4.6046	0.2031	I2 (3)
	0.0041			0.0910					
	0.9809	72.1867	0.0000	1.2170	1.3169	0.1892	0.0945	0.7584	I3 (1)
	0.0136			0.9241					
	0.9872	243.3876	0.0000	0.0953	0.2995	0.7649	7.7627	0.0511	I4 (3)
	0.0041			0.3182					
	0.9863	214.5785	0.0000	0.0241	0.2211	0.8252	0.2673	0.8748	I5 (2)
	0.0046			0.1089					
0.9856	222.8876	0.0000	0.0161	0.1769	0.8597	0.6049	0.8952	I6 (3)	
0.0044			0.0910						
0.9853	214.8550	0.0000	-0.1260	-0.3592	0.7197	0.2365	0.6267	I7 (1)	
0.0046			0.3507						
BANCOS	0.9905	223.3342	0.0000	0.2014	1.2809	0.2015	2.1930	0.1386	I1 (1)
	0.0044			0.1573					
	0.9919	236.1133	0.0000	0.0116	0.1037	0.9175	3.9119	0.2711	I2 (3)
	0.0042			0.1122					
	0.9905	227.4661	0.0000	0.0580	0.1335	0.8939	0.0140	0.9055	I3 (1)
	0.0044			0.4343					
	0.9567	10.1746	0.0000	2.5340	0.7175	0.4738	5.4846	0.1395	I4 (3)
	0.0940			3.5316					
	0.9866	196.1865	0.0000	0.0040	0.0391	0.9689	0.3355	0.8455	I5 (2)
	0.0050			0.1020					
0.9908	227.2086	0.0000	0.1705	1.2006	0.2311	3.4378	0.3289	I6 (3)	
0.0044			0.1420						
0.9868	204.5306	0.0000	0.1664	0.3625	0.7173	0.9715	0.3242	I7 (1)	
0.0048			0.4589						
ELÉCTRICAS	0.9859	214.4020	0.0000	0.1683	1.2980	0.1955	0.1157	0.7337	I1 (1)
	0.0046			0.1297					
	0.9873	225.8867	0.0000	0.1398	1.3073	0.1924	1.3131	0.7260	I2 (3)
	0.0044			0.1069					
	0.9857	214.9898	0.0000	0.2642	0.6876	0.4924	0.0435	0.8346	I3 (1)
	0.0046			0.3842					
	0.9859	231.9335	0.0000	-0.0533	-0.2040	0.8386	2.4489	0.4845	I4 (3)
	0.0043			0.2611					
	0.9858	215.4412	0.0000	0.1309	1.2204	0.2235	0.1078	0.9474	I5 (2)
	0.0046			0.1073					
0.9858	219.7455	0.0000	0.1651	1.3245	0.1866	0.2636	0.9667	I6 (3)	
0.0045			0.1247						
0.9851	223.3602	0.0000	-0.1320	-0.4718	0.6375	0.0018	0.9654	I7 (1)	
0.0044			0.2799						

MODELO CON FUNCIÓN DE UTILIDAD INTERTEMPORALMENTE SEPARABLE

DATOS MENSUALES DE CONSUMO DE GASOLINA (Continuación)

TASA DE RETORNO	β	Estadístico t	Probabilidad	γ	Estadístico t	Probabilidad	Test de Hansen	Probabilidad	Inst. (g.I)
ALIMENTACIÓN	0.9831	167.3528	0.0000	0.3918	1.7692	0.0782	3.9712	0.0462	I1 (1)
	0.0059			0.2215					
	0.9817	179.5917	0.0000	0.1199	0.8269	0.4091	5.7528	0.1242	I2 (3)
	0.0055			0.1450					
	0.9995	16.7022	0.0000	-0.3041	-0.0545	0.9566	3.7385	0.0531	I3 (1)
	0.0598			5.5843					
	0.9810	163.5592	0.0000	-0.0600	-0.1539	0.8779	4.4266	0.2189	I4 (3)
	0.0060			0.3899					
	0.9863	172.7972	0.0000	0.0486	0.3532	0.7242	0.5282	0.7678	I5 (2)
	0.0057			0.1375					
	0.9835	176.4112	0.0000	0.3772	1.6542	0.0994	4.1604	0.2446	I6 (3)
0.0056			0.2280						
0.9862	167.8463	0.0000	0.1093	0.2902	0.7720	0.0864	0.7687	I7 (1)	
0.0059			0.3766						
CONSTRUCCIÓN	0.9870	150.0307	0.0000	0.3208	1.7552	0.0805	4.3892	0.0361	I1 (1)
	0.0066			0.1828					
	0.9869	148.7091	0.0000	0.1209	0.8522	0.3950	5.9171	0.1157	I2 (3)
	0.0066			0.1418					
	0.9790	78.3773	0.0000	1.2581	1.8675	0.0631	0.0029	0.9563	I3 (1)
	0.0125			0.6737					
	0.9886	151.3951	0.0000	0.1814	0.5729	0.5672	7.8672	0.0488	I4 (3)
	0.0065			0.3166					
	0.9860	147.6299	0.0000	-0.0635	-0.4381	0.6617	1.6808	0.4315	I5 (2)
	0.0067			0.1450					
	0.9865	155.7337	0.0000	0.3052	1.6963	0.0911	4.8434	0.1836	I6 (3)
0.0063			0.1799						
0.9841	119.5468	0.0000	-0.4535	-1.0246	0.3066	0.1381	0.7101	I7 (1)	
0.0082			0.4426						
INVERSIÓN	0.9826	190.8091	0.0000	-0.1446	-0.8155	0.4156	2.0200	0.1552	I1 (1)
	0.0052			0.1774					
	0.9805	211.4706	0.0000	0.0372	0.3360	0.7372	4.2696	0.2337	I2 (3)
	0.0046			0.1107					
	0.9700	14.8187	0.0000	1.7732	0.5034	0.6151	0.0854	0.7700	I3 (1)
	0.0655			3.5222					
	0.9813	198.6546	0.0000	-0.0227	-0.0952	0.9242	4.3855	0.2227	I4 (3)
	0.0049			0.2383					
	0.9828	192.0626	0.0000	-0.0402	-0.4054	0.6856	0.7709	0.6801	I5 (2)
	0.0051			0.0991					
	0.9839	196.0474	0.0000	-0.1591	-0.9702	0.3330	2.3736	0.4985	I6 (3)
0.0050			0.1640						
0.9826	164.5103	0.0000	-0.3364	-1.1662	0.2447	0.2116	0.6454	I7 (1)	
0.0060			0.2884						
COMUNICACIONES	0.9826	225.1634	0.0000	0.2720	2.1838	0.0300	0.0005	0.9820	I1 (1)
	0.0044			0.1246					
	0.9816	220.1216	0.0000	0.1043	1.2059	0.2291	2.2380	0.5244	I2 (3)
	0.0045			0.0865					
	0.9807	140.8947	0.0000	-0.2152	-0.2682	0.7888	1.9541	0.1621	I3 (1)
	0.0070			0.8024					
	0.9816	218.5829	0.0000	0.0238	0.0725	0.9422	2.2983	0.5128	I4 (3)
	0.0045			0.3282					
	0.9817	214.4267	0.0000	0.0788	0.6888	0.4916	2.1363	0.3436	I5 (2)
	0.0046			0.1144					
	0.9829	211.6961	0.0000	0.2586	1.8995	0.0587	3.1192	0.3736	I6 (3)
0.0046			0.1362						
0.9817	212.3713	0.0000	0.0264	0.0800	0.9363	2.2950	0.1297	I7 (1)	
0.0046			0.3294						

MODELO CON FUNCIÓN DE UTILIDAD INTERTEMPORALMENTE SEPARABLE

DATOS MENSUALES DE CONSUMO DE GASOLINA (Continuación)

TASA DE RETORNO	β	Estadístico t	Probabilidad	γ	Estadístico t	Probabilidad	Test de Hansen	Probabilidad	Inst. (g.I)
SIDEROMETALÚRGICAS	0.9889	141.4954	0.0000	0.3378	1.8660	0.0633	4.5276	0.0333	I1 (1)
	0.0070			0.1810					
	0.9876	144.6940	0.0000	0.1239	0.9798	0.3282	6.1508	0.1044	I2 (3)
	0.0068			0.1265					
	0.9791	67.7120	0.0000	1.5136	2.0870	0.0380	0.0255	0.8729	I3 (1)
	0.0145			0.7253					
	0.9897	145.2723	0.0000	0.2301	0.7896	0.4306	7.7486	0.0511	I4 (3)
	0.0068			0.2915					
	0.9893	147.6098	0.0000	-0.0850	-0.5139	0.6078	1.1685	0.5575	I5 (2)
	0.0067			0.1655					
	0.9887	162.9133	0.0000	0.3726	2.1826	0.0301	4.8971	0.1794	I6 (3)
0.0061			0.1707						
0.9834	92.0041	0.0000	-0.6248	-1.1545	0.2495	0.0205	0.8858	I7 (1)	
0.0107			0.5411						
QUÍMICO-TEXTIL	0.9856	170.5611	0.0000	0.3132	2.3275	0.0208	2.2379	0.1346	I1 (1)
	0.0058			0.1346					
	0.9850	173.9921	0.0000	0.2002	1.7974	0.0736	4.1146	0.2493	I2 (3)
	0.0057			0.1114					
	0.9773	52.3690	0.0000	1.3748	1.1987	0.2318	0.0131	0.9088	I3 (1)
	0.0187			1.1468					
	0.9838	165.7281	0.0000	-0.1548	-0.6982	0.4858	7.8233	0.0498	I4 (3)
	0.0059			0.2217					
	0.9872	177.8935	0.0000	0.0148	0.0951	0.9243	3.1251	0.2095	I5 (2)
	0.0055			0.1561					
	0.9864	190.0902	0.0000	0.3272	2.1527	0.0324	2.8291	0.4187	I6 (3)
0.0052			0.1520						
0.9801	113.8534	0.0000	-0.7263	-1.4451	0.1498	0.0001	0.9913	I7 (1)	
0.0086			0.5026						
VARIOS	0.9881	129.5655	0.0000	-0.2041	-0.7266	0.4682	4.8645	0.0274	I1 (1)
	0.0076			0.2809					
	0.9916	166.9655	0.0000	-0.2037	-1.1380	0.2563	5.9823	0.1124	I2 (3)
	0.0059			0.1790					
	0.9815	43.4379	0.0000	1.2757	0.8776	0.3811	0.0693	0.7923	I3 (1)
	0.0226			1.4537					
	0.9877	123.6902	0.0000	0.6935	1.3469	0.1793	1.4155	0.7018	I4 (3)
	0.0080			0.5149					
	0.9914	163.2947	0.0000	-0.2184	-1.2769	0.2029	1.1653	0.5583	I5 (2)
	0.0061			0.1710					
	0.9884	133.0921	0.0000	-0.1946	-0.7860	0.4327	4.3535	0.2257	I6 (3)
0.0074			0.2476						
0.9885	134.6989	0.0000	0.2865	0.4614	0.6450	0.2047	0.6508	I7 (1)	
0.0073			0.6210						
ESTIMACIÓN AGREGADA	0.9885	254.0564	0.0000	0.1645	2.0032	0.0463	11.5021	0.9994	I1 (31)
	0.0039			0.0821					
	0.9901	276.9608	0.0000	0.1149	1.7661	0.0787	10.6149	0.9999	I2 (42)
	0.0036			0.0651					
	0.9900	272.9373	0.0000	0.2396	1.6529	0.0997	8.1498	0.9999	I3 (31)
	0.0036			0.1449					
	0.9905	301.4109	0.0000	0.1640	1.4090	0.1601	11.8653	0.9999	I4 (42)
	0.0033			0.1164					
	0.9863	214.5798	0.0000	0.0241	0.2211	0.8252	0.2673	1.0000	I5 (42)
	0.0046			0.1089					
	0.9884	259.4436	0.0000	0.1700	1.3179	0.1888	11.5588	0.9999	I6 (42)
0.0038			0.1290						
0.9853	214.8550	0.0000	-0.1260	-0.3592	0.7197	0.2365	1.0000	I7 (31)	
0.0046			0.3507						

NOTAS: Bajo el valor estimado de los parámetros aparece el error estándar. El símbolo (*) muestra que tras 500 iteraciones, no se logra la convergencia en la estimación.

A.2 Función de utilidad con formación externa de hábitos

Las siguientes Tablas recogen de modo detallado todos los resultados obtenidos en la estimación del modelo CCAPM para el caso español, cuando se considera la función de utilidad con formación externa de hábitos. Concretamente, las tablas recogen el valor estimado de los parámetros, el error estándar (bajo cada valor estimado del parámetro) y el estadístico t con su probabilidad asociada, para las diferentes tasas de retorno consideradas y para los diferentes grupos de instrumentos utilizados. Además recogemos el test de Hansen con su probabilidad asociada y el número de grados de libertad (g.l.) para cada estimación.

FUNCIÓN DE UTILIDAD CON FORMACIÓN EXTERNA DE HÁBITOS

DATOS ANUALES DE CONSUMO TOTAL

TASA DE RETORNO	β	Estadístico t	Prob.	γ	Estadístico t	Prob.	Test de Hansen	Prob.	Inst. (g.l)
IGTBM	0.9513	12.3054	0.0000	0.7339	1.3406	0.1895	3.4625	0.0627	I1 (1)
	0.0773			0.5475					
	0.9380	16.4266	0.0000	2.6910	2.6383	0.0129	3.4133	0.3321	I2 (3)
	0.0571			1.0200					
	1.2506	4.7859	0.0000	5.7136	1.9755	0.0569	1.1471	0.2841	I3 (1)
	0.2613			2.8922					
	1.2213	5.0754	0.0000	5.2140	1.7058	0.0980	0.8511	0.8372	I4 (3)
	0.2406			3.0566					
	0.9367	13.7007	0.0000	2.3687	2.3161	0.0273	4.1738	0.1240	I5 (2)
	0.0684			1.0227					
0.9499	16.6114	0.0000	0.7374	1.6635	0.1060	3.3352	0.3427	I6 (3)	
0.0572			0.4433						
0.9700	4.6440	0.0001	1.6682	0.5423	0.5915	1.1031	0.2935	I7 (1)	
0.2089			3.0765						
BANCOS	0.9742	15.2340	0.0000	1.6900	3.3983	0.0018	3.0863	0.0789	I1 (1)
	0.0639			0.4973					
	0.9890	18.1250	0.0000	1.9708	3.9521	0.0004	3.6609	0.3004	I2 (3)
	0.0546			0.4987					
	1.2660	5.8031	0.0000	5.7764	2.2529	0.0313	0.8521	0.3559	I3 (1)
	0.2182			2.5640					
	1.1636	7.3932	0.0000	4.1491	1.9479	0.0605	1.9159	0.5900	I4 (3)
	0.1574			2.1301					
	0.9755	17.5049	0.0000	1.6647	3.6169	0.0010	2.8613	0.2391	I5 (2)
	0.0557			0.4603					
0.9798	17.7259	0.0000	1.6884	4.2419	0.0002	3.3955	0.3345	I6 (3)	
0.0553			0.3980						
1.1543	5.9417	0.0000	4.0323	1.4029	0.1706	0.9901	0.3197	I7 (1)	
0.1943			2.8743						
ELÉCTRICAS	0.8509	10.9420	0.0000	-0.2968	-0.3255	0.7469	1.3396	0.2470	I1 (1)
	0.0778			0.9119					
	0.8610	11.2511	0.0000	-0.2096	-0.2298	0.8198	2.2016	0.5316	I2 (3)
	0.0765			0.9124					
	1.0063	5.8760	0.0000	2.0780	0.8777	0.3867	1.0059	0.3158	I3 (1)
	0.1713			2.3677					
	1.0502	10.4443	0.0000	3.8211	2.4470	0.0203	2.3652	0.5001	I4 (3)
	0.1006			1.5616					
	0.8461	15.8603	0.0000	0.2925	0.4568	0.6510	3.1467	0.2070	I5 (2)
	0.0533			0.6403					
0.8420	12.1847	0.0000	-0.4083	-0.4730	0.6394	2.8208	0.4200	I6 (3)	
0.0691			0.8631						
0.9818	6.8791	0.0000	1.5932	0.7683	0.4481	0.5841	0.4470	I7 (1)	
0.1427			2.0738						

FUNCIÓN DE UTILIDAD CON FORMACIÓN EXTERNA DE HÁBITOS

DATOS ANUALES DE CONSUMO TOTAL (Continuación)

TASA DE RETORNO	β	Estadístico t	Prob.	γ	Estadístico t	Prob.	Test de Hansen	Prob.	Inst. (g,l)
ALIMENTACIÓN	1.0938	4.9117	0.0000	1.3933	0.5616	0.5783	0.7175	0.3969	I1 (1)
	0.2227			2.4808					
	1.3026	12.4337	0.0000	2.2612	2.0472	0.0492	4.2734	0.2334	I2 (3)
	0.1048			1.1046					
	1.0007	5.6236	0.0000	6.3971	2.5393	0.0162	2.4041	0.1210	I3 (1)
	0.1780			2.5192					
	1.0248	9.0910	0.0000	6.5373	3.0453	0.0047	3.1308	0.3718	I4 (3)
	0.1127			2.1467					
	1.3687	10.3482	0.0000	3.1389	2.1082	0.0432	3.7613	0.1524	I5 (2)
	0.1323			1.4889					
	1.0879	5.6143	0.0000	1.6933	0.7694	0.4473	1.4776	0.6874	I6 (3)
	0.1938			2.2007					
	0.9104	3.8603	0.0005	0.1948	0.0614	0.9514	3.5315	0.0602	I7 (1)
0.2358			3.1734						
CONSTRUCCIÓN	1.0897	11.9142	0.0000	1.9333	2.7627	0.0094	2.0259	0.1546	I1 (1)
	0.0915			0.6998					
	1.2059	11.3808	0.0000	2.3541	2.3099	0.0277	4.1318	0.2475	I2 (3)
	0.1060			1.0191					
	1.3417	6.3737	0.0000	5.7106	2.5780	0.0147	1.6745	0.1956	I3 (1)
	0.2105			2.2151					
	1.0092	6.4608	0.0000	0.5242	0.3091	0.7594	4.5645	0.2066	I4 (3)
	0.1562			1.6960					
	1.2052	11.2962	0.0000	2.4115	2.0627	0.0476	4.2129	0.1216	I5 (2)
	0.1067			1.1691					
	1.0435	16.2207	0.0000	1.6685	2.9551	0.0058	3.0188	0.3887	I6 (3)
	0.0643			0.5646					
	0.9422	3.9889	0.0004	0.5629	0.1995	0.8432	3.6370	0.0565	I7 (1)
0.2362			2.8214						
INVERSIÓN	1.0193	5.6820	0.0000	3.2042	1.2805	0.2096	1.7352	0.1877	I1 (1)
	0.1794			2.5022					
	0.9442	5.7887	0.0000	2.2812	0.9609	0.3440	1.8207	0.6104	I2 (3)
	0.1631			2.3740					
	1.5450	3.7450	0.0007	7.7863	2.1218	0.0417	0.6715	0.4125	I3 (1)
	0.4125			3.6697					
	1.0381	6.2365	0.0000	3.9235	1.7446	0.0910	2.0041	0.5715	I4 (3)
	0.1665			2.2490					
	1.1773	9.6233	0.0000	2.5207	2.1620	0.0385	4.0670	0.1308	I5 (2)
	0.1223			1.1659					
	0.9137	6.5047	0.0000	0.9681	0.5861	0.5619	2.6287	0.4524	I6 (3)
	0.1405			1.6516					
	0.8581	3.0627	0.0045	0.3359	0.0767	0.9393	0.7165	0.3972	I7 (1)
0.2802			4.3772						
COMUNICACIONES	0.9513	7.7220	0.0000	1.7471	0.9147	0.3672	1.0440	0.3068	I1 (1)
	0.1232			1.9099					
	0.9182	13.4989	0.0000	0.6100	1.0117	0.3195	3.7157	0.2938	I2 (3)
	0.0680			0.6030					
	1.0596	4.1775	0.0002	3.1801	0.9012	0.3742	1.0866	0.2972	I3 (1)
	0.2537			3.5288					
	1.0575	4.3245	0.0001	3.1830	0.8916	0.3795	1.0899	0.7794	I4 (3)
	0.2445			3.5701					
	0.8637	17.9640	0.0000	0.4045	0.7106	0.4826	3.9895	0.1360	I5 (2)
	0.0481			0.5692					
	0.8526	18.4383	0.0000	0.3642	0.7372	0.4664	2.7279	0.4354	I6 (3)
	0.0462			0.4941					
	1.0352	6.8870	0.0000	2.7649	1.3374	0.1908	1.1346	0.2867	I7 (1)
0.1503			2.0674						

FUNCIÓN DE UTILIDAD CON FORMACIÓN EXTERNA DE HÁBITOS

DATOS ANUALES DE CONSUMO TOTAL (Continuación)

TASA DE RETORNO	β	Estadístico t	Prob.	γ	Estadístico t	Prob.	Test de Hansen	Prob.	Inst. (g,l)
SIDEROMETALÚRGICAS	1.0300	7.4399	0.0000	1.0125	0.8193	0.4187	2.7911	0.0947	I1 (1)
	0.1384			1.2358					
	1.3253	8.0344	0.0000	2.4178	1.6706	0.1049	4.4215	0.2193	I2 (3)
	0.1650			1.4473					
	1.4900	5.1129	0.0000	6.8429	2.6807	0.0115	1.2261	0.2681	I3 (1)
	0.2914			2.5527					
	0.9755	9.6650	0.0000	0.5441	0.5173	0.6085	3.5515	0.3141	I4 (3)
	0.1009			1.0516					
	1.5781	6.7118	0.0000	4.2875	2.1402	0.0403	3.5301	0.1711	I5 (2)
	0.2351			2.0033					
	0.9566	9.8663	0.0000	0.3694	0.2970	0.7683	3.2374	0.3564	I6 (3)
	0.0970			1.2436					
0.8916	3.1363	0.0037	-0.9248	-0.2549	0.8005	3.2025	0.0735	I7 (1)	
0.2843			3.6279						
QUÍMICO-TEXTIL	1.1089	7.5543	0.0000	1.6626	1.2621	0.2160	2.2877	0.1303	I1 (1)
	0.1468			1.3173					
	1.1931	7.6842	0.0000	1.8388	1.2631	0.2160	5.3033	0.1508	I2 (3)
	0.1553			1.4558					
	1.2804	5.3095	0.0000	9.1113	2.9869	0.0054	2.2410	0.1343	I3 (1)
	0.2411			3.0505					
	1.5090	5.9269	0.0000	8.8691	5.5870	0.0000	2.9229	0.4036	I4 (3)
	0.2546			1.5875					
	1.3344	7.3505	0.0000	3.0540	1.8642	0.0718	4.3449	0.1138	I5 (2)
	0.1815			1.6382					
	0.9743	12.2927	0.0000	0.6651	0.6678	0.5090	3.6819	0.2979	I6 (3)
	0.0793			0.9959					
0.9688	3.0750	0.0044	0.2855	0.0759	0.9400	3.1500	0.0759	I7 (1)	
0.3151			3.7609						
VARIOS	1.1663	10.5880	0.0000	1.7258	2.1785	0.0368	1.3869	0.2389	I1 (1)
	0.1102			0.7922					
	1.3677	11.2987	0.0000	3.1376	3.1847	0.0033	3.7649	0.2879	I2 (3)
	0.1210			0.9852					
	1.3281	7.0056	0.0000	3.9806	2.0554	0.0481	1.2387	0.2657	I3 (1)
	0.1896			1.9367					
	1.5076	15.6290	0.0000	3.7603	3.9474	0.0004	3.4045	0.3333	I4 (3)
	0.0965			0.9526					
	1.3940	10.8741	0.0000	3.3493	3.0766	0.0044	3.7145	0.1560	I5 (2)
	0.1282			1.0886					
	1.1519	10.9580	0.0000	1.6189	2.1683	0.0377	2.8461	0.4159	I6 (3)
	0.1051			0.7466					
1.1530	3.7745	0.0007	2.1284	0.6904	0.4951	2.9571	0.0855	I7 (1)	
0.3055			3.0828						
ESTIMACIÓN AGREGADA	1.0012	25.5558	0.0000	0.9220	2.3225	0.0267	6.4390	0.9999	I1 (31)
	0.0392			0.3970					
	1.0211	27.7493	0.0000	0.8021	2.4270	0.0212	7.0461	0.9999	I2 (42)
	0.0368			0.3305					
	1.0107	27.6153	0.0000	0.9742	2.2720	0.0299	6.4537	0.9999	I3 (31)
	0.0366			0.4288					
	0.9254	24.1152	0.0000	0.3937	0.6687	0.5087	7.4336	0.9999	I4 (42)
	0.0384			0.5887					
	0.9863	11.2629	0.0000	3.6741	2.7305	0.0103	2.4830	0.9999	I5 (42)
	0.0876			1.3456					
	1.0127	30.1265	0.0000	1.0195	3.1201	0.0038	6.4657	0.9999	I6 (53)
	0.0336			0.3268					
0.9700	4.6440	0.0001	1.6683	0.5423	0.5915	1.1031	1.0000	I7 (31)	
0.2089			3.0765						

FUNCIÓN DE UTILIDAD CON FORMACIÓN EXTERNA DE HÁBITOS

DATOS ANUALES DE CONSUMO DE BIENES NO DURADEROS Y SERVICIOS

TASA DE RETORNO	β	Estadístico t	Prob.	γ	Estadístico t	Prob.	Test de Hansen	Prob.	Inst. (g,l)
IGTBM	0.8395	11.7766	0.0000	-0.8192	-0.9597	0.3444	1.5868	0.2077	I1 (1)
	0.0713			0.8536					
	0.9047	13.4606	0.0000	-0.3549	-0.4563	0.6514	3.2841	0.3498	I2 (3)
	0.0672			0.7777					
	1.0667	5.5909	0.0000	2.5298	0.9819	0.3335	1.0886	0.2967	I3 (1)
	0.1908			2.5763					
	0.9944	5.2693	0.0000	1.9294	0.6725	0.5063	0.7559	0.8599	I4 (3)
	0.1887			2.8691					
	0.9162	13.3669	0.0000	-0.2324	-0.2981	0.7676	2.9593	0.2277	I5 (2)
	0.0685			0.7794					
	0.9181	9.2293	0.0000	-0.2155	-0.1841	0.8551	2.4128	0.4912	I6 (3)
	0.0995			1.1707					
0.9144	4.2787	0.0002	0.2833	0.0827	0.9346	0.2681	0.6045	I7 (1)	
0.2137			3.4249						
BANCOS	0.9880	11.6098	0.0000	1.8114	2.5796	0.0147	3.1959	0.0738	I1 (1)
	0.0851			0.7022					
	0.9821	13.7378	0.0000	1.9777	2.9447	0.0061	3.8749	0.2759	I2 (3)
	0.0715			0.6716					
	0.9879	12.7317	0.0000	1.8243	2.9623	0.0057	0.7239	0.3948	I3 (1)
	0.0776			0.6158					
	0.7948	6.1784	0.0000	-1.0536	-0.5138	0.6110	4.8795	0.1808	I4 (3)
	0.1286			2.0504					
	0.9672	12.5408	0.0000	1.5892	2.1934	0.0359	3.3793	0.1845	I5 (2)
	0.0771			0.7245					
	0.9869	13.4480	0.0000	1.8212	3.1485	0.0035	3.3625	0.3390	I6 (3)
	0.0734			0.5784					
1.0847	3.8901	0.0005	4.0477	0.8360	0.4095	1.8022	0.1794	I7 (1)	
0.2788			4.8415						
ELÉCTRICAS	0.8430	11.8286	0.0000	-0.5963	-0.5892	0.5598	2.2552	0.1331	I1 (1)
	0.0713			1.0121					
	0.8617	10.1980	0.0000	-0.2334	-0.1851	0.8543	2.1177	0.5483	I2 (3)
	0.0845			1.2606					
	0.9783	5.2020	0.0000	1.9292	0.6437	0.5243	1.1760	0.2781	I3 (1)
	0.1881			2.9968					
	1.0560	9.8513	0.0000	4.1075	1.7836	0.0843	3.6623	0.3003	I4 (3)
	0.1072			2.3029					
	0.8098	11.4192	0.0000	-0.7325	-0.6044	0.5499	3.0268	0.2201	I5 (2)
	0.0709			1.2119					
	0.8180	9.6570	0.0000	-0.8985	-0.6857	0.4979	2.7081	0.4388	I6 (3)
	0.0847			1.3104					
0.9867	5.9053	0.0000	1.9051	0.6908	0.4949	0.5774	0.4473	I7 (1)	
0.1671			2.7580						

FUNCIÓN DE UTILIDAD CON FORMACIÓN EXTERNA DE HÁBITOS

DATOS ANUALES DE CONSUMO DE BIENES NO DURADEROS Y SERVICIOS (Continuación)

TASA DE RETORNO	β	Estadístico t	Prob.	γ	Estadístico t	Prob.	Test de Hansen	Prob.	Inst. (g,l)
ALIMENTACIÓN	1.0289	3.3592	0.0020	0.8058	0.1889	0.8513	0.7274	0.3937	I1 (1)
	0.3063			4.2647					
	1.4592	13.1602	0.0000	4.0383	3.4548	0.0016	3.5764	0.3109	I2 (3)
	0.1109			1.1689					
	1.1310	4.4458	0.0001	10.1930	2.2158	0.0339	2.6831	0.1014	I3 (1)
	0.2544			4.6001					
	1.1325	8.1582	0.0000	10.4769	3.3832	0.0020	2.8752	0.4112	I4 (3)
	0.1388			3.0967					
	1.4671	26.0765	0.0000	14.4663	5.0302	0.0000	2.5635	0.2775	I5 (2)
	0.0563			2.8759					
	1.1380	10.9994	0.0000	1.9906	2.2339	0.0326	4.0959	0.2512	I6 (3)
0.1035			0.8911						
0.8029	2.0665	0.0472	-1.2238	-0.1769	0.8607	0.7311	0.3925	I7 (1)	
0.3885			6.9183						
CONSTRUCCIÓN	1.0875	9.7822	0.0000	2.0185	2.1461	0.0395	2.0102	0.1562	I1 (1)
	0.1112			0.9405					
	1.2257	6.3031	0.0000	11.2091	3.0576	0.0046	3.7553	0.2891	I2 (3)
	0.1945			3.6660					
	1.3973	5.1147	0.0000	6.9949	2.1523	0.0390	1.5516	0.2128	I3 (1)
	0.2732			3.2500					
	1.2257	6.3031	0.0000	11.2091	3.0576	0.0046	3.7553	0.2891	I4 (3)
	0.1945			3.6660					
	1.2307	5.9959	0.0000	11.0608	3.0137	0.0051	4.0803	0.1300	I5 (2)
	0.2053			3.6702					
	1.0309	11.9554	0.0000	1.6513	2.1843	0.0364	2.9929	0.3927	I6 (3)
0.0862			0.7560						
0.7991	2.3407	0.0259	-1.1325	-0.1985	0.8440	1.9365	0.1640	I7 (1)	
0.3414			5.7053						
INVERSIÓN	0.9358	3.7725	0.0007	2.2880	0.5551	0.5827	1.8071	0.1788	I1 (1)
	0.2481			4.1215					
	0.9764	4.0831	0.0003	3.1746	0.7859	0.4379	1.5908	0.6614	I2 (3)
	0.2391			4.0394					
	1.3262	2.5448	0.0160	5.3699	0.8224	0.4169	0.6535	0.4188	I3 (1)
	0.5211			6.5297					
	1.0790	2.8801	0.0071	5.1707	0.8518	0.4009	1.5577	0.6690	I4 (3)
	0.3746			6.0705					
	0.9163	4.9633	0.0000	0.5221	0.2546	0.8007	1.9080	0.3851	I5 (2)
	0.1846			2.0509					
	0.9923	3.8139	0.0006	0.7326	0.2000	0.8427	2.4349	0.4871	I6 (3)
0.2602			3.6626						
0.9446	2.7562	0.0097	1.4071	0.2466	0.8069	0.4735	0.4913	I7 (1)	
0.3427			5.7065						
COMUNICACIONES	0.9235	7.4193	0.0000	1.4692	0.7008	0.4885	0.9732	0.3238	I1 (1)
	0.1245			2.0964					
	0.9068	8.7304	0.0000	1.1170	0.5730	0.5708	1.2979	0.7296	I2 (3)
	0.1039			1.9493					
	0.9104	5.3549	0.0000	1.3857	0.4765	0.6370	2.7858	0.0951	I3 (1)
	0.1700			2.9082					
	1.0323	3.6571	0.0009	3.0855	0.6505	0.5201	1.0261	0.7949	I4 (3)
	0.2823			4.7430					
	0.8373	7.7122	0.0000	0.0993	0.0454	0.9641	1.5834	0.4530	I5 (2)
	0.1086			2.1857					
	0.8503	7.5558	0.0000	0.2523	0.1334	0.8947	1.8278	0.6089	I6 (3)
0.1125			1.8915						
0.9265	7.6981	0.0000	1.5116	0.7059	0.4855	1.6652	0.1968	I7 (1)	
0.1204			2.1415						

FUNCIÓN DE UTILIDAD CON FORMACIÓN EXTERNA DE HÁBITOS

DATOS ANUALES DE CONSUMO DE BIENES NO DURADEROS Y SERVICIOS (Continuación)

TASA DE RETORNO	β	Estadístico t	Prob.	γ	Estadístico t	Prob.	Test de Hansen	Prob.	Inst. (g,l)
SIDEROMETALÚRGICAS	0.9667	6.9107	0.0000	0.3843	0.2569	0.7989	2.8815	0.0896	I1 (1)
	0.1399			1.4960					
	1.0433	6.0345	0.0000	1.3017	0.7520	0.4577	4.1516	0.2455	I2 (3)
	0.1729			1.7309					
	1.5853	3.9195	0.0004	8.8814	2.1658	0.0379	1.4786	0.2239	I3 (1)
	0.4045			4.1007					
	0.9235	4.0639	0.0003	-0.8655	-0.2981	0.7676	3.9854	0.2630	I4 (3)
	0.2272			2.9031					
	1.3215	9.5669	0.0000	3.3421	2.1130	0.0428	3.7614	0.1524	I5 (2)
	0.1381			1.5817					
	0.9115	9.1476	0.0000	-0.2307	-0.1520	0.8801	3.1210	0.3733	I6 (3)
0.0996			1.5176						
0.8554	3.1723	0.0034	-1.7192	-0.4203	0.6771	3.1650	0.0752	I7 (1)	
0.2696			4.0900						
QUÍMICO-TEXTIL	1.0744	4.5043	0.0001	1.5539	0.5803	0.5658	1.6428	0.1999	I1 (1)
	0.2385			2.6779					
	1.0856	4.1491	0.0002	1.6094	0.4675	0.6434	2.2260	0.5268	I2 (3)
	0.2617			3.4429					
	1.2860	4.2409	0.0002	12.2273	2.7265	0.0103	2.2221	0.1360	I3 (1)
	0.3032			4.4847					
	1.2271	5.2470	0.0000	3.0377	1.2242	0.2301	2.2940	0.5136	I4 (3)
	0.2339			2.4814					
	1.1770	7.9305	0.0000	2.4205	1.8067	0.0805	3.1357	0.2084	I5 (2)
	0.1484			1.3397					
	0.9755	8.8886	0.0000	0.7676	0.4451	0.6593	2.8212	0.4200	I6 (3)
0.1097			1.7246						
0.8602	2.6028	0.0141	-1.3865	-0.2797	0.7815	2.9221	0.0873	I7 (1)	
0.3305			4.9567						
VARIOS	1.1754	10.6806	0.0000	1.9384	2.4839	0.0184	1.3084	0.2526	I1 (1)
	0.1101			0.7804					
	1.4045	10.0629	0.0000	3.8184	3.2778	0.0026	3.6366	0.3034	I2 (3)
	0.1396			1.1650					
	1.4462	5.7252	0.0000	5.9173	2.0851	0.0451	1.1771	0.2779	I3 (1)
	0.2526			2.8379					
	1.5447	7.6359	0.0000	4.4406	2.1394	0.0404	3.0931	0.3774	I4 (3)
	0.2023			2.0756					
	1.3997	9.8157	0.0000	3.8971	3.4384	0.0017	3.9271	0.1403	I5 (2)
	0.1426			1.1334					
	1.1197	10.5508	0.0000	1.5062	1.7973	0.0817	2.9692	0.3963	I6 (3)
0.1061			0.8381						
0.7896	2.3740	0.0240	-2.7185	-0.4971	0.6226	2.6819	0.1014	I7 (1)	
0.3326			5.4686						
ESTIMACIÓN AGREGADA	1.0020	23.6934	0.0000	1.1571	2.3850	0.0232	6.5131	0.9999	I1 (31)
	0.0423			0.4852					
	0.9900	26.8106	0.0000	0.7787	1.9541	0.0598	7.2323	0.9999	I2 (42)
	0.0369			0.3985					
	1.0693	118.6685	0.0000	2.6229	20.9383	0.0000	8.1820	0.9999	I3 (31)
	0.0090			0.1253					
	0.9273	10.3313	0.0000	0.7532	0.4537	0.6532	4.8467	1.0000	I4 (42)
	0.0898			1.6602					
	0.9913	8.1676	0.0000	0.5210	0.3814	0.7055	1.2278	1.0000	I5 (42)
	0.1214			1.3660					
	1.0171	26.6515	0.0000	1.2920	3.0528	0.0045	6.5406	0.9999	I6 (53)
0.0382			0.4232						
0.9605	3.9555	0.0004	1.7726	0.4257	0.6732	1.0262	1.0000	I7 (31)	
0.2428			4.1635						

FUNCIÓN DE UTILIDAD CON FORMACIÓN EXTERNA DE HÁBITOS

DATOS TRIMESTRALES DE CONSUMO TOTAL

TASA DE RETORNO	β	Estadístico t	Prob.	γ	Estadístico t	Prob.	Test de Hansen	Prob.	Inst. (g,l)
IGTBM	0.9976	58.8503	0.0000	0.7091	0.9295	0.3546	2.4747	0.1156	I1 (1)
	0.0170			0.7629					
	0.9880	60.9077	0.0000	0.3229	0.4427	0.6588	4.9697	0.1740	I2 (3)
	0.0162			0.7295					
	1.1095	17.1588	0.0000	9.6320	2.2039	0.0295	1.2917	0.2557	I3 (1)
	0.0647			4.3705					
	1.0765	18.3595	0.0000	7.2664	1.9875	0.0492	3.0961	0.3770	I4 (3)
	0.0586			3.6561					
	0.9802	69.3644	0.0000	0.4868	0.7270	0.4687	3.9583	0.1381	I5 (2)
	0.0141			0.6695					
1.0045	36.1913	0.0000	2.1810	1.1596	0.2486	5.1331	0.1623	I6 (3)	
0.0278			1.8808						
1.1855	5.6455	0.0000	15.7252	0.9221	0.3584	1.7213	0.1895	I7 (1)	
0.2100			17.0537						
BANCOS	1.0043	54.3457	0.0000	0.7503	0.7636	0.4467	3.8705	0.0491	I1 (1)
	0.0185			0.9827					
	1.0013	55.7149	0.0000	0.2860	0.3107	0.7566	4.2789	0.2328	I2 (3)
	0.0180			0.9207					
	1.1326	18.5675	0.0000	11.0999	2.7518	0.0069	0.8748	0.3496	I3 (1)
	0.0610			4.0337					
	1.1089	17.6588	0.0000	9.3051	2.3560	0.0202	1.9868	0.5751	I4 (3)
	0.0628			3.9495					
	0.9830	46.6418	0.0000	0.0793	0.0565	0.9550	3.5821	0.1667	I5 (2)
	0.0211			1.4034					
0.9917	62.3145	0.0000	0.4810	0.5439	0.5875	5.7546	0.1241	I6 (3)	
0.0159			0.8843						
1.2001	5.2400	0.0000	16.6782	0.9044	0.3676	1.5887	0.2075	I7 (1)	
0.2290			18.4402						
ELÉCTRICAS	0.9831	68.9249	0.0000	-0.3117	-0.4667	0.6416	4.7616	0.0290	I1 (1)
	0.0143			0.6679					
	0.9795	69.5162	0.0000	-0.3171	-0.4918	0.6238	5.7790	0.1228	I2 (3)
	0.0141			0.6447					
	1.1554	12.8658	0.0000	13.4020	2.2681	0.0252	0.0416	0.8382	I3 (1)
	0.0898			5.9088					
	1.0812	21.7710	0.0000	7.4819	2.3014	0.0232	3.0805	0.3793	I4 (3)
	0.0497			3.2511					
	0.9624	73.9200	0.0000	-0.5590	-0.8840	0.3785	3.8239	0.1477	I5 (2)
	0.0130			0.6323					
0.9665	76.4435	0.0000	-0.5440	-0.8882	0.3762	7.3050	0.0627	I6 (3)	
0.0126			0.6124						
1.1395	7.7505	0.0000	12.2299	1.0193	0.3102	0.4373	0.5083	I7 (1)	
0.1470			11.9982						

FUNCIÓN DE UTILIDAD CON FORMACIÓN EXTERNA DE HÁBITOS

DATOS TRIMESTRALES DE CONSUMO TOTAL (Continuación)

TASA DE RETORNO	β	Estadístico t	Prob.	γ	Estadístico t	Prob.	Test de Hansen	Prob.	Inst. (g,l)
ALIMENTACIÓN	1.0231	52.9773	0.0000	1.2326	1.2136	0.2274	3.9531	0.0467	I1 (1)
	0.0193			1.0156					
	1.0187	58.7938	0.0000	0.9694	1.2842	0.2017	5.3371	0.1487	I2 (3)
	0.0173			0.7549					
	1.1680	16.4121	0.0000	13.4278	3.1593	0.0020	0.1219	0.7269	I3 (1)
	0.0712			4.2503					
	1.1612	11.3890	0.0000	12.8981	1.9858	0.0494	0.6340	0.8885	I4 (3)
	0.1020			6.4951					
	0.9990	55.3917	0.0000	0.9064	1.1033	0.2722	4.4786	0.1065	I5 (2)
	0.0180			0.8216					
	1.0150	59.7621	0.0000	0.5780	0.7341	0.4644	6.9274	0.0742	I6 (3)
	0.0170			0.7874					
1.1409	9.4268	0.0000	11.6289	1.3085	0.1933	2.0650	0.1507	I7 (1)	
0.1210			8.8875						
CONSTRUCCIÓN	1.0126	48.7718	0.0000	0.8184	0.7027	0.4837	3.4673	0.0625	I1 (1)
	0.0208			1.1646					
	1.0129	48.6615	0.0000	1.0131	0.9483	0.3450	3.9100	0.2713	I2 (3)
	0.0208			1.0684					
	1.1787	16.1928	0.0000	14.6500	3.2413	0.0016	0.2868	0.5922	I3 (1)
	0.0728			4.5198					
	1.1062	18.9784	0.0000	7.8099	2.0354	0.0441	5.3959	0.1449	I4 (3)
	0.0583			3.8370					
	0.9954	51.1050	0.0000	1.2573	1.1517	0.2518	3.5928	0.1658	I5 (2)
	0.0195			1.0917					
	1.0056	52.5891	0.0000	0.6480	0.6126	0.5413	6.7090	0.0817	I6 (3)
	0.0191			1.0578					
1.1959	4.0245	0.0001	16.3589	0.6941	0.4890	0.4778	0.4894	I7 (1)	
0.2971			23.5678						
INVERSIÓN	0.9808	52.6169	0.0000	1.4949	1.7815	0.0774	5.3255	0.0210	I1 (1)
	0.0186			0.8391					
	0.9779	60.2532	0.0000	1.5021	2.0116	0.0466	6.5255	0.0886	I2 (3)
	0.0162			0.7467					
	1.1373	14.7137	0.0000	12.2588	2.4800	0.0146	0.5240	0.4691	I3 (1)
	0.0773			4.9430					
	1.1115	16.4528	0.0000	10.4808	2.5463	0.0122	3.1256	0.3726	I4 (3)
	0.0676			4.1160					
	0.9973	52.2375	0.0000	1.6452	2.1865	0.0308	4.6219	0.0991	I5 (2)
	0.0191			0.7524					
	0.9721	63.3487	0.0000	1.4132	1.9140	0.0581	3.8432	0.2788	I6 (3)
	0.0153			0.7384					
1.1493	7.0090	0.0000	13.1427	1.0626	0.2902	1.8436	0.1745	I7 (1)	
0.1640			12.3681						
COMUNICACIONES	0.9837	58.5648	0.0000	0.8037	1.1527	0.2514	2.3529	0.1250	I1 (1)
	0.0168			0.6973					
	0.9865	65.4366	0.0000	1.4008	2.0481	0.0428	4.9579	0.1749	I2 (3)
	0.0151			0.6839					
	1.1303	14.8778	0.0000	11.3518	2.0568	0.0420	1.7443	0.1865	I3 (1)
	0.0760			5.5192					
	1.1163	16.9882	0.0000	9.3039	2.0804	0.0397	5.3744	0.1463	I4 (3)
	0.0657			4.4721					
	0.9799	76.1338	0.0000	1.2463	2.2997	0.0233	6.3323	0.0421	I5 (2)
	0.0129			0.5419					
	0.9673	70.0855	0.0000	0.3467	0.5521	0.5820	6.3946	0.0939	I6 (3)
	0.0138			0.6280					
1.1819	6.0082	0.0000	15.1921	0.9622	0.3379	2.6987	0.1004	I7 (1)	
0.1967			15.7883						

FUNCIÓN DE UTILIDAD CON FORMACIÓN EXTERNA DE HÁBITOS

DATOS TRIMESTRALES DE CONSUMO TOTAL (Continuación)

TASA DE RETORNO	β	Estadístico t	Prob.	γ	Estadístico t	Prob.	Test de Hansen	Prob.	Inst. (g,l)
SIDEROMETALÚRGICAS	1.0397	38.3528	0.0000	2.0834	1.3471	0.1806	2.4938	0.1142	I1 (1)
	0.0271			1.5466					
	1.0419	46.7666	0.0000	1.4864	1.3943	0.1659	4.1285	0.2479	I2 (3)
	0.0223			1.0661					
	1.2273	12.0953	0.0000	17.4259	2.2229	0.0282	0.2518	0.6157	I3 (1)
	0.1015			7.8392					
	1.2115	13.1528	0.0000	16.8294	2.5582	0.0118	2.3232	0.5080	I4 (3)
	0.0921			6.5787					
	1.0228	43.3291	0.0000	1.2240	1.1797	0.2406	4.7406	0.0934	I5 (2)
	0.0236			1.0376					
	1.0108	47.8070	0.0000	0.6192	0.5193	0.6045	7.1090	0.0685	I6 (3)
	0.0211			1.1924					
1.5535	5.5894	0.0000	55.0688	2.0089	0.0469	0.4731	0.4915	I7(1)	
0.2779			27.4126						
QUÍMICO-TEXTIL	1.0113	42.8206	0.0000	1.2942	1.3166	0.1906	2.6374	0.1043	I1 (1)
	0.0236			0.9829					
	1.0186	49.1184	0.0000	1.3903	1.7849	0.0769	3.1671	0.3665	I2 (3)
	0.0207			0.7789					
	1.2034	12.9454	0.0000	16.1305	2.3471	0.0206	0.3895	0.5325	I3 (1)
	0.0930			6.8725					
	1.1718	14.3683	0.0000	14.4522	2.5186	0.0132	3.0201	0.3885	I4 (3)
	0.0816			5.7381					
	1.0112	51.1671	0.0000	1.2468	1.7055	0.0908	4.7263	0.0941	I5 (2)
	0.0198			0.7310					
	0.9850	62.8931	0.0000	0.3888	0.5081	0.6123	6.0368	0.1098	I6 (3)
	0.0157			0.7653					
1.4314	2.3008	0.0232	37.2589	0.5489	0.5841	0.0628	0.8020	I7 (1)	
0.6222			67.8801						
VARIOS	1.0249	53.1262	0.0000	1.1571	2.0151	0.0462	1.2783	0.2582	I1 (1)
	0.0193			0.5742					
	1.0237	53.3909	0.0000	1.0366	1.9451	0.0542	1.4166	0.7016	I2 (3)
	0.0192			0.5329					
	1.2236	10.2752	0.0000	17.7904	1.9160	0.0578	6.6082	0.9935	I3 (1)
	0.1191			9.2854					
	1.1234	16.4338	0.0000	9.4097	1.8851	0.0619	2.7181	0.4371	I4 (3)
	0.0684			4.9917					
	1.0056	39.1226	0.0000	0.9598	1.9294	0.0561	2.6472	0.2661	I5 (2)
	0.0257			0.4975					
	1.0092	62.5791	0.0000	0.7876	2.0487	0.0427	3.5320	0.3166	I6 (3)
	0.0161			0.3844					
1.1646	6.0698	0.0000	13.2001	0.9045	0.3676	0.6406	0.4234	I7 (1)	
0.1919			14.5931						
ESTIMACIÓN AGREGADA	0.9816	76.3928	0.0000	-0.0032	-0.0055	0.9956	8.7036	0.9999	I1 (31)
	0.0128			0.5791					
	0.9798	87.2971	0.0000	0.0505	0.1010	0.9197	8.6939	0.9999	I2 (42)
	0.0112			0.5004					
	0.9908	44.8243	0.0000	0.6996	0.4793	0.6326	8.7670	0.9999	I3 (31)
	0.0221			1.4598					
	1.0424	61.3959	0.0000	2.9933	3.1589	0.0020	10.0446	0.9999	I4 (42)
	0.0170			0.9476					
	0.9962	59.2946	0.0000	0.7695	1.0137	0.3128	0.2449	1.0000	I5 (31)
	0.0168			0.7590					
	0.9867	74.3343	0.0000	0.0109	0.0155	0.9877	15.5633	0.9999	I6 (42)
	0.0133			0.7048					
1.1855	5.6455	0.0000	15.7252	0.9221	0.3584	1.7213	1.0000	I7 (31)	
0.2100			17.0537						

FUNCIÓN DE UTILIDAD CON FORMACIÓN EXTERNA DE HÁBITOS

DATOS TRIMESTRALES DE CONSUMO DE BIENES NO DURADEROS Y SERVICIOS

TASA DE RETORNO	β	Estadístico t	Prob.	γ	Estadístico t	Prob.	Test de Hansen	Prob.	Inst. (g,l)
IGTBM	0.9891	78.6601	0.0000	0.0419	0.1002	0.9204	2.6974	0.1005	I1 (1)
	0.0126			0.4182					
	0.9669	96.4348	0.0000	0.3353	1.9887	0.0491	4.3148	0.2294	I2 (3)
	0.0100			0.1686					
	1.2418	7.3703	0.0000	28.8948	1.3561	0.1777	8.1681	0.0042	I3* (1)
	0.1685			21.3078					
	0.9522	31.5277	0.0000	-1.7454	-1.0991	0.2740	7.1398	0.0675	I4 (3)
	0.0302			1.5880					
	0.9698	106.5828	0.0000	0.2770	1.7101	0.0899	2.6298	0.2684	I5 (2)
	0.0091			0.1620					
	0.9758	84.3444	0.0000	0.1647	0.3216	0.7484	4.7932	0.1875	I6 (3)
0.0116			0.5121						
0.9810	30.7826	0.0000	0.6736	0.2948	0.7687	4.9589	0.0259	I7 (1)	
0.0319			2.2852						
BANCOS	1.0004	66.2274	0.0000	0.2154	0.3234	0.7470	2.6580	0.1030	I1 (1)
	0.0151			0.6662					
	0.9742	88.4091	0.0000	0.4952	2.0707	0.0406	5.5425	0.1361	I2 (3)
	0.0110			0.2392					
	1.0326	12.1328	0.0000	3.5679	0.4142	0.6795	4.1392	0.0418	I3 (1)
	0.0851			8.6133					
	0.9570	27.5877	0.0000	-1.8650	-1.2284	0.2218	6.2402	0.1004	I4 (3)
	0.0347			1.5183					
	0.9836	85.3690	0.0000	0.5996	2.2428	0.0268	2.1949	0.3337	I5 (2)
	0.0115			0.2673					
	0.9902	71.5316	0.0000	0.3636	0.5746	0.5667	5.0177	0.1705	I6 (3)
0.0138			0.6329						
0.9920	27.5749	0.0000	1.5288	0.5683	0.5710	3.0492	0.0807	I7 (1)	
0.0360			2.6902						
ELÉCTRICAS	0.9841	85.9088	0.0000	-0.2577	-0.8997	0.3701	4.7899	0.0286	I1 (1)
	0.0115			0.2864					
	0.9723	90.0384	0.0000	0.2428	0.5059	0.6139	5.9649	0.1133	I2 (3)
	0.0108			0.4800					
	0.9606	23.3763	0.0000	-0.8082	-0.2933	0.7698	6.1791	0.0129	I3 (1)
	0.0411			2.7552					
	0.9527	40.1828	0.0000	-1.3659	-1.0369	0.3019	7.4103	0.0599	I4 (3)
	0.0237			1.3173					
	0.9689	97.4651	0.0000	-0.2594	-0.6251	0.5332	4.3554	0.1132	I5 (2)
	0.0099			0.4150					
	0.9659	41.6780	0.0000	-0.5985	-0.3763	0.7074	7.0516	0.0702	I6 (3)
0.0232			1.5905						
1.0031	46.1839	0.0000	2.4816	1.4065	0.1623	2.6328	0.1046	I7 (1)	
0.0217			1.7645						

FUNCIÓN DE UTILIDAD CON FORMACIÓN EXTERNA DE HÁBITOS

DATOS TRIMESTRALES DE CONSUMO DE BIENES NO DURADEROS Y SERVICIOS (Continuación)

TASA DE RETORNO	β	Estadístico t	Prob.	γ	Estadístico t	Prob.	Test de Hansen	Prob.	Inst. (g,l)
ALIMENTACIÓN	1.0081	61.6334	0.0000	0.1208	0.1735	0.8625	3.9186	0.0477	I1 (1)
	0.0164			0.6964					
	1.0078	67.7217	0.0000	0.2412	0.7464	0.4569	5.5282	0.1369	I2 (3)
	0.0149			0.3232					
	1.0726	23.0609	0.0000	5.7692	0.3440	0.7315	4.3841	0.0362	I3 (1)
	0.0465			16.7718					
	1.0505	20.7888	0.0000	6.3633	0.8122	0.4184	2.3668	0.4998	I4 (3)
	0.0505			7.8348					
	0.9863	61.1448	0.0000	0.1130	0.3457	0.7302	4.0502	0.1319	I5 (2)
	0.0161			0.3268					
	1.0046	67.0684	0.0000	-0.2291	-0.4285	0.6691	6.9147	0.0746	I6 (3)
0.0150			0.5345						
1.0008	30.3517	0.0000	0.8592	0.3939	0.6944	4.1971	0.0404	I7 (1)	
0.0330			2.1813						
CONSTRUCCIÓN	0.9926	67.2353	0.0000	-0.6912	-1.0435	0.2989	3.9308	0.0474	I1 (1)
	0.0148			0.6623					
	0.9809	70.7249	0.0000	0.6760	2.1023	0.0377	5.1812	0.1589	I2 (3)
	0.0139			0.3216					
	1.1173	2.3829	0.0188	33.8809	2.1639	0.0325	3.1221	0.0772	I3* (1)
	0.4689			15.6576					
	0.9872	22.4611	0.0000	-0.4860	-0.1707	0.8647	9.4011	0.0244	I4 (3)
	0.0440			2.8463					
	0.9710	69.3826	0.0000	0.0294	0.0663	0.9472	2.6756	0.2624	I5 (2)
	0.0140			0.4435					
	0.9870	69.0274	0.0000	-0.6317	-1.0057	0.3166	6.3780	0.0945	I6 (3)
0.0143			0.6281						
0.9930	27.5829	0.0000	1.6781	0.5532	0.5812	2.8356	0.0921	I7 (1)	
0.0360			3.0334						
INVERSIÓN	0.9646	72.2593	0.0000	0.4215	0.7729	0.4412	5.8040	0.0159	I1 (1)
	0.0133			0.5454					
	0.9547	85.9847	0.0000	0.4945	2.0146	0.0463	4.4163	0.2198	I2 (3)
	0.0111			0.2455					
	1.0495	28.3019	0.0000	11.1547	0.9267	0.3560	0.8588	0.3540	I3 (1)
	0.0371			12.0370					
	0.9361	18.5115	0.0000	-1.2823	-0.3922	0.6956	7.6249	0.0544	I4 (3)
	0.0506			3.2693					
	0.9683	72.4860	0.0000	0.6712	2.4406	0.0162	2.2969	0.3171	I5 (2)
	0.0134			0.2750					
	0.9626	68.1407	0.0000	0.4285	0.5984	0.5508	5.6355	0.1307	I6 (3)
0.0141			0.7162						
0.9927	27.8776	0.0000	1.9716	0.7317	0.4659	2.6429	0.1040	I7 (1)	
0.0356			2.6948						
COMUNICACIONES	0.9755	77.6547	0.0000	0.2904	0.8934	0.3735	2.9337	0.0867	I1 (1)
	0.0126			0.3250					
	0.9789	87.1138	0.0000	0.3791	1.7230	0.0876	5.4425	0.1421	I2 (3)
	0.0112			0.2200					
	0.9768	29.3875	0.0000	1.4211	0.4900	0.6251	4.8589	0.0275	I3 (1)
	0.0332			2.9004					
	0.9555	60.6336	0.0000	-0.3637	-0.3524	0.7252	7.7282	0.0519	I4 (3)
	0.0158			1.0320					
	0.9654	85.9271	0.0000	0.1235	0.4408	0.6602	7.8159	0.0200	I5 (2)
	0.0112			0.2801					
	0.9643	98.8054	0.0000	0.4259	1.8170	0.0718	3.9200	0.2702	I6 (3)
0.0098			0.2344						
0.9753	28.2074	0.0000	1.2158	0.4535	0.6510	5.1894	0.0227	I7 (1)	
0.0346			2.6809						

FUNCIÓN DE UTILIDAD CON FORMACIÓN EXTERNA DE HÁBITOS

DATOS TRIMESTRALES DE CONSUMO DE BIENES NO DURADEROS Y SERVICIOS (Continuación)

TASA DE RETORNO	β	Estadístico t	Prob.	γ	Estadístico t	Prob.	Test de Hansen	Prob.	Inst. (g,l)
SIDEROMETALÚRGICAS	1.0122	54.5446	0.0000	0.0936	0.1020	0.9189	2.7965	0.0944	I1 (1)
	0.0186			0.9169					
	1.0138	57.6563	0.0000	0.0482	0.1045	0.9169	5.9617	0.1134	I2 (3)
	0.0176			0.4614					
	1.0169	23.4749	0.0000	1.8896	0.6232	0.5344	4.5503	0.0329	I3 (1)
	0.0433			3.0322					
	1.0119	22.4373	0.0000	0.2674	0.0913	0.9274	8.0199	0.0456	I4 (3)
	0.0451			2.9289					
	0.9865	53.2248	0.0000	0.1822	0.5546	0.5802	4.0506	0.1319	I5 (2)
	0.0185			0.3285					
	0.9954	59.0066	0.0000	-0.4316	-0.5134	0.6086	6.6611	0.0835	I6 (3)
0.0169			0.8407						
1.0108	22.4843	0.0000	1.5668	0.4757	0.6352	5.0095	0.0252	I7 (1)	
0.0450			3.2933						
QUÍMICO-TEXTIL	0.9915	59.7323	0.0000	-0.0192	-0.0343	0.9727	3.0059	0.0829	I1 (1)
	0.0166			0.5599					
	0.9777	56.8709	0.0000	0.3090	1.4979	0.1369	4.0887	0.2520	I2 (3)
	0.0172			0.2063					
	1.2495	9.0922	0.0000	20.0557	1.6428	0.1031	18.9913	0.0000	I3* (1)
	0.1374			12.2080					
	0.9732	24.5319	0.0000	-0.2309	-0.1059	0.9159	5.8236	0.1205	I4 (3)
	0.0397			2.1813					
	0.9831	57.0528	0.0000	0.3189	1.4169	0.1592	3.7291	0.1549	I5 (2)
	0.0172			0.2250					
	0.9785	79.5386	0.0000	-0.0173	-0.0309	0.9754	6.0068	0.1112	I6 (3)
0.0123			0.5604						
0.9880	24.8616	0.0000	1.2902	0.4448	0.6573	4.5968	0.0320	I7 (1)	
0.0397			2.9009						
VARIOS	1.0058	65.6594	0.0000	-0.0632	-0.1124	0.9107	1.5208	0.2174	I1 (1)
	0.0153			0.5619					
	1.0164	62.8334	0.0000	1.2805	4.1032	0.0001	3.5993	0.3081	I2 (3)
	0.0162			0.3121					
	1.0510	32.7780	0.0000	7.1557	1.1888	0.2370	1.2316	0.2670	I3 (1)
	0.0321			6.0194					
	1.0128	32.5556	0.0000	0.9901	0.4047	0.6864	4.2551	0.2351	I4 (3)
	0.0311			2.4464					
	0.9912	43.1786	0.0000	0.2237	0.4579	0.6479	3.8964	0.1425	I5 (2)
	0.0230			0.4885					
	0.9989	66.7816	0.0000	0.0423	0.0754	0.9400	4.5665	0.2064	I6 (3)
0.0150			0.5608						
0.0000	0.0000	1.0000	644.5508	4.1003	0.0001	1.4794	0.2238	I7 (1)	
0.0000			157.1969						
ESTIMACIÓN AGREGADA	0.9748	103.1764	0.0000	-0.4061	-1.2814	0.2026	7.0581	0.9999	I1 (31)
	0.0094			0.3169					
	0.9850	149.2005	0.0000	0.7332	7.2912	0.0000	7.9419	0.9999	I2 (42)
	0.0066			0.1006					
	0.9742	89.0836	0.0000	-0.3986	-0.8706	0.3858	7.1639	0.9999	I3 (31)
	0.0109			0.4579					
	0.9722	87.9417	0.0000	-0.5815	-1.3891	0.1675	10.2382	0.9999	I4 (42)
	0.0111			0.4186					
	0.9838	78.9561	0.0000	0.3913	1.9619	0.0522	0.2689	1.0000	I5 (31)
	0.0125			0.1995					
	0.9750	103.4229	0.0000	-0.3501	-1.1838	0.2389	7.1842	0.9999	I6 (42)
0.0094			0.2957						
0.9872	30.9349	0.0000	1.3080	0.5408	0.5897	3.5185	0.9999	I7 (31)	
0.0319			2.4187						

FUNCIÓN DE UTILIDAD CON FORMACIÓN EXTERNA DE HÁBITOS

DATOS MENSUALES DE CONSUMO GASOLINA

TASA DE RETORNO	β	Estadístico t	Prob.	γ	Estadístico t	Prob.	Test de Hansen	Prob.	Inst. (g,l)
IGTBM	0.9892	230.1747	0.0000	-0.0517	-1.1430	0.2542	5.4416	0.0196	I1 (1)
	0.0043			0.0452					
	0.9882	236.8940	0.0000	-0.0509	-1.1546	0.2494	6.1727	0.1035	I2 (3)
	0.0042			0.0441					
	0.9875	191.1174	0.0000	0.3835	2.0342	0.0431	1.8624	0.1723	I3 (1)
	0.0052			0.1885					
	0.9853	237.9686	0.0000	-0.0176	-0.4194	0.6753	0.4880	0.9215	I4 (3)
	0.0041			0.0420					
	0.9861	224.3680	0.0000	-0.0223	-0.5208	0.6030	0.0959	0.9531	I5 (2)
	0.0044			0.0429					
0.9884	234.9838	0.0000	-0.0405	-0.9138	0.3617	7.1927	0.0660	I6 (3)	
0.0042			0.0443						
0.9856	232.2051	0.0000	0.0111	0.0999	0.9205	0.4391	0.5075	I7 (1)	
0.0042			0.1107						
BANCOS	0.9906	220.8087	0.0000	-0.0425	-0.7531	0.4521	2.6322	0.1047	I1 (1)
	0.0045			0.0564					
	0.9907	225.5699	0.0000	-0.0577	-1.0474	0.2960	3.8307	0.2803	I2 (3)
	0.0044			0.0551					
	0.9896	198.9316	0.0000	0.3724	1.8621	0.0638	0.8298	0.3623	I3 (1)
	0.0050			0.2000					
	0.9894	212.0977	0.0000	0.1630	1.2652	0.2070	4.3079	0.2300	I4 (3)
	0.0047			0.1288					
	0.9865	202.5577	0.0000	-0.0165	-0.3012	0.7635	0.2608	0.8777	I5 (2)
	0.0049			0.0548					
0.9910	223.7043	0.0000	-0.0192	-0.3577	0.7209	4.6016	0.2033	I6 (3)	
0.0044			0.0538						
0.9867	204.5000	0.0000	0.1060	0.8256	0.4099	0.3178	0.5729	I7 (1)	
0.0048			0.1283						
ELÉCTRICAS	0.9855	216.4289	0.0000	-0.0444	-0.9743	0.3309	0.8609	0.3534	I1 (1)
	0.0046			0.0456					
	0.9865	227.5769	0.0000	-0.0345	-0.7961	0.4268	2.2569	0.5208	I2 (3)
	0.0043			0.0433					
	0.9861	207.0697	0.0000	0.1188	0.5143	0.6075	0.3371	0.5614	I3 (1)
	0.0048			0.2311					
	0.9864	234.0713	0.0000	-0.0126	-0.1088	0.9135	2.6246	0.4531	I4 (3)
	0.0042			0.1154					
	0.9848	218.0228	0.0000	-0.0211	-0.5262	0.5993	1.3669	0.5048	I5 (2)
	0.0045			0.0400					
0.9853	229.4192	0.0000	-0.0307	-0.7244	0.4696	1.5499	0.6707	I6 (3)	
0.0043			0.0424						
0.9850	220.4006	0.0000	-0.0447	-0.3632	0.7168	0.0856	0.7697	I7 (1)	
0.0045			0.1230						

FUNCIÓN DE UTILIDAD CON FORMACIÓN EXTERNA DE HÁBITOS

DATOS MENSUALES DE CONSUMO GASOLINA (Continuación)

TASA DE RETORNO	β	Estadístico t	Prob.	γ	Estadístico t	Prob.	Test de Hansen	Prob.	Inst. (g,l)
ALIMENTACIÓN	0.9813	172.4021	0.0000	-0.0576	-0.7246	0.4694	5.3418	0.0208	I1 (1)
	0.0057			0.0795					
	0.9814	178.5130	0.0000	-0.0522	-0.6852	0.4939	5.8429	0.1195	I2 (3)
	0.0055			0.0762					
	0.9833	163.8963	0.0000	0.2945	1.1764	0.2406	2.6820	0.1014	I3 (1)
	0.0060			0.2504					
	0.9813	181.0044	0.0000	0.0757	0.5019	0.6162	5.2787	0.1524	I4 (3)
	0.0054			0.1509					
	0.9860	171.1225	0.0000	-0.0535	-0.7176	0.4737	0.1466	0.9292	I5 (2)
	0.0058			0.0746					
0.9819	174.8966	0.0000	-0.0432	-0.5531	0.5807	6.3245	0.0968	I6 (3)	
0.0056			0.0781						
0.9861	163.1695	0.0000	0.0606	0.3816	0.7031	0.0001	0.9912	I7 (1)	
0.0060			0.1588						
CONSTRUCCIÓN	0.9888	148.2204	0.0000	-0.0022	-0.0347	0.9724	6.7572	0.0093	I1 (1)
	0.0067			0.0629					
	0.9879	154.9662	0.0000	-0.0147	-0.2504	0.8025	6.9626	0.0730	I2 (3)
	0.0064			0.0588					
	0.9880	136.1981	0.0000	0.4295	1.3682	0.1726	5.3441	0.0207	I3 (1)
	0.0073			0.3139					
	0.9891	155.4315	0.0000	-0.0341	-0.2500	0.8028	8.0060	0.0458	I4 (3)
	0.0064			0.1365					
	0.9844	145.1535	0.0000	-0.0586	-0.9585	0.3388	1.0061	0.6046	I5 (2)
	0.0068			0.0611					
0.9888	154.1412	0.0000	-0.0029	-0.0462	0.9632	6.7612	0.0799	I6 (3)	
0.0064			0.0618						
0.9837	130.9856	0.0000	-0.2244	-1.2013	0.2309	0.1300	0.7183	I7 (1)	
0.0075			0.1868						
INVERSIÓN	0.9842	194.2861	0.0000	0.0568	1.0364	0.3011	1.5939	0.2067	I1 (1)
	0.0051			0.0548					
	0.9814	197.8449	0.0000	-0.0063	-0.0581	0.9537	4.4135	0.2201	I2 (3)
	0.0050			0.1091					
	0.9851	192.9023	0.0000	0.1300	0.4813	0.6307	2.0284	0.1543	I3 (1)
	0.0051			0.2701					
	0.9814	197.8449	0.0000	-0.0063	-0.0581	0.9537	4.4135	0.2201	I4 (3)
	0.0050			0.1091					
	0.9831	198.8071	0.0000	0.0399	0.7403	0.4599	0.4365	0.8038	I5 (2)
	0.0049			0.0539					
0.9839	206.8075	0.0000	0.0432	0.2375	0.8124	2.1701	0.5378	I6 (3)	
0.0048			0.1818						
0.9823	172.9590	0.0000	-0.1820	-1.2776	0.2027	0.0110	0.9162	I7 (1)	
0.0057			0.1425						
COMUNICACIONES	0.9816	199.3467	0.0000	-0.0958	-1.6271	0.1050	0.6206	0.4306	I1 (1)
	0.0049			0.0589					
	0.9824	216.9037	0.0000	-0.0905	-1.6081	0.1092	0.8055	0.8481	I2 (3)
	0.0045			0.0563					
	0.9831	209.0662	0.0000	0.2161	1.1936	0.2338	1.1672	0.2799	I3 (1)
	0.0047			0.1811					
	0.9819	217.6100	0.0000	0.1146	0.9252	0.3558	1.5298	0.6753	I4 (3)
	0.0045			0.1238					
	0.9816	205.2682	0.0000	-0.0855	-1.4925	0.1369	0.5335	0.7658	I5 (2)
	0.0048			0.0573					
0.9818	201.0307	0.0000	-0.0876	-1.5027	0.1343	4.0929	0.2516	I6 (3)	
0.0049			0.0583						
0.9816	220.3468	0.0000	0.1217	1.0221	0.3078	1.4064	0.2356	I7 (1)	
0.0045			0.1190						

FUNCIÓN DE UTILIDAD CON FORMACIÓN EXTERNA DE HÁBITOS

DATOS MENSUALES DE CONSUMO GASOLINA (Continuación)

TASA DE RETORNO	β	Estadístico t	Prob.	γ	Estadístico t	Prob.	Test de Hansen	Prob.	Inst. (g,l)
SIDEROMETALÚRGICAS	0.9884	140.1543	0.0000	0.0085	0.1203	0.9044	6.5529	0.0104	I1 (1)
	0.0071			0.0708					
	0.9883	140.7824	0.0000	0.0021	0.0318	0.9747	6.6044	0.0856	I2 (3)
	0.0070			0.0663					
	0.9884	130.6225	0.0000	0.4958	1.6256	0.1054	4.8785	0.0271	I3 (1)
	0.0076			0.3050					
	0.9883	140.7828	0.0000	0.0021	0.0319	0.9746	6.6043	0.0856	I4 (3)
	0.0070			0.0663					
	0.9883	151.3004	0.0000	-0.0385	-0.5648	0.5727	1.0873	0.5805	I5 (2)
	0.0065			0.0681					
	0.9902	154.6108	0.0000	0.0041	0.0588	0.9532	7.1602	0.0669	I6 (3)
0.0064			0.0695						
0.9876	131.1964	0.0000	-0.1296	-0.9410	0.3477	1.2955	0.2550	I7 (1)	
0.0075			0.1378						
QUÍMICO-TEXTIL	0.9848	163.4762	0.0000	-0.0702	-1.2373	0.2172	5.8616	0.0154	I1 (1)
	0.0060			0.0568					
	0.9845	170.7073	0.0000	-0.0668	-1.2508	0.2122	5.9531	0.1139	I2 (3)
	0.0058			0.0534					
	0.9878	163.3201	0.0000	0.3408	1.1746	0.2413	2.5938	0.1072	I3 (1)
	0.0060			0.2902					
	0.9833	172.5531	0.0000	-0.1182	-1.2931	0.1972	7.4064	0.0600	I4 (3)
	0.0057			0.0914					
	0.9861	172.0757	0.0000	-0.0649	-1.2307	0.2197	1.7960	0.4073	I5 (2)
	0.0057			0.0527					
	0.9861	188.3530	0.0000	-0.0563	-1.0283	0.3049	6.8268	0.0776	I6 (3)
0.0052			0.0548						
0.9816	143.9447	0.0000	-0.2286	-1.5203	0.1298	0.9689	0.3249	I7 (1)	
0.0068			0.1504						
VARIOS	0.9873	152.5120	0.0000	0.1533	1.7354	0.0840	3.1868	0.0742	I1 (1)
	0.0065			0.0883					
	0.9883	164.2058	0.0000	0.1448	1.6694	0.0964	6.4653	0.0910	I2 (3)
	0.0060			0.0867					
	0.9887	147.1918	0.0000	0.2879	1.0848	0.2791	2.9408	0.0863	I3 (1)
	0.0067			0.2654					
	0.9905	151.8608	0.0000	0.2219	1.0889	0.2773	5.1391	0.1618	I4 (3)
	0.0065			0.2038					
	0.9911	171.2936	0.0000	0.0502	0.6798	0.4973	2.3269	0.3123	I5 (2)
	0.0058			0.0738					
	0.9903	166.0865	0.0000	0.1065	1.4947	0.1363	4.1319	0.2475	I6 (3)
0.0060			0.0712						
0.9883	150.2673	0.0000	0.1204	0.5858	0.5585	0.0097	0.9214	I7 (1)	
0.0066			0.2056						
ESTIMACIÓN AGREGADA	0.9895	262.4664	0.0000	-0.0181	-0.4020	0.6881	10.3434	0.9998	I1 (31)
	0.0038			0.0451					
	0.9897	261.7679	0.0000	-0.0135	-0.3135	0.7542	10.4524	0.9999	I2 (42)
	0.0038			0.0429					
	0.9855	218.3511	0.0000	-0.0205	-0.4142	0.6791	0.3910	1.0000	I3 (31)
	0.0045			0.0496					
	0.9854	220.9318	0.0000	-0.0197	-0.4134	0.6797	0.4527	1.0000	I4 (42)
	0.0045			0.0477					
	0.9862	210.7140	0.0000	-0.0261	-0.5336	0.5941	0.0126	1.0000	I5 (31)
	0.0047			0.0489					
	0.9885	269.0788	0.0000	-0.0133	-0.3265	0.7444	12.9156	0.9999	I6 (42)
0.0037			0.0406						
0.9856	220.5646	0.0000	0.0115	0.0894	0.9288	0.4010	1.0000	I7 (31)	
0.0045			0.1281						

NOTAS: Bajo el valor estimado de los parámetros aparece el error estándar. El símbolo (*) muestra que tras 500 iteraciones, no se logra la convergencia en la estimación.

A.3 Función de utilidad recursiva

Las siguientes Tablas recogen de modo detallado todos los resultados obtenidos en la estimación del modelo CCAPM para el caso español, cuando se considera la función de utilidad recursiva propuesta por Epstein y Zin (1991). Concretamente, las tablas recogen el valor estimado de los parámetros, el error estándar (bajo cada valor estimado del parámetro) y el estadístico t con su probabilidad asociada, para las diferentes tasas de retorno consideradas y para los diferentes grupos de instrumentos utilizados. Además recogemos el test de Hansen con su probabilidad asociada y el número de grados de libertad (g.l.) para cada estimación.

MODELO CON FUNCIÓN DE UTILIDAD RECURSIVA

DATOS ANUALES DE CONSUMO TOTAL

TASA RETORNO	β	Prob.	θ	Prob.	ρ	Prob.	γ	σ	Test de Hansen	Prob.	Inst. (g,l)
BANCOS	1.2867	0.0000	0.2777	0.0284	12.1826	0.0273	4.1057	0.0821	0.3322	0.5643	I1 (1)
	1.2344	0.0000	0.2692	0.0261	10.1860	0.0376	3.4728	0.0982	2.6100	0.1061	I2 (1)
	1.4986	0.0006	-0.1210	0.2297	3.0250	0.5461	0.7549	0.3306	3.6084	0.1646	I3 (2)
	1.1555	0.0000	0.2541	0.0001	9.0111	0.0002	3.0354	0.1110	0.4862	0.7841	I4 (2)
ELÉCTRICAS											I1* (1)
											I2* (1)
	0.6912	0.0000	0.2487	0.1133	-8.6339	0.1525	-1.3962	-0.1158	0.6382	0.7268	I3 (2)
											I4* (2)
ALIMENTACIÓN	1.3336	0.0000	-0.2780	0.1211	10.3913	0.0462	-1.6106	0.0962	0.6814	0.4091	I1 (1)
	1.2241	0.0000	-0.4779	0.0010	7.4991	0.0796	-2.1061	0.1333	2.0221	0.1571	I2 (1)
	1.1169	0.0000	-0.4907	0.0026	5.3325	0.0769	-1.1261	0.1875	0.0804	0.9606	I3 (2)
	1.4464	0.0000	-0.2891	0.0589	13.8222	0.0469	-2.7075	0.0723	0.2714	0.8731	I4 (2)
CONSTRUCCIÓN											I1* (1)
	1.4407	0.0000	0.2411	0.0586	11.1906	0.0658	3.4574	0.0894	1.8308	0.1760	I2 (1)
	0.8740	0.0000	-0.3351	0.1583	-4.7138	0.4492	2.9148	-0.2121	1.5374	0.4636	I3 (2)
	1.2109	0.0179	0.1344	0.2784	6.8146	0.5651	1.7812	0.1467	2.7983	0.2468	I4 (2)
INVERSIÓN	1.0900	0.0000	-0.2458	0.0847	1.9912	0.6646	0.7563	0.5022	0.2736	0.6009	I1 (1)
	1.2582	0.0000	-0.4507	0.0098	6.0281	0.0127	-1.2662	0.1659	2.2868	0.1305	I2 (1)
	1.0226	0.0001	-0.2834	0.1197	3.5713	0.5006	0.2713	0.2800	3.9330	0.1399	I3 (2)
	1.1789	0.0000	-0.2795	0.0512	3.9700	0.3120	0.1699	0.2519	0.9830	0.6117	I4 (2)
COMUNICACIONES	1.2844	0.0000	-0.2552	0.1159	4.0904	0.1388	0.2115	0.2445	0.9767	0.3230	I1 (1)
	1.3631	0.0005	-0.1447	0.3977	4.0934	0.4384	0.5524	0.2443	1.9330	0.1644	I2 (1)
	0.6174	0.1836	0.0850	0.5000	0.9598	-0.4715	0.9966	1.0419	0.1232	0.9402	I3 (2)
	1.2243	0.0097	-0.0773	0.4866	-5.9220	0.7897	1.5354	-0.1689	2.3768	0.3047	I4 (2)
SIDEROMETALÚRGICAS	0.7942	0.0233	-0.2490	0.1032	-0.2049	0.9807	1.3000	-4.8799	0.5762	0.4478	I1 (1)
	0.8800	0.0161	-0.2167	0.1702	3.6054	0.6430	0.4355	0.2774	0.6887	0.4066	I2 (1)
	1.0230	0.0000	-0.7232	0.0198	3.8180	0.0362	-1.0378	0.2619	1.0263	0.5986	I3 (2)
	1.1154	0.0020	-0.2746	0.0183	8.8531	0.3559	-1.1566	0.1130	0.3598	0.8353	I4 (2)
QUÍMICO-TEXTIL	0.9534	0.0000	-0.3130	0.1227	2.1388	0.6169	0.6435	0.4675	0.0067	0.9349	I1 (1)
	0.9730	0.0000	-0.3930	0.0566	2.5938	0.4794	0.3736	0.3855	0.7481	0.3871	I2 (1)
	1.0111	0.0000	-0.4911	0.0068	2.8528	0.3766	0.0901	0.3505	0.5273	0.7682	I3 (2)
	0.9483	0.0010	-0.2892	0.1684	2.1417	0.8048	0.6698	0.4669	0.0338	0.9833	I4 (2)
VARIOS	1.3991	0.0000	0.3188	0.2000	4.6540	0.1159	2.1648	0.2149	1.4089	0.2352	I1 (1)
	1.1299	0.0000	-0.3641	0.2181	6.5680	0.0937	-1.0275	0.1523	0.1748	0.6758	I2 (1)
	1.0451	0.0000	-0.4911	0.1041	3.9864	0.2009	-0.4665	0.2509	1.2499	0.5353	I3 (2)
											I4* (2)
ESTIMACIÓN AGREGADA	1.0330	0.0000	0.0000	1.0000	2.1815	0.1396	1.0000	0.4584	4.1472	1.0000	I1 (41)
	1.0229	0.0000	0.0000	1.0000	2.0030	0.0001	1.0000	0.4993	6.5197	0.9999	I2 (30)
	1.0118	0.0000	0.0000	1.0000	1.6579	0.0000	1.0000	0.6032	6.3737	0.9969	I3 (19)
	1.0541	0.0000	0.0000	1.0000	2.8697	0.3948	1.0000	0.3485	4.2350	1.0000	I4 (52)

MODELO CON FUNCIÓN DE UTILIDAD RECURSIVA

DATOS ANUALES DE CONSUMO DE BIENES NO DURADERO Y SERVICIOS

TASA RETORNO	β	Prob.	θ	Prob.	ρ	Prob.	γ	σ	Test de Hansen	Prob.	Inst. (g,l)
BANCOS	1.2597	0.0000	0.2520	0.0001	13.2443	0.0000	4.0851	0.0755	0.0237	0.8776	I1 (1)
	1.2881	0.0000	0.2497	0.0442	12.5885	0.0679	3.8941	0.0794	2.4214	0.1197	I2 (1)
	1.5419	0.0011	-0.1118	0.2234	3.0527	0.6630	0.7704	0.3276	3.7539	0.1531	I3 (2)
	1.3097	0.0026	0.1778	0.0646	14.1715	0.2278	3.3413	0.0706	0.5481	0.7603	I4 (2)
ELÉCTRICAS											I1* (1)
											I2* (1)
	0.7316	0.0000	0.3830	0.0147	-7.2035	0.2371	-2.1421	-0.1388	0.2017	0.9041	I3 (2)
											I4* (2)
ALIMENTACIÓN	1.4398	0.0005	-0.2396	0.1490	14.0300	0.0811	-2.1221	0.0713	0.7500	0.3865	I1 (1)
	1.2672	0.0001	-0.4196	0.0013	9.7509	0.0960	-2.6719	0.1026	1.7716	0.1832	I2 (1)
	1.1303	0.0000	-0.4259	0.0046	6.1819	0.1339	-1.2068	0.1618	0.0348	0.9828	I3 (2)
	1.7011	0.0020	-0.2259	0.0789	20.9989	0.1127	-3.5187	0.0476	0.3349	0.8458	I4 (2)
CONSTRUCCIÓN											I1* (1)
											I2* (1)
	0.8995	0.0000	-0.4010	0.0539	-4.0160	0.2801	3.0114	-0.2490	1.4471	0.4850	I3 (2)
	1.1720	0.0754	0.1095	0.3680	7.0409	0.6963	1.6616	0.1420	2.9345	0.2306	I4 (2)
INVERSIÓN	1.0979	0.0000	-0.2494	0.0652	2.3222	0.6811	0.6702	0.4306	0.3563	0.5506	I1 (1)
	1.2512	0.0000	-0.4052	0.0131	6.5242	0.0359	-1.2382	0.1533	2.2664	0.1322	I2 (1)
	0.8852	0.0000	-0.4085	0.0449	-0.4804	0.9345	1.6047	-2.0817	2.9757	0.2259	I3 (2)
	1.2240	0.0000	-0.2516	0.0756	5.5091	0.3221	-0.1343	0.1815	0.8840	0.6428	I4 (2)
COMUNICACIONES	1.3185	0.0000	-0.2545	0.0999	5.2317	0.1548	-0.0768	0.1911	0.9633	0.3264	I1 (1)
	1.4135	0.0003	-0.1617	0.3385	6.1420	0.3289	0.1686	0.1628	1.8044	0.1792	I2 (1)
	0.6906	0.0582	0.1089	0.4388	0.1524	0.9853	0.9077	6.5612	0.1541	0.9259	I3 (2)
	1.1603	0.0186	-0.0826	0.3935	-8.0663	0.7209	1.7485	-0.1240	2.2650	0.3222	I4 (2)
SIDEROMETALÚRGICAS	0.8683	0.0251	-0.2331	0.0883	2.9438	0.7814	0.5470	0.3397	0.2546	0.6139	I1 (1)
	0.8155	0.0004	-0.2488	0.0095	1.4237	0.7987	0.8946	0.7024	0.7133	0.3983	I2 (1)
	1.0490	0.0000	-0.6557	0.0176	5.0480	0.0576	-1.6542	0.1981	1.0231	0.5996	I3 (2)
	1.1908	0.0273	-0.2307	0.0571	12.6545	0.4434	-1.6891	0.0790	0.2903	0.8649	I4 (2)
QUÍMICO-TEXTIL	0.8869	0.0000	-0.3254	0.1063	-0.1835	0.9755	1.3851	-5.4500	0.1544	0.6944	I1 (1)
	0.9218	0.0000	-0.3623	0.0672	1.0516	0.8292	0.9813	0.9510	0.4002	0.5270	I2 (1)
	0.9453	0.0000	-0.4604	0.0188	1.1625	0.7700	0.9252	0.8602	0.9087	0.6349	I3 (2)
	0.9511	0.0031	-0.2785	0.1520	2.4948	0.8216	0.5837	0.4008	0.0391	0.9806	I4 (2)
VARIOS											I1* (1)
											I2 (1)
	1.1418	0.0000	-0.3295	0.2243	7.8950	0.1258	-1.2720	0.1267	0.1531	0.6956	I2 (1)
	1.0289	0.0000	-0.4656	0.0953	3.8100	0.2768	-0.3084	0.2625	1.3206	0.5167	I3 (2)
ESTIMACIÓN AGREGADA											I4* (2)
	1.0423	0.0000	0.0000	1.0000	2.4514	0.2260	1.0000	0.4079	4.2250	1.0000	I1 (41)
	0.9638	0.0000	0.0000	1.0000	3.6071	0.0375	1.0000	0.2772	7.5258	1.0000	I2 (30)
	1.0168	0.0000	0.0000	0.9999	1.7812	0.1992	1.0000	0.5614	6.3092	0.9971	I3 (19)
											I4 (52)
	1.0556	0.0000	0.0000	1.0000	2.9642	0.4039	1.0000	0.3374	4.4378	1.0000	I4 (52)

MODELO CON FUNCIÓN DE UTILIDAD RECURSIVA

DATOS TRIMESTRALES DE CONSUMO TOTAL

TASA RETORNO	β	Prob.	θ	Prob.	ρ	Prob.	γ	σ	Test de Hansen	Prob.	Inst. (g.l)
BANCOS											I1* (1)
	0.9484	0.0000	-0.0734	0.3845	-12.1132	0.5373	1.9628	-0.0826	2.8798	0.0897	I2 (1)
	0.9797	0.0000	-0.1548	0.1691	-3.1868	0.5685	1.6481	-0.3138	0.8213	0.6632	I3 (2)
	1.8415	0.6975	0.0233	0.8254	97.6226	0.8138	3.2469	0.0102	0.3982	0.8195	I4 (2)
ELÉCTRICAS											I1 (1)
	0.8562	0.0000	0.1863	0.0172	-17.4600	0.0851	-2.4399	-0.0573	0.0471	0.8281	I1 (1)
	0.3841	0.8857	0.0261	0.8893	-87.2578	0.8918	-1.3049	-0.0115	1.4380	0.2305	I2 (1)
	2.4565	0.8995	-0.0293	0.9110	95.1268	0.9076	-1.7579	0.0105	1.5948	0.4505	I3 (2)
	0.8136	0.0011	0.1543	0.3208	-21.2846	0.5343	-2.4379	-0.0470	2.6525	0.2655	I4 (2)
ALIMENTACIÓN											I1 (1)
	1.0716	0.0000	0.1683	0.2476	8.3858	0.4526	2.2427	0.1192	1.0143	0.3139	I1 (1)
	0.9012	0.0171	-0.0637	0.6892	-17.9567	0.7785	2.2077	-0.0557	1.6032	0.2055	I2 (1)
	0.9524	0.0000	-0.1140	0.5795	-4.2349	0.8067	1.5968	-0.2361	2.1316	0.3444	I3 (2)
	0.9886	0.0000	0.2269	0.1185	-4.6621	0.7637	-0.2846	-0.2145	2.1299	0.3447	I4 (2)
CONSTRUCCIÓN											I1 (1)
	1.2812	0.0380	0.0657	0.6243	39.5841	0.6319	3.5359	0.0253	0.0144	0.9044	I1 (1)
	0.6568	0.6643	-0.0254	0.8468	-85.0511	0.8475	3.1861	-0.0118	3.4013	0.0652	I2 (1)
	0.9774	0.0000	-0.4958	0.0641	-2.1349	0.5566	2.5542	-0.4684	1.0398	0.5946	I3 (2)
	1.1789	0.0054	0.0561	0.6731	31.9589	0.6598	2.7383	0.0313	0.8356	0.6585	I4 (2)
INVERSIÓN											I1 (1)
	0.8086	0.1826	-0.0507	0.7603	-33.2296	0.7814	2.7351	-0.0301	0.6390	0.4241	I1 (1)
	0.9715	0.0000	-0.2117	0.3019	-6.1728	0.5698	2.5188	-0.1620	0.4004	0.5269	I2 (1)
	0.9839	0.0000	-0.2870	0.1709	-2.3073	0.6804	1.9493	-0.4334	0.7581	0.6845	I3 (2)
	1.0955	0.0000	-0.0866	0.6607	7.3406	0.7512	0.4507	0.1362	1.4662	0.4804	I4 (2)
COMUNICACIONES											I1 (1)
	1.0484	0.0000	-0.1847	0.2669	0.4695	0.9511	1.0980	2.1298	0.2678	0.6048	I1 (1)
	1.0794	0.0000	-0.1110	0.5204	2.3356	0.8455	0.8518	0.4282	0.0001	0.9906	I2 (1)
	1.1361	0.0185	-0.0628	0.7473	2.5269	0.8940	0.9041	0.3957	0.8123	0.6662	I3 (2)
	1.0721	0.0000	-0.1344	0.4493	1.1244	0.9349	0.9833	0.8894	1.3474	0.5098	I4 (2)
SIDEROMETALÚRGICAS											I1 (1)
	0.6385	0.3349	-0.0697	0.6587	-30.4596	0.6623	3.1920	-0.0328	0.4743	0.4910	I1 (1)
											I2* (1)
	0.7885	0.0278	-0.1736	0.5613	-17.6785	0.6231	4.2426	-0.0566	1.8890	0.3889	I3 (2)
											I4* (2)
QUÍMICO-TEXTIL											I1 (1)
	0.8470	0.0000	-0.1202	0.4205	-14.1278	0.5212	2.8189	-0.0708	0.5669	0.4515	I1 (1)
	0.9525	0.0000	-0.2860	0.2224	-3.8392	0.6584	2.3839	-0.2605	0.1839	0.6680	I2 (1)
	0.9615	0.0000	-0.3229	0.3240	-3.1322	0.7205	2.3345	-0.3193	0.3478	0.8404	I3 (2)
	0.9442	0.0012	-0.1135	0.4180	1.2390	0.9714	0.9729	0.8071	1.2876	0.5253	I4 (2)
VARIOS											I1 (1)
	1.0615	0.0000	0.2078	0.2804	5.0877	0.3843	1.8495	0.1966	0.1184	0.7308	I1 (1)
	1.0989	0.0000	0.2406	0.3266	7.8346	0.2739	2.6446	0.1276	1.0696	0.3010	I2 (1)
	0.9587	0.0000	-0.2661	0.3603	-0.1451	0.9832	1.3047	-6.8929	0.3606	0.8350	I3 (2)
	0.7216	0.6386	0.0374	0.8385	-52.3634	0.8677	-0.9933	-0.0191	2.6708	0.2631	I4 (2)
ESTIMACIÓN AGREGADA											I1 (41)
	0.7246	0.0214	0.0000	1.0000	-52.2200	0.4674	1.0000	-0.0191	12.0696	0.9999	I1 (41)
											I2* (30)
	1.0091	0.0000	0.0000	1.0000	2.5797	0.5086	1.0000	0.3876	7.1371	0.9934	I3 (19)
	1.0061	0.0000	0.0000	1.0000	2.1152	0.6425	1.0000	0.4728	6.8954	1.0000	I4 (52)

MODELO CON FUNCIÓN DE UTILIDAD RECURSIVA

DATOS TRIMESTRALES DE CONSUMO DE BIENES NO DURADEROS Y SERVICIOS

TASA RETORNO	β	Prob.	θ	Prob.	ρ	Prob.	γ	σ	Test de Hansen	Prob.	Inst. (g,l)
BANCOS	1.0597	0.0000	-0.1108	0.2397	5.7573	0.2230	0.4731	0.1737	2.0274	0.1545	I1 (1)
	1.0779	0.0000	-0.1050	0.2813	10.1533	0.3448	0.0392	0.0985	1.2558	0.2624	I2 (1)
	1.0215	0.0000	-0.1753	0.0806	2.7033	0.3066	0.7014	0.3699	1.9005	0.3866	I3 (2)
											I4* (2)
ELÉCTRICAS	0.9779	0.0000	0.3461	0.0296	1.1789	0.3910	1.0619	0.8483	2.6038	0.1066	I1 (1)
	0.7708	0.5411	0.0316	0.8717	2.7548	0.8990	1.0554	0.3630	0.4820	0.4875	I2 (1)
	0.9041	0.0000	0.1364	0.5221	-2.7746	0.5691	0.4853	-0.3604	1.7042	0.4265	I3 (2)
	0.9460	0.0000	0.2300	0.1810	-1.5463	0.7679	0.4144	-0.6467	5.1714	0.0753	I4 (2)
ALIMENTACIÓN	1.0091	0.0000	0.1379	0.3631	-0.4003	0.9376	0.8069	-2.4984	0.1853	0.6669	I1 (1)
	0.9835	0.0000	-0.0557	0.7100	-9.3147	0.7395	1.5745	-0.1074	1.9988	0.1574	I2 (1)
	0.9742	0.0000	-0.0764	0.6740	-4.4801	0.7542	1.4188	-0.2232	2.3153	0.3142	I3 (2)
	0.6034	0.8770	0.0167	0.9323	-89.2551	0.9352	-0.5046	-0.0112	1.2676	0.5306	I4 (2)
CONSTRUCCIÓN	1.0451	0.0000	0.0916	0.6299	8.5356	0.5660	1.6899	0.1172	0.6805	0.4094	I1 (1)
											I2* (1)
	0.9901	0.0000	-0.3385	0.1020	-1.3744	0.4603	1.8038	-0.7276	3.4803	0.1755	I3 (2)
											I4 (2)
											I4 (2)
INVERSIÓN	1.0287	0.0000	-0.1523	0.2897	1.8432	0.6933	0.8716	0.5425	0.0184	0.8920	I1 (1)
	1.0099	0.0000	-0.2235	0.2559	-0.4977	0.8879	1.3347	-2.0094	0.8184	0.3657	I2 (1)
	1.0008	0.0000	-0.3471	0.0876	-0.1421	0.9064	1.3964	-7.0374	0.2306	0.8911	I3 (2)
	0.8831	0.3027	-0.0251	0.8865	-34.6217	0.8925	1.8946	-0.0289	1.1644	0.5587	I4 (2)
COMUNICACIONES	1.0404	0.0000	-0.2182	0.3811	1.8837	0.6008	0.8071	0.5309	0.2007	0.6541	I1 (1)
	1.0761	0.0000	-0.1000	0.5620	2.5778	0.7492	0.8422	0.3879	0.1481	0.7003	I2 (1)
											I3* (2)
											I4 (2)
SIDEROMETALÚRGICAS	0.9081	0.0000	-0.1496	0.5434	-0.3853	0.9612	1.2073	-2.5954	0.0761	0.7827	I1 (1)
											I2* (1)
	0.9129	0.0000	-0.2436	0.4552	0.0236	0.9946	1.2378	42.4412	2.9500	0.2288	I3 (2)
											I4 (2)
											I4 (2)
QUÍMICO-TEXTIL	0.9650	0.0000	-0.1837	0.2641	0.4286	0.8234	1.1050	2.3332	0.1365	0.7118	I1 (1)
	0.9772	0.0000	-0.3178	0.1389	-0.2012	0.8943	1.3817	-4.9697	0.5333	0.4652	I2 (1)
	0.9795	0.0000	-0.2795	0.1232	0.3275	0.8184	1.1879	3.0531	0.7526	0.6864	I3 (2)
	0.9796	0.0000	-0.2043	0.3978	3.3068	0.4440	0.5287	0.3024	1.2426	0.5372	I4 (2)
VARIOS	1.0390	0.0000	0.3434	0.0802	4.5599	0.1986	2.2226	0.2193	0.0880	0.7668	I1 (1)
											I2* (1)
	0.8526	0.0017	-0.1107	0.5604	-6.8496	0.5963	1.8688	-0.1460	0.9254	0.6296	I3 (2)
											I4 (2)
											I4 (2)
ESTIMACIÓN AGREGADA	1.0075	0.0000	0.0000	1.0000	2.1313	0.1094	1.0000	0.4692	6.0311	0.9999	I1 (41)
	1.0063	0.0000	0.0000	1.0000	1.9502	0.0050	1.0000	0.5128	8.9635	0.9999	I2 (30)
	1.0063	0.0000	0.0000	1.0000	1.9379	0.0482	1.0000	0.5160	7.6602	0.9898	I3 (19)
	1.0065	0.0000	0.0000	1.0000	1.9210	0.0889	1.0000	0.5206	4.7857	1.0000	I4 (52)

MODELO CON FUNCIÓN DE UTILIDAD RECURSIVA

DATOS MENSUALES DE CONSUMO DE GASOLINA

TASA RETORNO	β	Prob.	θ	Prob.	ρ	Prob.	γ	σ	Test de Hansen	Prob.	Inst. (g.l)
BANCOS											
	0.9941	0.0000	0.0648	0.8194	-0.1218	0.9484	0.9274	-8.2080	0.0008	0.9770	I1* (1)
	1.0120	0.0000	0.0277	0.9031	-0.6973	0.9163	0.9530	-1.4342	0.0186	0.9907	I2 (1)
											I3 (2)
											I4* (2)
ELÉCTRICAS											
	0.9860	0.0000	0.8503	0.6169	0.1614	0.5057	0.2869	6.1971	0.1835	0.6684	I1 (1)
	0.9860	0.0000	0.8225	0.1362	0.1646	0.2409	0.3129	6.0739	0.1876	0.6650	I2 (1)
	0.9874	0.0000	0.9552	0.0068	0.1440	0.2058	0.1824	6.9445	1.4149	0.4929	I3 (2)
	0.9859	0.0000	0.6822	0.3386	-0.0794	0.8086	0.2636	-12.5908	0.5226	0.7700	I4 (2)
ALIMENTACIÓN											
	0.9892	0.0000	0.0782	0.9515	1.5095	0.9487	1.0399	0.6625	0.0110	0.9164	I1 (1)
											I2* (1)
	0.9905	0.0000	-0.7933	0.1341	-0.0231	0.8655	1.8116	-43.3595	0.0971	0.9526	I3 (2)
	0.9863	0.0000	-0.1611	0.8196	-1.1466	0.7564	1.3458	-0.8722	0.5445	0.7617	I4 (2)
CONSTRUCCIÓN											
	0.9887	0.0000	-0.9927	0.2565	0.0909	0.5563	1.9024	10.9976	0.9273	0.3356	I1* (1)
											I2 (1)
											I3* (2)
	0.9834	0.0000	0.9951	0.7142	-0.5034	0.3527	-0.4960	-1.9866	0.1761	0.9157	I4 (2)
INVERSIÓN											
	0.9769	0.0000	0.3987	0.2263	-0.4974	0.3864	0.4030	-2.0103	0.2822	0.5953	I1* (1)
											I2 (1)
											I3* (2)
	0.9719	0.0000	0.3942	0.1570	0.1139	0.5312	0.6507	8.7810	3.8938	0.1427	I4 (2)
COMUNICACIONES											
	0.9826	0.0000	1.0082	0.2742	0.2781	0.0744	0.2722	3.5955	0.0416	0.8385	I1* (1)
	0.9796	0.0000	0.4825	0.3034	0.0664	0.6431	0.5495	15.0657	2.8365	0.2421	I2 (1)
	1.0213	0.0000	-0.1723	0.7762	-1.0783	0.7175	1.3581	-0.9273	1.2827	0.5266	I3 (2)
											I4 (2)
SIDEROMETALÚRGICAS											
	1.0045	0.0000	0.1738	0.8924	-0.0176	0.9875	0.8232	-56.7924	0.0670	0.7958	I1 (1)
	0.9895	0.0000	-1.5863	0.1410	0.1035	0.4527	2.4221	9.6588	0.0159	0.8997	I2 (1)
	0.9851	0.0000	-0.8883	0.0090	0.1266	0.2030	1.7759	7.9011	2.2695	0.3215	I3 (2)
	0.9818	0.0000	-0.3983	0.6830	0.7937	0.7893	1.0822	1.2600	0.4848	0.7847	I4 (2)
QUÍMICO-TEXTIL											
											I1* (1)
											I2* (1)
	0.9953	0.0000	-0.4174	0.0189	0.1456	0.3856	1.3566	6.8695	3.7489	0.1534	I3 (2)
											I4* (2)
VARIOS											
											I1* (1)
											I2* (1)
											I3* (2)
											I4* (2)
ESTIMACIÓN AGREGADA											
											I1* (41)
											I2* (30)
	1.0217	0.0000	0.0000	1.0000	1.5765	0.1767	1.0000	0.6343	17.8819	0.5303	I3 (19)
	1.0203	0.0000	0.0000	1.0000	2.4801	0.8411	1.0000	0.4032	12.2850	1.0000	I4 (52)

NOTAS:

Bajo el valor estimado de los parámetros aparece el error estándar. El símbolo (*) muestra que tras 500 iteraciones, no se logra la convergencia en la estimación.

Bibliografía

- [1] Abel, A.B. (1990), “Asset Prices under Habit Formation and Catching Up with the Joneses”, *American Economic Review* 80, nº 2, págs. 38-42.
- [2] Alonso, Francisco y J. Ayuso (1996), “Una estimación de las primas de riesgo por inflación en el caso español”, *Documentos de Trabajo del Banco de España*, nº 9630.
- [3] Andrews, Donald W.K. y J.C. Monahan (1992), “An Improved Heteroskedacity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimation”, *Econometrica* 60, págs. 953-66.
- [4] Attanasio, Orazio J., J. Banks y S. Tanner (1998), “Asset Holding and Consumption Volatility”, *NBER Working Papers*, nº 6567.
- [5] Ayuso, Aurora, G. Rubio y F. Tusell (1987), “Asset Pricing and Risk Aversion in the Spanish Stock Market”, *Southern European Discussion Series*, nº 53.
- [6] Ayuso, Aurora, G. Rubio y F. Tusell (1988), “Estimación del coeficiente de aversión relativa al riesgo: propiedades asintóticas de un estimador generalizado de los momentos”, *Revista Española de Economía* 5, nº1/2, págs. 105-18.
- [7] Ayuso, Juan (1996), “Un análisis empírico de los tipos de interés reales *ex-ante* en España”, *Documentos de Trabajo del Banco de España*, nº 9614.

- [8] Ayuso, Juan y D. López-Salido (1997a), “Are Ex-Post Real Interest Rates a Good Proxy for Ex-Ante Real Rates. An International Comparison within a CCAPM Framework”. *Documentos de Trabajo del Banco de España*, nº 9710.
- [9] Ayuso, Juan y D. López-Salido (1997b), “¿Qué nos dice la evolución del consumo sobre los tipos de interés reales y las expectativas de inflación”, *Boletín Económico del Banco de España*, marzo 1997, págs. 55-60.
- [10] Banco de España (1989), *Boletín Estadístico. Notas*, mayo.
- [11] Banco de España (varios años), *Boletín Estadístico*.
- [12] Banco de España (varios años), *Boletín Económico*.
- [13] Barberis, Nicholas, M. Huang y T. Santos (1999), “Prospect Theory and Asset Prices”, *Center for Research of Security Prices Working Papers*, nº 494.
- [14] Barsky, Robert B., F.T. Juster, M.S. Kimball y M.D. Shapiro (1997), “Preference Parameters and Behavioral Heterogeneity: An Experimental Approach in the Health and Retirement Study”, *Quarterly Journal of Economics*, mayo, págs. 537-79.
- [15] Baskshi, Gurdip y A. Naka (1997), “An Empirical Investigation of Asset Pricing Models Using Japanese Stock Market Data”, *Journal of International Money and Finance* 16, nº 1, págs. 81-112.
- [16] Beaudry, Paul y E. van Wincoop (1996), “The Intertemporal Elasticity of Substitution: an Exploration Using Panel of State Data”, *Economica* 63, nº 251, págs. 495-512.
- [17] Boldrin, Michele, L.J. Christiano y J.D.M. Fisher (2000), “Habit Persistence, Asset Returns and the Business Cycle”, *Federal Reserve Bank of Minneapolis. Research Department Staff Report*, nº 280.

- [18] Bolsa de Madrid, Servicio de Estudios (1992), *Índices de cotización de acciones de la Bolsa de Madrid, 1941-1991*. (Madrid: Bolsa de Madrid).
- [19] Bolsa de Madrid (varios años), *Informe Anual de la Bolsa de Madrid*.
- [20] Boot, J.C.G., W. Feibes y J.H.C. Lisman (1967), “Further Methods of Derivation of Quarterly Figures from Annual Data”, *Applied Statistics* 16, n° 1, págs. 67-75.
- [21] Braun, Phillip A., G.M. Constantinides y W.E. Ferson (1993), “Time Nonseparability in Aggregate Consumption”, *European Economic Review* 37, págs. 897-920.
- [22] Brav, Alon, G.M. Constantinides y C.C. Geczy (2000), “Asset Pricing with Heterogeneous Consumers and Limited Participation”, *Center for Research of Security Prices Working Papers*, n° 505.
- [23] Breeden, Douglas T., M.R. Gibbons y R.H. Litzenberger (1989), “Empirical Tests of the Consumption-Oriented CAPM”, *Journal of Finance* 44, n° 2, págs. 231-62.
- [24] Buendía Azorín, José D., M. Esteban Yago y J.C. Sánchez de la Vega (1998), “Trimestralización del VAB regional. Una aplicación”, *Documentos de Trabajo de la Universidad de Murcia*, n° 30 (Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales).
- [25] Burnside, Craig (1994), “Hansen-Jagannathan Bounds as Classical Tests of Asset Pricing Models”, *Review of Business and Economic Statistics* 12, n° 1, págs. 57-79.
- [26] Caballero, Ricardo J. (1990), “Consumption Puzzles and Precautionary Savings”, *Journal of Monetary Economics* 25, n° 1, págs. 113-36.
- [27] Campbell, John Y. (1993), “Intertemporal Asset Pricing without Consumption Data”, *American Economic Review* 83, n° 3, pp. 487-512.
- [28] Campbell, John Y. (1996), “Consumption and the Stock Market: Interpreting International Experience”, *NBER Working Papers*, n° 5610.

- [29] Campbell, John Y. (2000), "Asset Prices at the Millennium", *Journal of Finance* 55, n° 4, págs. 1515-67.
- [30] Campbell, John Y. y J. Cochrane (1999), "By Force of Habit: A Consumption-Based Explanation of Aggregate Stock Market", *Journal of Political Economy* 107, págs. 205-51. (Publicado en 1995 en la serie *NBER Working Papers*, n° 4995.)
- [31] Campbell, John Y. y J.H. Cochrane (2000), "Explaining the Poor Performance of the Consumption-Based Asset Pricing Models", *Journal of Finance* 55, n° 6, págs. 2863-78.
- [32] Campbell, John Y., A.W. Lo, y C.A. Mackinlay (1997), *The Econometrics of Financial Markets*. (Princeton University Press).
- [33] Cecchetti, Stephen G., P. Lam y N.C. Mark (1993), "The Equity Premium and the Risk-Free Rate. Matching the Moments", *Journal of Monetary Economics* 31, n° 1, págs. 21-45.
- [34] Cecchetti, Stephen G., P. Lam y N.C. Mark (1994), "Testing Volatility Restrictions on Intertemporal Marginal Rates of Substitution Implied by Euler Equations and Asset Returns", *Journal of Finance* 49, n° 1, págs. 123-52.
- [35] Cecchetti, Stephen G. y N.C. Mark (1990), "Evaluating Empirical Tests of Asset Pricing Models: Alternative Models", *American Economic Review, Papers and Proceedings* 80, n° 2, págs. 48-51.
- [36] Chow, G.C. y A.L. Lin (1971), "Best Linear Unbiased Interpolation, Distribution and Extrapolation of Time Series by Related Series", *Review of Economics and Statistics* 53, págs. 372-75.
- [37] Cicchetti, Charles J. y J.A. Dubin (1994), "A Microeconomic Analysis of Risk Aversion and the Decision to Self-Insurance", *Journal of Political Economy* 102, n° 1, págs. 169-186.

- [38] Cochrane, John H. y L.P. Hansen (1992), “Asset Pricing Explorations for Macroeconomics”, *NBER Working Papers*, n° 4088.
- [39] Constantinides, G.M. (1990), “Habit Formation: a Resolution of the Equity Premium Puzzle”, *Journal of Political Economy* 98, págs. 519-43.
- [40] Corrales, A. y D. Taguas (1989), “Series Macroeconómicas 1954-1988: un intento de homogeneización”, *Documentos de Trabajo de la Dirección General de Planificación*, Ministerio de Economía y Hacienda, SGPE-D-89001.
- [41] Cox, J.C., S. A. Ross y M. Rubinstein (1979), ”Option Pricing: A Simplified Approach”, *Journal of Financial Economics* 7, págs. 229-263.
- [42] Cuenca, José Antonio (1994), “Variables para el Estudio del Sector Monetario”, *Documentos de Trabajo del Banco de España*, n° 9416.
- [43] Cropper, Maureen L., S.K. Aydede y P.R. Portney (1992), “Rates of Time Preference for Saving Lives”, *American Economic Review, Papers and Proceedings* 82, n° 2, págs. 469-72.
- [44] Cushing, Matthew J. y M.G. McGarvey (1999), “Covariance Matrix Estimation” en L. Mátyás (Ed.) (1999), *Generalized Method of Moments Estimation*, cap. 3. (Cambridge: Cambridge University Press).
- [45] Deaton, A. (1992), *Understanding Consumption*. (Oxford: Oxford University Press).
- [46] Denton, F. T. (1971), “Adjustment of Monthly or Quarterly Series to Annual Totals: An Approach Based on Quadratic Minimization”, *Journal of American Statistical Association* 66, págs. 99-102.
- [47] Dunn, K.B. y K.J. Singleton (1986), “Modelling the Term Structure of Interest Rates under Non-Separable Utility and Durability of Goods”, *Journal of Financial Economics* 17, págs. 27-55.

- [48] Eichenbaum, Martin y L.P. Hansen (1990), “Estimating Models with Intertemporal Substitution Using Aggregate Time Series Data”, *Journal of Business and Economic Statistics* 8, n° 1, págs. 53-69.
- [49] Epstein, Larry G. y S.E. Zin (1988), “Risk Aversion and Asset Prices”, *Journal of Monetary Economics* 22, págs. 179-92.
- [50] Epstein, Larry G. y S.E. Zin (1990), “First Order Risk Aversion and the Equity Premium Puzzle”, *Journal of Monetary Economics* 26, págs. 387-407.
- [51] Epstein, Larry G. y S.E. Zin (1991), “Substitution, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns: An Empirical Analysis”, *Journal of Political Economy* 99, n° 2, págs. 263-86.
- [52] Esteve, Vicente y C.R. Tamarit (1994), “Determinantes de los tipos de interés reales a largo plazo en España”, *Revista de Economía Aplicada* 2, n° 5, págs. 27-50.
- [53] Estrada, Ángel y A. Buisán (1999), *El gasto de las familias en España*. (Banco de España. Servicio de Estudios. Estudios Económicos, n° 65).
- [54] Estrada, Ángel y M. Sebastián (1993), “Una serie de gasto en bienes de consumo duradero”, *Documentos de Trabajo del Banco de España*, n° 9305.
- [55] Favero, Carlo (2001), *Applied Macroeconometrics*. (Oxford: Oxford University Press).
- [56] Farber, Henry S. (1978), “Individual Preferences and Union Wage Determination: The Case of the United Mine Workers”, *Journal of Political Economy* 86, n° 5, págs. 923-42.
- [57] Febrero, Ramón (varios años), *Economía y Mercados Financieros I, Notas de Clase*. (Universidad Complutense de Madrid).

- [58] Febrero, Ramón (1991), “Markowitz, Sharpe y Miller o el reconocimiento de Finanzas como disciplina económica”, *Información Comercial Española, Revista de Economía*, n° 689, págs. 63-81.
- [59] Ferson, Wayne E. (1995), “Theory and Empirical testing of Asset Pricing Models”, en R. Jarrow et. al. (Eds.) (1995), *Handbook in Operative Research and Management Science*, vol 9. (Elsevier Science B.V.).
- [60] Ferson, Wayne E. y G.M. Constantinides (1991), “Habit Persistence and Durability in Aggregate Consumption: Empirical Tests”, *Journal of Financial Economics* 29, págs. 199-240.
- [61] Ferson, Wayne E. y S.R. Foerster (1994), “Finite Sample Properties of the Generalized Method of Moments in Tests of Conditional Asset Pricing Models”, *Journal of Financial Economics* 36, págs. 29-55.
- [62] Ferson, Wayne E. y C. R. Harvey (1992), “Seasonality and Consumption-Based Asset Pricing”, *Journal of Finance* 47, n° 2, págs. 511-52.
- [63] Ferson, Wayne E. y R. Jagannathan (1996), “Econometric Evaluation of Asset Pricing Models”, en C. Maddala et. al. (Eds.), *Handbook of Statistics*, vol. 11. (Amsterdam: Elsevier Science Publishers, B.V.).
- [64] Fisher, Stephen J. (1994), “Asset Trading, Transaction Costs and the Equity Premium”, *Journal of Applied Econometrics* 9, pp. S71-S94.
- [65] Formariz, Francisco J. (2000) “Introducción a la Bolsa” en B. Hernández (Dir.) (2000), *Bolsa y Estadística Bursátil*. (Madrid: Díaz de Santos).
- [66] Friedman, Bernard (1974), “Risk Aversion and the Consumer Choice for Health Insurance”, *Review of Economics and Statistics* 56, n° 2, págs. 209-14.
- [67] Friend, Irwin y M. Blume (1975), “The Demand for Risky Assets”, *American Economic Review* 65, n° 5, págs. 900-22.

- [68] García Montalvo, José (1998), “Tipos de interés a corto plazo en España”, *Revista de Economía Aplicada* 6, n° 18, págs. 5-26.
- [69] Greene, William H. (1997), *Econometric Analysis*, 3ª ed. (Upper Saddle River, NJ: Prentice-Hall).
- [70] Griliches, Zvi (1986), “Economic Data Issues”, en Z. Griliches y M.V. Intriligator (1986) (Eds.) *Handbook of Econometrics*. (Amsterdam: North Holland).
- [71] Haan, Wouter J. y A. T. Levin (1996), “A Practitioner’s Guide to Robust Covariance Matrix Estimation”, *NBER Technical Working Papers Series*, n° 197.
- [72] Hall, Alastair (1993), “Some Aspects of Generalized Method of Moments Estimation”, en C. Maddala *et. al.* (Eds.), *Handbook of Statistics*, vol. 11. (Amsterdam: Elsevier).
- [73] Hall, Alastair (1999), “Hypothesis Testing in Models Estimated by GMM” en L. Mátyás (Ed.) (1999), *Generalized Method of Moments Estimation*, cap. 4. (Cambridge: Cambridge University Press).
- [74] Hamilton, James D. (1994), *Time Series Analysis*. (Princeton, NJ: Princeton University Press).
- [75] Hamori, Shigeyuki (1992), “Test of C-CAPM for Japan: 1980-1988”, *Economics Letters* 38, págs. 67-72.
- [76] Hamori, Shigeyuki (1996), “Consumption Growth and the Intertemporal Elasticity of Substitution: Some Evidence from Income Quintile Groups in Japan”, *Applied Economics Letters* 3, págs. 529-32.
- [77] Hamori, Shigeyuki y T. Tokunaga (1999), “Habit Formation and Durability and Consumption: Some Evidence from Income Quintile Groups in Japan”, *Applied Economics Letters* 6, págs. 397-402.

- [78] Hansen, Lars P. (1982), “Large Sample Properties of the Generalized Method of Moments”, *Econometrica* 50, págs. 1029-54.
- [79] Hansen, Lars.P. Y J. Cochrane (1992), “Asset Pricing Explorations for Macroeconomics”, *NBER Working Papers*, n° 4088.
- [80] Hansen, Lars P., J. Heaton y A. Yaron (1996), “Finite-Sample Properties of Some Alternative GMM Estimators”, *Journal of Business and Economic Statistics* 14, n° 3, págs. 262-80.
- [81] Hansen, Lars P. y R. Jagannathan (1991), “Implications of Security Market Data for Models of Dynamic Economies”, *Journal of Political Economy* 99, págs. 225-62.
- [82] Hansen, Lars P. y R. Jagannathan (1997), “Assessing Specifications Errors in Stochastic Discount Factor Models”, *Journal of Finance* 52, n° 2, págs. 557-90. (Publicado en 1994 en la serie *NBER Technical Working Papers*, n° 153.)
- [83] Hansen Lars P. y K.J. Singleton (1982), “Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Rational Expectations Models”, *Econometrica* 50, n° 5, págs. 1269-86.
- [84] Hansen, Lars P. y K.J. Singleton (1983), “Stochastic Consumption, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Asset Returns”, *Journal of Political Economy* 91, n° 2, págs. 249-65.
- [85] Harris, David y L. Mátyás (1999), “Introduction to the Generalized Method of Moments Estimation”, en Mátyás, L. (Ed.) (1999), *Generalized Method of Moments Estimation*, cap. 1. (Cambridge University Press).
- [86] He, Hua y D.M. Modest (1995), “Market Frictions and Consumption-Based Asset Pricing”, *Journal of Political Economy* 103, n° 1, pp. 94-117.
- [87] Heaton, John (1995), “An Empirical Investigations of Asset Pricing with Temporally Dependent Preference Specifications”, *Econometrica* 63, n° 3, págs. 618-717.

- [88] Heaton John y D. Lucas (1992), “The Effects of Incomplete Insurance Markets and Trading Costs in a Consumption-Based Asset Pricing Model”, *Journal of Economic Dynamics and Control* 16, págs. 601-20.
- [89] Heaton, John y D. Lucas (1995), “The Importance of Investors Heterogeneity and Financial Market Imperfections for the Behavior of Asset Prices”, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 42, págs. 1-32.
- [90] Heaton, John y D. Lucas (1996), “Evaluating the Effects of Incomplete Markets on Risk Sharing and Asset Pricing”, *Journal of Political Economy* 104, n° 3, págs. 443-87.
- [91] Huang, Chi-fu y R. H. Litzenberger (1988), *Foundations for Financial Economics*. (New Jersey: Prentice Hall).
- [92] Huggett, Marx (1993), “The Risk-Free Rate in Heterogeneous-Agent Incomplete-Insurance Economies”, *Journal of Economic Dynamics and Control* 17, n° 5/6, págs. 953-69.
- [93] INE (varios años), *Contabilidad Nacional de España*. (Madrid: Instituto Nacional de Estadística).
- [94] INE (1992a), *Contabilidad Nacional de España. Serie enlazada 1964-1991. Base 1986*. (Madrid: Instituto Nacional de Estadística).
- [95] INE (1992b), *Boletín Trimestral de Coyuntura*, n° 44, págs. 9-28.
- [96] INE (página web), <http://www.ine.es>.
- [97] Johannesson, Magnus y P. Johansson (1997), “The Value of Life and the Marginal Rate of Time Preference: a Pilot Study”, *Applied Economics Letters* 4, n° 1, págs. 53-55.

- [98] Johnston, Jack y J. DiNardo (1997), *Econometric Methods*, 4^a ed. (New York: McGraw-Hill).
- [99] Jorion, Philippe y A. Giovannini (1993), "Time-Series Tests of a Non-Expected-Utility Model of Asset Pricing", *European Economic Review* 37, págs. 1083-1100.
- [100] Kahneman, Daniel y A. Tversky (1979), "Prospect Theory: An Analysis of Decision Under Risk", *Econometrica* 47, págs. 263-91.
- [101] Kocherlakota, Narayana R. (1990a), "On the 'Discount' Rate in Growth Economies", *Journal of Monetary Economics* 25, págs. 43-47.
- [102] Kocherlakota, Narayana (1990b), "On Tests of Representative Consumer Asset Pricing Models", *Journal of Monetary Economics* 26, n^o 2, págs. 285-304.
- [103] Kocherlakota, Narayana (1996), "The Equity Premium: It's Still a Puzzle", *Journal of Economic Literature* 34, marzo, págs. 42-71.
- [104] Kreps, D.M. y L. Porteus (1978), "Temporal Resolution of Uncertainty and Dynamic Choice Theory", *Econometrica* 46, n^o 1, págs. 185-200.
- [105] Laumas, G.S. (1981), "Discount Rate and Wealth", *Journal of Political Economy* 89, n^o 1, págs. 196-98.
- [106] Lawrance, Emily C. (1991), "Poverty and the Rate of Time Preference", *Journal of Political Economy* 99, n^o 1, págs. 54-77.
- [107] Lettau, Martin y H. Uhlig (1997), "Preferences, Consumption Smoothing, and Risk Premia", *CEPR Discussion Paper*, n^o 1678.
- [108] Lettau, Martin y H. Uhlig (2000), "Can Habit Formation Be Reconciled with Business Cycle Facts?", *Review of Economic Dynamics* 3, págs. 79-99.
- [109] Lintner, John. (1965), "Security Prices, Risk, and Maximal Gains from Diversification", *Journal of Finance* 20, n^o 4, págs. 587-615.

- [110] López-Salido, J. David (1993), “Consumo y ciclo vital: resultados para España con datos de panel”, *Investigaciones Económicas* 17, nº 2, págs. 285-312.
- [111] López-Salido, J. David (1995a), “Learning about Intertemporal Substitution in Consumption from Alternative Data and Preference Specifications: the Case of Spain ”, *Documentos de Trabajo del Centro de Estudios Monetarios y Financieros*, nº 9512.
- [112] López-Salido, J. David (1995b), “Time Non-Separability in Preferences: a Household Data Analysis ”, *Documentos de Trabajo del Centro de Estudios Monetarios y Financieros*, nº 9513.
- [113] Lucas, Robert (1978), “Asset Prices in an Exchange Economy”, *Econometrica* 46, nº 6, págs. 1429-45.
- [114] Lund, Jesper y T. Engsted (1996), “GMM and Present Value Tests of the C-CAPM: Evidence from the Danish, German, Swedish and UK Stock Markets”, *Journal of International Money and Finance* 15, nº 4, págs. 497-521.
- [115] Mamaysky, Harry (2001), “Interest Rates and the Durability of Consumption Goods”, *Yale ICF Working Paper*, nº 00-53.
- [116] Mankiw, N. Gregory y S.P. Zeldes (1991), “The Consumption of Stockholders and Nonstockholders”, *Journal of Financial Economics* 29, págs. 97-112.
- [117] Martín Pliego, F. Javier (1995), *Introducción a la Estadística Económica y Empresarial. Teoría y Práctica*. (Madrid: Editorial A.C., libros científicos y técnicos).
- [118] Markowitz, Harry M. (1959), *Portfolio Selection. Efficient Diversification of Investments*. (Basill Blackwell, Inc.).
- [119] Matea, M^a de los Llanos y Regil, A.V. (1994), “Métodos para la extracción de señales y para la trimestralización. Una aplicación: trimestralización del deflactor

- del consumo privado nacional”, *Documentos de Trabajo del Banco de España*, n° 9415.
- [120] Mehra, Rajnish y E.C. Prescott (1985), ”The Equity Premium. A Puzzle”, *Journal of Monetary Economics* 15, n° 2, págs. 145-61.
- [121] Meyer, Bernd (1999), *Intertemporal Asset Pricing. Evidence from Germany*. (Physica Verlag).
- [122] Ministerio de Economía y Hacienda (varios años), *Síntesis Mensual de Indicadores Económicos*.
- [123] Mohabbat, Khan A. y E.E. Simos (1977), “Consumer Horizon: Further Evidence”, *Journal of Political Economy* 85, n° 4, págs. 851-58.
- [124] Mohabbat, Khan A. y E.E. Simos (1978), “Consumer Horizon: Reconsidered”, *Journal of Political Economy* 86, n° 3, págs. 539-41.
- [125] Mora López, Juan (1992), “Eficiencia de mercados financieros: una contrastación con modelización no paramétrica del riesgo”, *Revista Española de Economía*, monográfico “Mercados Financieros Españoles”, págs. 33-55.
- [126] Mossin, J. (1966), “Equilibrium in a Capital Asset Market”, *Econometrica* 34, n°4, págs. 768-83.
- [127] Mudellbauer, John (1987), “Estimating the Intertemporal Elasticity of Substitution for Consumption from Household Budget Data”, en R. Heijmans y H. Neudecker (Eds.) (1987) *The Practice of Econometrics. Studies on Demand, Forecasting, Money and Income*. (Dordrecht: Kluwer Academic Publishers).
- [128] Newey, W. y K.D. West (1987), “A Simple, Positive Definite, Heterokedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix”, *Econometrica* 55, págs. 703-708.

- [129] Nieto, Belén (2001), “Un modelo de valoración intertemporal de activos sin consumo: análisis empírico para el mercado español de valores”, *Documentos de trabajo del IVIE*, n° WP-EC 2001-02.
- [130] Ogaki, Masao (1993), “Generalized Method of Moments: Econometric Applications” en C. Maddala *et. al.* (Eds.), *Handbook of Statistics*, vol. 11. (Amsterdam: Elsevier).
- [131] Ogaki, Masao y A. Atkinson (1997), “Rate of Time Preference, Intertemporal Elasticity of Substitution, and Level of Wealth”, *Review of Economics and Statistics* 79, n° 4, págs. 564-72.
- [132] Ogaki, Masao y C.M. Reinhart (1998), “Measuring Intertemporal Substitution: the Role of Durable Goods”, *Journal of Political Economy* 106, n° 5, págs. 1078-98.
- [133] Pérez-Rodríguez, Jorge V. (1995), “Consumo y estructura temporal de los tipos de interés”, *Revista de Economía Aplicada* 3, n° 9, págs. 41-65.
- [134] Pérez-Rodríguez, Jorge V. (1999), “Tipos de interés a corto plazo, consumo y saldos reales: una evidencia alternativa”, *Documentos de Trabajo de la Universidad de la Laguna*, n° 98-99/07.
- [135] Raymond, José L. y J. Palet (1989), “Factores determinantes de los tipos de interés reales en España: el papel del ‘déficit esperado’ del sector público”, *Documentos de Trabajo de la Fundación FIES*, n° 50.
- [136] Rietz, Thomas A. (1988), “The Equity Risk Premium. A Solution”, *Journal of Monetary Economics* 22, págs. 117-31.
- [137] Rodríguez López, R. (1997), “Modelos Intertemporales de Valoración de Activos: Análisis Empírico para el Caso Español”, *Revista Española de Economía* 14 , n° 2, pp. 189-213.

- [138] Rodríguez, Julio y R. Sanz (1982), “Trimestralización del PIB por ramas de actividad”, *Documentos de Trabajo del Banco de España*, nº 8211.
- [139] Ross, S. (1976), “The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing”, *Journal of Economic Theory* 13, págs. 341-60.
- [140] Rubio, Eva M. (1995), “Testing the CCAPM on Spanish Data: A New Approach”, *Documentos de Trabajo del Centro de Estudios Monetarios y Financieros*, nº 9603.
- [141] Rubinstein, M. (1976), “The Valuation of Uncertain Income Streams and the Pricing of Options”, *Bell Journal of Economics* 1, págs. 225-44.
- [142] Sanz, Ricardo (1983), “Trimestralización del PIB por ramas de actividad. Series revisadas”, *Documentos de Trabajo del Banco de España*, nº 8301.
- [143] Sanz, Ricardo (1985), “Trimestralización del PIB por ramas de actividad: 1964:1984”, *Documentos de Trabajo del Banco de España*, nº 8514.
- [144] Sargent, Thomas J. (1987), *Dynamic Macroeconomic Theory*, (Cambridge: Harvard University Press).
- [145] Sauer, Andreas y A. Murphy (1992), “An Empirical Comparison of Alternative Models of Capital Asset Pricing in Germany”, *Journal of Banking and Finance* 16, págs. 183-96.
- [146] Seddighi, H.R., K.A. Lawler y A.V. Katos (2000), *Econometrics. A Practical Approach*. (Londres: Routledge).
- [147] Sharpe, W. (1964), “Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk”, *Journal of Finance* 19, nº 3, págs. 425-42.
- [148] Sistema de Interconexión Bursátil (SIB), (página web), <http://www.sib.es>.
- [149] Skinner, Jonathan (1985), “Variable Lifespan and the Intertemporal Elasticity of Substitution”, *Review of Economics and Statistics* 67, nº 4, págs. 616-23.

- [150] Smith, David C. (1999), “Finite Sample Properties of Tests of the Epstein-Zin Asset Pricing Model”, *Journal of Econometrics* 93, págs. 113-48.
- [151] Sowell, F. (1996), “Optimal Test for Parameter Inestability in the Generalized Method of Moments Framework”, *Econometrica* 64, n° 5, págs. 1085-1107.
- [152] Stock, James H. y J. Wright (1996), “Asymptotics for GMM Estimators with Weak Instruments”, *NBER Technical Working Papers Series*, n° 198.
- [153] Suárez Suárez, Andrés S. (1998), *Decisiones óptimas de inversión y financiación en la empresa*. (Madrid: Pirámide, 18ª Ed.).
- [154] Szpiro, George G. (1986), “Measuring Risk Aversion: An Alternative Approach”, *Review of Economics and Statistics* 68, n° 1, págs. 156-59.
- [155] Telmer, Chris I. (1993), “Asset-Pricing Puzzles and Incomplete Markets”, *Journal of Finance* 48, n° 5, pp. 1803-32.
- [156] Tversky, Amos y Kahneman, D. (1992), “Advances in Prospect Theory: Cumulative Representation of Uncertainty”, *Journal of Risk and Uncertainty* 5, págs. 297-323.
- [157] Unión Europea (varios números), *Boletín Mensual de Estadística*.
- [158] Uriel, Ezequiel (1997), *Contabilidad nacional*. (Barcelona: Ariel).
- [159] Uriel, Ezequiel, M.L. Moltó y V. Cucarella (2000), *Contabilidad Nacional de España. Series enlazadas 1964-1997 (CNEe-86)*. (Madrid: Fundación BBV).
- [160] Weber, Warren E. (1970) “The Effect of Interest Rates on Aggregate Consumption”, *American Economic Review* 60, n° 4, págs. 591-600.
- [161] Weber, Warren E. (1975), “Interest Rates, Inflation and Consumer Expenditures” *American Economic Review* 65, n° 5, págs. 843-58.

- [162] Weil, Philippe (1992), "Equilibrium Asset Prices with Undiversifiable Labor Income Risk", *Journal of Economic Dynamics and Control* 16, n° 3/4, págs. 769-90.
- [163] Yu, Jun (2001), "Testing for a Finite Variance in Stock Return Distributions", en J. Knight y S. Satchell (Eds.) (2001), *Return Distributions in Finance*. (Oxford: Butterworth-Heinemann Finance).
- [164] Zemčík, Petr (2001), "Mean Reversion in Asset Returns and Time Non-Separable Preferences", *International Review of Economics and Finance* 10, págs. 223-45.