

# Preferencias y valoración de activos: Un panorama sobre la persistencia de hábito

Belén NIETO\*

Departamento de Economía Financiera, Contabilidad y Marketing.  
Universidad de Alicante. Octubre, 2006

**Resumen:** Este trabajo ofrece un repaso sobre cómo la consideración del hábito en las preferencias de los agentes afecta a la valoración de los activos financieros. Comenzando con la exposición del problema generado por la imposición de preferencias separables en el tiempo, a lo largo del trabajo se presentan, de una manera progresiva, las diferentes formas a través de las cuales la dependencia temporal va consiguiendo resolver las distintas contradicciones empíricas que producen los modelos de valoración. Para ello, se analizan los fundamentos teóricos de los modelos con persistencia de hábito más influyentes y sus consecuencias empíricas.

**Palabras clave:** Valoración de activos, persistencia de hábitos, contradicción de la prima por riesgo

**Código JEL:** E21, E44, G12

**Abstract:** This paper provides an overall perspective on how habit persistence in preferences affects asset pricing. Starting with the exposition of the problem generated when time separable preferences are assumed, this work progressively presents the alternative ways in which temporal dependence solves the empirical puzzles found in literature. Hence, the theoretical foundations and the empirical implications of the most relevant models with habit persistence are analyzed.

**Key words:** Asset pricing, habit persistence, equity premium puzzle

**JEL Classification:** E21, E44, G12

**Title:** Preferences and asset pricing: A survey about habit persistence

## 1. INTRODUCCIÓN

Permítanme comenzar este artículo con una afirmación algo agresiva, y que además puede ser acusada de subjetiva, pero que está basada en los años que llevo estudiando sobre los problemas de la valoración de activos. La manifestación más importante realizada a lo largo de toda la historia de la investigación en este campo de trabajo es que los rendimientos de los activos financieros están relacionados con el consumo. Así lo establecieron trabajos de

\* Departamento de Economía Financiera, Contabilidad y Marketing. Universidad de Alicante. La autora agradece la ayuda recibida del Ministerio de Ciencia y Tecnología SEJ2005-09372/ECON así como la ayuda de la Universidad de Alicante GRJ06-13. Los comentarios y lecciones, siempre interesantes, de Gonzalo Rubio han sido de gran utilidad.

---

inevitable relevancia en el tema como Rubinstein (1976), Lucas (1978), Bredeen (1979), Grossman y Shiller (1981) o Hansen y Singleton (1982). Y digo que se trata de la manifestación más importante basándome en su fundamento teórico, pero también, aunque pueda parecer una contradicción, en los resultados empíricos.

En relación a la teoría que sustenta tal afirmación, supongo que no cabe duda sobre que la relación marginal de sustitución entre el consumo presente y futuro es la que determina los precios de los activos financieros en el equilibrio, ofreciendo una solución rigurosa y limpia al problema de decisión entre consumo e inversión de los individuos a lo largo del tiempo.

En cuanto a los resultados que muestran los trabajos empíricos, el constatado fracaso de los modelos de consumo<sup>1</sup>, a favor de modelos basados en rendimientos como el clásico CAPM de Sharpe (1964) y Lintner (1965) o el exitoso modelo de Fama y French (1993), podría hacer pensar que mi afirmación es, cuanto menos, exagerada. Sin embargo, con las razones que a continuación expongo intentaré explicar por qué no es así.

En primer lugar, todos los posibles modelos de valoración de activos que se han desarrollado, o que puedan plantearse en el futuro, bajo condiciones de equilibrio son casos particulares de un modelo de valoración intertemporal con preferencias definidas sobre el consumo. Por ejemplo, el CAPM estático se puede derivar a partir del modelo de consumo imponiendo utilidad cuadrática y un horizonte de un solo periodo, o forzando la utilidad hacia el logaritmo del consumo, o suponiendo que los rendimientos son independientes y están idénticamente distribuidos y la utilidad es cuadrática, o imponiendo normalidad en los rendimientos y un solo periodo de inversión. Es decir, los diferentes modelos son versiones alternativas al modelo de consumo, y no su competencia, aunque así se empeñen en mostrar algunos trabajos empíricos que establecen comparativas<sup>2</sup>. Y los modelos que proponen como factores de riesgo variables construidas a partir de rendimientos de determinadas carteras, como el de Fama y French u otros modelos basados en condiciones de no arbitraje, no pueden demostrar que teóricamente el modelo de consumo sea incorrecto, ni tampoco que empíricamente el consumo no tenga nada que decir sobre los rendimientos.<sup>3</sup>

Pero el hecho es que los datos nos dicen que el tradicional CCAPM<sup>4</sup> no funciona. Esto ha dado lugar a que gran cantidad de investigación en valoración de activos se haya destinado a la búsqueda de la solución, abordando el problema desde distintas perspectivas.<sup>5</sup> Pero, ¿el rechazo del CCAPM tradicional significa que la relación entre rendimientos y tasa de crecimiento del consumo implicada teóricamente por los modelos de consumo no tenga sentido? Desde mi punto de vista, la respuesta es no. El rechazo empírico del modelo simplemente podría indicar una

---

1 Hansen y Singleton (1982, 1983), por citar dos de los más influyentes.

2 Entre los que incluyo algunos de mis propios trabajos.

3 De hecho, un reciente trabajo de Parker y Julliar (2005) demuestra empíricamente que estos factores ad-hoc basados en rendimientos aproximan tasas de crecimiento en el consumo a largo plazo.

4 A lo largo del trabajo denotaré como CCAPM tradicional al obtenido bajo el supuesto de preferencias aditivas y separables en el tiempo y con función de utilidad potencial.

5 Algunas de estas soluciones pasan por la asunción de preferencias alternativas (Epstein y Zin (1991)), la eliminación del supuesto de mercados completos (Constantinides y Duffie (1996), Heaton y Lucas (1996), Mankiw (1986)), la incorporación de imperfecciones en los mercados (He y Modest (1995), Heaton y Lucas (1996), Constantinides, Donaldson y Mehra (2002)), o, también, la consideración de los problemas inherentes a los datos de consumo como la limitada participación de los consumidores en los mercados bursátiles (Mankiw y Zeldes (1991), Vissing-Jorgensen (2002)) y la agregación (Heaton (1995), Lynch (1996)).

incorrecta especificación de las preferencias impuestas, sin contradecir el fundamental papel de un factor de riesgo basado en los cambios en el consumo.<sup>6</sup> Es por ello que el panorama que pretendo ilustrar en este trabajo se centra en una sola de todas esas posibles perspectivas, que es la que aborda las consecuencias de suponer una determinada especificación en las preferencias. Más concretamente, me referiré a las implicaciones sobre la valoración de activos que tiene el supuesto de separabilidad temporal en las preferencias y de su relajación mediante la incorporación de hábitos.

## 2. LA VALORACIÓN DE ACTIVOS Y LAS PREFERENCIAS DE LOS AGENTES

Una de las cuestiones más conflictivas en el desarrollo de modelos de valoración de activos financieros es la especificación de las preferencias de los agentes. La elección de una función de utilidad u otra es clave en la determinación de la senda de consumos e inversiones óptima. Como consecuencia, los modelos de valoración de activos toman una u otra forma en función de la especificación que se adopte.

En relación con esta cuestión, un supuesto generalmente adoptado es el de preferencias separables, tanto entre momentos de tiempo como entre estados de la naturaleza. La separabilidad implica que la utilidad de los individuos en un momento y estado concretos se define exclusivamente sobre el consumo de ese momento y estado. Como puede entenderse, se trata de una imposición bastante restrictiva, puesto que conlleva la asunción de que los individuos no tienen memoria o, si la tienen, ésta no interfiere en las decisiones de consumo e inversión que toman en cada momento. A cambio, se consigue que el problema de optimización al que se enfrentan los individuos sea fácilmente resuelto y, como consecuencia, que el modelo que permite valorar los activos financieros sea relativamente sencillo e intuitivo y, a la vez, tratable a la hora de hacer pruebas empíricas por el reducido número de parámetros a estimar.

Sin embargo, como no podía ser de otra forma, el rechazo empírico de modelos basados en el supuesto de separabilidad en preferencias ha hecho que éste sea uno de los temas más abordados en la evolución que la valoración de activos ha experimentado a lo largo de los años. Y la relajación de este supuesto, en un sentido u otro, ha dado lugar a un extenso trabajo de investigación al respecto.

El objetivo siempre ha consistido en el desarrollo de un modelo de valoración que sea capaz de resolver la "contradicción de la prima por riesgo". Se trata de una contradicción entre teoría y evidencia empírica que presentan los modelos basados en preferencias separables como el CCAPM tradicional. Podemos plasmar el problema mediante las siguientes preguntas que surgen sobre los datos observados si aceptáramos que las predicciones del modelo son correctas: ¿Por qué los precios de los activos financieros son tan volátiles? ¿Por qué la rentabilidad de los activos arriesgados en media y en exceso sobre la rentabilidad sin riesgo es tan grande? ¿Por qué los individuos somos tan aversos al riesgo? ¿Por qué la elasticidad de sustitución intertemporal del consumo es tan baja? ¿Por qué la tasa de crecimiento del consumo agregado es tan alisada?

<sup>6</sup> Una magnífica exposición de esta problemática se puede consultar en Campbell y Cochrane (2000).

Encontrar una respuesta válida para todas estas preguntas a la vez y bajo la perspectiva de un modelo de valoración con preferencias separables es realmente difícil. Algunas de estas cuestiones surgen por primera vez en el trabajo de Mehra y Prescott (1985), pero gran cantidad de evidencia adicional soporta la realidad del problema empírico del CCAPM (Hansen y Singleton (1982, 1983), Ferson (1983), Grossman, Melino y Shiller (1987), Bredeen, Gibbons y Litzenberger (1989)).

Pues bien, una de las líneas de investigación en el desarrollo de modelos de valoración de activos se ha basado en la relajación del supuesto de preferencias separables en el tiempo. Aunque desde diferentes modelizaciones, la idea siempre consiste en permitir que el consumo pasado condicione las decisiones del presente. En este sentido, la afectación del consumo pasado da lugar a dos posibles conceptos incorporados en las preferencias: la durabilidad y la persistencia de hábitos. Son dos actitudes de los individuos contrarias, aunque, desde mi punto de vista, no incompatibles. Se conoce como durabilidad en las preferencias al hecho por el cual el consumo pasado incrementa la utilidad presente. Esto ocurre cuando se puede disfrutar del gasto realizado en un determinado periodo a lo largo de varios periodos siguientes. Por el contrario, la persistencia de hábito implica que la utilidad del consumo presente se reduzca si éste no alcanza los niveles a los que estamos acostumbrados en el pasado.

Aunque el hábito y la valoración de activos no se unen hasta principios de los noventa, el concepto del hábito ya había sido tratado mucho antes en la investigación económica. En 1949, Duesenberry examinó las implicaciones del hábito en el comportamiento del consumidor; Ryder y Heal (1973) analizaron la estabilidad de un modelo de crecimiento en presencia de persistencia de hábito; Kydland y Prescott (1982) introdujeron preferencias no separables en ocio; Becker y Murphy (1988) presentaron una teoría de adicciones racionales; Sundaresan (1989) analizó la volatilidad del consumo en presencia de hábito. En lo que respecta concretamente a la valoración de activos, son muchos los trabajos que han analizado los efectos de la incorporación de hábitos en el consumo. El objetivo de este trabajo es presentar las implicaciones de los modelos más relevantes en este sentido.

### 3. IDENTIFICANDO EL PROBLEMA

El problema a resolver por el agente representativo para encontrar su senda óptima de consumos  $(C_t, C_{t+1}, \dots)$  y las sucesivas composiciones óptimas de su cartera de inversión  $(\omega_t, \omega_{t+1}, \dots)$  consiste en:

$$\begin{aligned} \underset{\{C_t, C_{t+1}, \dots, \omega_t, \omega_{t+1}, \dots\}}{\text{Max}} \quad & E_t [U(C_t, C_{t+1}, \dots)] \\ \text{s.a.} \quad & W_{t+1} = (W_t - C_t) R_{W_{t+1}} \end{aligned} \tag{1}$$

Donde  $E_t$  denota a la esperanza en el periodo  $t$ ,  $C_t$  es el consumo agregado del periodo  $t$ ,  $W_t$  es la riqueza agregada del periodo  $t$ ,  $R_{W_{t+1}}$  es la rentabilidad bruta generada por la riqueza no consumida, y por tanto invertida en activos financieros, entre  $t$  y  $t+1$ , y  $U$  representa la utilidad total que le reportan al agente todos sus consumos, presente y futuros.

La solución del problema anterior da lugar a la ecuación fundamental de valoración de activos, que establece que la rentabilidad esperada de cualquier activo, descontada mediante la relación marginal de sustitución del consumo, ha de ser igual a uno. Es decir,

$$E_t [M_{t+1} R_{jt+1}] = 1, \quad \forall j \quad (2)$$

donde  $R_{jt+1}$  es la rentabilidad bruta del activo  $j$  en el periodo  $t+1$  y  $M_{t+1}$  el factor estocástico de descuento que, en el óptimo, coincide con la relación marginal de sustitución entre consumo agregado presente y futuro. Esto es,

$$M_{t+1} = \frac{\partial U / \partial C_{t+1}}{\partial U / \partial C_t}, \quad (3)$$

donde  $\partial$  indica la derivada parcial.

Como vemos, todo modelo de valoración de activos pasa por definir las preferencias de los individuos.<sup>7</sup> Sin embargo, sin necesidad de ser más específicos sobre las preferencias, la ecuación (2), por sí sola, ya implica algunas restricciones importantes sobre los momentos de la distribución del factor de descuento estocástico, si se pretende que éste sea consistente con los rendimientos de los activos financieros.

Por ejemplo, aplicada al activo sin riesgo ( $R_{ft+1}$ ), podemos establecer que la media del factor de descuento estocástico ha de ser igual a la inversa de la rentabilidad libre de riesgo.

$$E_t (M_{t+1}) = \frac{1}{R_{ft+1}} \quad (4)$$

Y, aplicada a cualquier otro activo arriesgado  $j$ , como veremos a continuación, podemos encontrar un límite inferior para la desviación estándar de  $M_{t+1}$ .

Aplicando la definición de covarianza a la ecuación (2),

$$E_t (M_{t+1}) E_t (R_{jt+1}) + Cov (M_{t+1}, R_{jt+1}) = 1 \quad (5)$$

Dado que la covarianza entre dos variables es igual al producto del coeficiente de correlación entre ellas ( $\rho$ ) por sus desviaciones estándares ( $\sigma$ ) y que  $-1 \leq \rho \leq +1$ , podemos escribir (5) mediante la siguiente desigualdad:

$$E_t (M_{t+1}) |E_t (R_{jt+1})| \leq 1 + \sigma_t (M_{t+1}) \sigma_t (R_{jt+1}), \quad (6)$$

donde  $|\cdot|$  representa el valor absoluto.

Reordenando los términos en (6), obtenemos lo que se conoce como cota de Hansen y Jagannathan (1991):

<sup>7</sup> O, en su defecto, por la imposición de condiciones de no arbitraje que permitan identificar al factor de descuento estocástico apropiado.

$$\frac{\sigma_t(M_{t+1})}{E_t(M_{t+1})} \geq \frac{|E_t(R_{j,t+1})| - (E_t(M_{t+1}))^{-1}}{\sigma_t(R_{j,t+1})} \quad (7)$$

Como podemos observar, el lado derecho de la desigualdad (7) es el ratio de Sharpe del activo  $j$ . Dado que esta desigualdad ha de cumplirse para todo  $j$ , un conjunto de factores de descuento estocástico será admisible siempre que el mínimo de los cocientes  $\frac{\sigma_t(M_{t+1})}{E_t(M_{t+1})}$  sea al menos igual al máximo ratio de Sharpe generado con el conjunto de todos los activos financieros disponibles.

Por tanto, con las expresiones (4) y (7) todavía no somos capaces de identificar al factor de descuento pero sí podemos concluir que:

1. Dados los tipos de interés observados, la media del factor de descuento ha de ser inferior, pero cercana, a 1.
2. Dado que los activos arriesgados ofrecen altas primas por riesgo, el factor estocástico de descuento ha de ser suficientemente volátil para que su desviación estándar cumpla la restricción (7).

Tener en mente estas restricciones sobre los momentos del factor de descuento puede ayudar a la hora de elegir la función que mejor representa las preferencias de los individuos y, por tanto, mejor explica los precios de los activos financieros observados en la práctica.

Uno de los supuestos, generalmente impuestos por razones de simplicidad, consiste en preferencias aditivas en el tiempo. Es decir, la utilidad total del agente se puede escribir como una suma infinita de las utilidades futuras:

$$U = U_t + \beta U_{t+1} + \beta^2 U_{t+2} + \dots \quad (8)$$

donde  $\beta < 1$  y se conoce como factor de descuento subjetivo.

Además, y con el fin de facilitar la solución del problema de optimización, otro de los supuestos que ha dado lugar a algunos de los más famosos modelos de valoración de activos es el de separabilidad temporal en las preferencias. Implica que la utilidad de un periodo concreto sólo es función del consumo realizado en ese periodo. Es decir,

$$U_t = f(C_t) \quad (9)$$

Aunque se trata de un supuesto bastante restrictivo, permite obtener fórmulas de valoración sencillas e intuitivas. Un conocido ejemplo de modelo de valoración basado en este supuesto es el "Consumption Capital Asset Pricing Model" (CCAPM). El modelo se basa en la especificación potencial para la función de utilidad:

$$U_t = U(C_t) = \begin{cases} \frac{C_t^{1-\gamma} - 1}{1-\gamma} & ; \gamma > 0, \gamma \neq 1 \\ \ln(C_t) & ; \gamma = 1 \end{cases} \quad (10)$$

Una de las ventajas que presenta esta forma de utilidad corriente es que el consumo aparece en la relación marginal de sustitución como tasa de crecimiento, que es una variable estacionaria aunque el consumo en niveles no lo sea. Lo podemos ver en el factor de descuento estocástico a que da lugar esta especificación:

$$M_{t+1} = \beta \left( \frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\gamma}, \quad (11)$$

En (11),  $\gamma$  es el parámetro de curvatura de esta utilidad y juega aquí un doble papel. Por un lado es el coeficiente de aversión relativa al riesgo y, por tanto, determinante de las primas de riesgo de los activos arriesgados. Por otro, también es la inversa de la elasticidad de sustitución intertemporal del consumo. Por lo que, a su vez, mide la afectación de los cambios en la tasa de crecimiento del consumo a los tipos de interés.

Podemos obtener la esperanza y la varianza de un factor de descuento como el (11) asumiendo lognormalidad para la distribución de la tasa de crecimiento del consumo<sup>8</sup> y haciendo uso de los momentos asociados a esta función de distribución:

$$E_t(M_{t+1}) = \exp \left\{ \ln \beta - \gamma E_t \left( \ln \frac{C_{t+1}}{C_t} \right) + \frac{\gamma^2}{2} \text{Var}_t \left( \ln \frac{C_{t+1}}{C_t} \right) \right\} \quad (12)$$

$$\begin{aligned} \text{Var}_t(M_{t+1}) = & \exp \left\{ 2 \left( \ln \beta - \gamma E_t \left( \ln \frac{C_{t+1}}{C_t} \right) + \gamma^2 \text{Var}_t \left( \ln \frac{C_{t+1}}{C_t} \right) \right) \right\} - \\ & \exp \left\{ 2 \ln \beta - 2\gamma E_t \left( \ln \frac{C_{t+1}}{C_t} \right) + \gamma^2 \text{Var}_t \left( \ln \frac{C_{t+1}}{C_t} \right) \right\} \end{aligned} \quad (13)$$

Veamos, a continuación, qué ocurre cuando tratamos de unir los datos observados sobre rendimientos y consumo agregado con la especificación (11) del factor estocástico de descuento y con las restricciones (4) y (7).

En el siguiente cuadro se muestran las medias y las desviaciones estándares de las variables involucradas en la ecuación de valoración (2) con las preferencias implicadas por la función de utilidad potencial (10), referidas a la economía americana y al periodo 1889 y 1978, expresadas en términos anuales. Estos datos se han recogido del trabajo de Merha y Prescott (1985), que es el pionero en mostrar las deficiencias del modelo propuesto. Las variables son: la tasa de crecimiento real del consumo de bienes no duraderos y servicios en logaritmos, la rentabilidad bruta real del índice Standard&Poor, que aproximará a la cartera de mayor ratio de Sharpe de esta economía, y la rentabilidad bruta real de las letras del tesoro a corto plazo, que aproximará al activo libre de riesgo.

<sup>8</sup> El supuesto de distribución lognormal para el factor de descuento, que equivale a asumir normalidad para la tasa de crecimiento del consumo, es el habitualmente impuesto para obtener relaciones lineales.

Variabes	Media	Desviación Estándar
$\ln(C_{t+1}/C_t)$	0.018	0.036
$R_{jt+1}$	1.070	0.165
$R_{ft+1}$	1.008	0.057

Como vemos, la rentabilidad del mercado bursátil americano en media ha sido de un 7% y con alta volatilidad (desviación estándar del 16.5%). Dados estos momentos para los rendimientos, la restricción (7) para la desviación estándar del factor estocástico de descuento implica que:

$$\sigma_t(M_{t+1}) \geq \frac{E_t(R_{jt+1})/E_t(R_{ft+1}) - 1}{\sigma_t(R_{jt+1})} = 0.3728$$

Por tanto, un factor de descuento que sea capaz de explicar las altas primas de riesgo observadas deberá presentar una desviación estándar mayor al 37%.

Pues bien, con utilidad potencial, y dando un valor de 0.99 a  $\beta$ , la expresión (13) nos dice que esto sólo es posible si  $\gamma > 11$ . Concretamente, es necesario que el coeficiente de aversión relativa al riesgo tome un valor de 11.32 para que el factor de descuento alcance una desviación estándar igual al 37.29%. ¿Cuál es el problema? Si imponemos tal valor de  $\gamma$  en la ecuación (12), obtenemos una media para el factor de descuento estocástico de 0.8774, que se aleja bastante de cumplir la restricción (4) sobre la tasa libre de riesgo, ya que predice un tipo de interés bruto de 1.14 en media.

Como ya he comentado, esta contradicción que se produce al intentar explicar al mismo tiempo unos tipos de interés bajos y poco volátiles junto con altas primas de riesgo para los activos arriesgados, fue inicialmente documentada en el trabajo de Mehra y Prescott (1985). Los autores realizan un ejercicio de calibración del modelo imponiendo un rango de valores "admisibles" para los parámetros de las preferencias, comprendido entre 0 y 1 en el caso de  $\beta$  y entre 0 y 10 para  $\gamma$ . Con estos valores y el modelo asumido obtienen la región que contiene todas las posibilidades en el espacio prima de riesgo media-tasa libre de riesgo media. Los resultados evidencian la contradicción descrita: los tipos de interés más bajos generados por el modelo están en torno al 2%, pero entonces las primas de riesgo son nulas; y, al contrario, el máximo valor para la prima de riesgo se alcanza con  $\gamma = 10$ , siendo sólo del 0.35%, e implica tipos de interés del 4%.

Para que el lector pueda constatar que las conclusiones que presento se basan fielmente en los resultados de los trabajos que aquí se analizan, la tabla 1 recoge una selección de los mismos.<sup>9</sup> Cada uno de los paneles de esta tabla está titulado con el nombre de los autores del trabajo del que han sido extraídos, indicando el periodo y la frecuencia de la muestra en cuestión, así como la metodología empleada. Cada panel consta de tres bloques. El primero ofrece los momentos

<sup>9</sup> Esta selección ha resultado difícil debido a las múltiples diferencias en cuanto a periodo y frecuencia muestral, metodología y disponibilidad de resultados ofrecidos por los distintos autores a los que se hace referencia en este trabajo. Si bien, se ha intentado homogeneizar en la medida de lo posible.



obtenidos con los datos observados de las variables principales. El segundo ofrece los parámetros de preferencias, de forma generalizada, y la covarianza entre consumo y rendimientos, con carácter especial en el panel E, ya que este autor estima una versión lineal (en betas) del modelo. Cuando el procedimiento empleado es la estimación del modelo, estos parámetros son el resultado de la misma. Si se trata de calibración, los valores de los parámetros se imponen. El tercer bloque, que contiene datos sólo en el caso de calibración, ofrece los momentos implicados por el modelo asumido y los valores impuestos en los parámetros. Como excepción, en el panel E también se presentan los momentos de la variable  $s_t$ , ya que, como veremos más adelante, se trata de una variable no observable que ha sido generada por la propia especificación del modelo.

**Tabla 1**  
Evidencia empírica

Momentos observados			Parámetros y ajuste del modelo				Momentos implicados		
Panel A. Mehra y Prescott (1985). Datos anuales: 1889-1978. Calibración									
	$E(.)$	$\sigma(.)$	$\beta$	$\gamma$			$E(R_w - R_f)$	$E(R_f)$	
$\Delta c$	1.83	3.57	0-1	0-10			0	Mín. 2	
$R_f$	0.8	5.67					Max. 0.35	4	
$R_w - R_f$	6.18	16.54							
Panel B. Ferson y Constantinides (1991). Datos anuales: 1930-1986. Estimación GMM									
	$E(.)$	$\sigma(.)$	$\beta$	$\gamma$	$b_1$	$\chi^2$			
$\Delta c$	1.3	3.1	1.015	0.85		35.76	Separable		
$R_f$	3.5	3.4	(0.00)	(0.35)		(0.15)			
$R_1$	22.8	46.9	1.167	0.03	-0.85	21.01	No		
$R_5$	15.3	29.0	(0.02)	(0.52)	(0.16)	(0.79)	separable		
$R_{10}$	10.8	19.5							
Panel C. Abel (1990). Datos anuales: 1889-1978. Calibración									
	$E(.)$	$\sigma(.)$	$\beta$	$\gamma$			$E(R_w)$	$E(R_f)$	$\sigma(R_f)$
$\Delta c$	1.83	3.57	0.99	0.5	Separable		1.93	1.87	
			0.99	10			14.13	12.72	
$R_f$	0.8	5.67	0.99	0.5	Hábito externo		2.8	2.76	
			0.99	6			6.72	2.06	17.87
$R_w - R_f$	6.18	16.54	0.99	0.94	Hábito interno		6.83	3.48	
			0.99	1.06			8.43	1.93	
Panel D. Campbell y Cochrane (1999). Datos anuales: 1947-1995. Calibración									
	$E(.)$	$\sigma(.)$	$\rho_{cW}$	$\beta$	$\gamma$	$a$	$E(R_w - R_f)$	$\sigma(R_w)$	Sharpe
$\Delta c$	1.89	1.22	-0.05	0.89	2	0.87	6.64	15.2	0.5
$R_f$	0.94						$\rho_{cW}$		
$R_w - R_f$	6.69	15.7					0.47		
Panel E. Li (201). Datos anuales: 1894-1995. Estimación GMM									
	$E(.)$	$\sigma(.)$	$\gamma\sigma_{cW}$	$VR$	$a$			$E(s_t)$	$\sigma(s_t)$
$\Delta c$	1.736	3.329	0.0225	0.2151	0.99*	Hábito lineal		19.79	3.77
			(0.01)	(0.16)					
$R_w - R_f$	5.029	18.518	0.0103	0.247	0.99*	Hábito no lineal		15.52	4.09
			(0.01)	(0.26)					

**Tabla 1 (cont.)**  
**Evidencia empírica**

Panel F. Fillat y Garduño (2005). Datos mensuales: 1959-2003. Estimación GMM				
	$\beta$	$\gamma$	$a$	$\chi^2$
	0.80	4.75	0.937	71.3
	(0.12)	(7.75)	(0.12)	(0.00)

Esta tabla contiene algunos de los resultados ofrecidos en los trabajos que se citan en el encabezado de cada panel. Los momentos observados se refieren a la media ( $E$ ), la desviación estándar ( $\sigma$ ) o la correlación ( $\rho$ ) de variables observadas. Medias y desviaciones están expresadas en tantos por cien. Estas variables son: la tasa de crecimiento del consumo de bienes no duraderos y servicios ( $\Delta c$ ), una variable que aproxima a la rentabilidad sin riesgo ( $R_f$ ) y la prima por riesgo del índice representativo del mercado bursátil ( $R_w - R_f$ ). En el caso del panel B, también se muestran los momentos de las rentabilidades de las carteras que ocupan las posiciones 1, 5 y 10 ( $R_1$ ,  $R_5$  y  $R_{10}$ ) de un conjunto de diez carteras de tamaño. Los valores de los parámetros de preferencias ( $\beta$ ,  $\gamma$ ,  $b_1$  y  $a$ ) que aparecen en el bloque central de la tabla se han obtenido mediante estimación, cuando así se indique en el encabezado del panel, o bien se trata de valores impuestos, en los ejercicios de calibración. En el panel E, la estimación se realiza sobre la versión lineal del modelo y  $\gamma\sigma_{c,w}$  es el resultado de regresar rendimientos en  $h_t$ , el parámetro que mide la afectación del consumo al hábito y que, en este caso, se genera imponiendo el parámetro del autorregresivo y el primer valor del consumo. \* indica que el parámetro ha sido impuesto, en lugar de estimado, para la generación de la variable de excedente del consumo y la variable  $h_t$ , con frecuencia mensual. Después las variables se agregan para disponer de datos anuales. Esto equivaldría a una autocorrelación de 0.88 anual.  $\chi^2$  representa a la variable Chi-cuadrado mediante la que se contrasta el ajuste del modelo.  $VR$  es otra variable de ajuste que recoge, en su caso, la varianza explicada por el modelo. El bloque de la izquierda recoge los momentos implicados por el modelo para algunas de las variables que se indican en cada panel. *Sharpe* hace referencia al ratio de Sharpe para el índice de mercado: prima de riesgo media por unidad de riesgo. Estas variables o sus momentos han sido simulados a partir del modelo considerado y los valores asumidos para los parámetros.  $s_t$  es la variable que representa al excedente porcentual del consumo sobre el hábito.

Volviendo a la contradicción de la prima de riesgo, el problema radica en que el parámetro de curvatura de la función de utilidad, en este caso, también es el coeficiente de aversión relativa al riesgo. Entonces, permitir valores altos para el segundo que sean consistentes con las altas primas por riesgo exigidas a los activos financieros, no es posible porque distorsiona la realidad de los tipos de interés, produciendo niveles de rentabilidad sin riesgo desorbitadamente altos y demasiado volátiles. Consecuentemente con el problema planteado antes, los trabajos que han estimado de forma rigurosa el CCAPM coinciden en su rechazo (Hansen y Singleton (1982), Mankiw y Shapiro (1986) o Breeden, Gibbons y Litzenberger (1989)).

Son muchas las alternativas adoptadas en el intento de resolver, o mitigar, las inconsistencias empíricas del CCAPM. Una de las posibles soluciones que Mehra y Prescott ya apuntaban en su trabajo de 1985 era la especificación de preferencias no separables ni aditivas en el tiempo; permitir la dependencia temporal podría ser la forma de conciliar un parámetro de curvatura inferior a uno con una aversión relativa al riesgo que sea capaz de producir factores de descuento con alta volatilidad. Veamos las implicaciones de la eliminación de este supuesto.

#### 4. PREFERENCIAS DEPENDIENTES TEMPORALMENTE

Uno de los campos más explotados en el intento de encontrar fórmulas teóricas de valoración consistentes empíricamente ha sido la especificación de las preferencias. Son muchos los trabajos que han estudiado formas alternativas para la función de utilidad que definan mejor los gustos por el consumo de los individuos, y no sólo en el contexto de la valoración de activos financieros.

Una de las líneas de investigación que más éxito ha tenido, y sobre la que se sigue investigando en la actualidad, se deriva de la relajación del supuesto de separabilidad entre momentos de tiempo. La eliminación de este supuesto permite que la utilidad de un momento concreto de tiempo no sólo dependa del consumo de ese momento, sino también del consumo que ha realizado el agente en el pasado.

Tal y como adelantaba en la sección 2, esta dependencia temporal da lugar a dos tipos de efectos:

1. Si la especificación de las preferencias permite que el consumo realizado hoy genere utilidad en el futuro, estamos hablando de durabilidad. La idea es sencilla y sensata: el gasto que se realiza en un momento de tiempo determinado puede producir un flujo de servicios que perdura a lo largo de una serie de periodos futuros. Son muchos los bienes o servicios que pueden generar esta propiedad. Por ejemplo la compra de un coche, la matrícula de un curso o un seguro médico. Bajo este efecto, los consumos pasados forman parte de la utilidad presente, afectándola de forma positiva.

$$U_t = f\left(\sum_{\tau=0}^{\infty} \delta_{\tau} C_{t-\tau}\right) \quad \text{con } \delta_{\tau} \geq 0 \quad (14)$$

2. El segundo efecto es contrario. Si las preferencias son tales que el gasto en consumo de un momento determinado disminuye la utilidad del consumo futuro nos encontramos ante persistencia de hábito. Mediante las especificaciones con hábito se pretende recoger un comportamiento estandarizado en los individuos: querer siempre estar mejor que ayer. El hecho de que estemos acostumbrados a un determinado nivel de consumo en el pasado puede provocar que el consumo presente no sea suficiente como para generar utilidad. Y sólo cuando nuestro consumo presente supere ese nivel de subsistencia, la utilidad del periodo será positiva.

$$U_t = f\left(C_t + h \sum_{\tau=1}^{\infty} a_{\tau} C_{t-\tau}\right) \quad \text{con } h < 0 \text{ y } a_{\tau} \geq 0 \quad (15)$$

Donde  $h$  es el parámetro global de hábito y  $a_{\tau}$  es un parámetro que mide el peso del consumo realizado  $\tau$  periodos anteriores en la función de hábito.

En ambas formulaciones (14 y 15) los parámetros que dan peso a los diversos consumos pasados ( $\delta_{\tau}$  y  $a_{\tau}$ ) son decrecientes conforme nos alejamos del momento actual. De esta forma se contempla el hecho de que los recuerdos más recientes son los que más importan en las decisiones del presente.

Los resultados de algunos trabajos empíricos del pasado como los de Dunn y Singleton (1986), Eichenbaum, Hansen y Singleton (1988) o Eichenbaum y Hansen (1990) muestran coeficientes positivos asociados a los retardos del consumo al estimar la ecuación de Euler, lo cual representa evidencia favorable a la durabilidad en las preferencias.<sup>10</sup> Sin embargo, trabajos posteriores muestran que las conductas de hábito predominan cuando se trata de explicar rendimientos de activos financieros.

El trabajo que más repercusión tuvo a este respecto, en el sentido de que dirigió la investigación sobre modelos de valoración hacia las preferencias con hábito, fue el de Ferson y Constantinides (1991). Los autores propusieron un modelo con preferencias que acogían los dos posibles efectos de la dependencia temporal: durabilidad y hábito. Como era habitual en la época, la durabilidad procedía de la consideración del flujo de servicios, en lugar del gasto en consumo, en la función de utilidad. Es decir, la variable sobre la que se define la utilidad es  $C_t^F$ , que representa al flujo de servicios generado por todos los consumos pasados y del que disfrutaban los individuos en el momento  $t$ .

$$C_t^F = \sum_{\tau=0}^{\infty} \delta_{\tau} C_{t-\tau} \quad \text{con} \quad \delta_{\tau} \geq 0 \text{ y } \sum_{\tau=0}^{\infty} \delta_{\tau} = 1 \quad (16)$$

Además, incorporaron la posibilidad de hábitos en las preferencias permitiendo que la utilidad también fuera una función decreciente de los consumos pasados. Así, el problema al que se enfrentaría el consumidor-inversor consistiría en maximizar la esperanza de la siguiente suma de utilidades futuras:

$$U = (1-\gamma)^{-1} \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left( C_t^F - h \sum_{s=1}^{\infty} a_s C_{t-s}^F \right)^{1-\gamma}, \quad (17)$$

donde  $\gamma$ , como siempre, es el parámetro de curvatura, pero sólo bajo determinadas condiciones (separabilidad) también corresponde con la aversión relativa al riesgo.

Combiando (16) y (17) podemos expresar la suma de utilidades futuras de forma más compacta y que facilita la comparabilidad con otras especificaciones de las preferencias, puesto que la variable de referencia vuelve a ser el consumo.

$$U = (1-\gamma)^{-1} \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left( \delta_0 \sum_{\tau=0}^{\infty} b_{\tau} C_{t-\tau} \right)^{1-\gamma}, \quad (18)$$

donde  $b_0=1$  y  $b_{\tau} = \left( \delta_{\tau} - h \sum_{i=1}^{\tau} a_i \delta_{\tau-i} \right) / \delta_0$  para  $\tau \geq 1$ .

10 En la actualidad se ha retomado el tema de la durabilidad en las preferencias. Diversos trabajos, tanto en relación al estudio del comportamiento del consumidor como a la valoración de activos, están adoptando especificaciones de la utilidad consistentes con la durabilidad de los bienes que se consumen. En concreto, Ogaki y Reinhart (1998), Wirjanto (2004) o Yogo (2006) analizan con éxito las implicaciones de una especificación de preferencias que combina, de forma aditiva, el consumo de bienes no duraderos con el flujo de servicios que produce el consumo de bienes duraderos.

Denotando  $C_t^h = \delta_0 \sum_{\tau=0}^{\infty} b_{\tau} C_{t-\tau}$  y resolviendo el problema de optimización para el agente, se obtiene la siguiente ecuación de Euler:

$$E_t \left[ \sum_{\tau=1}^{\infty} \beta^{\tau} \left( \frac{C_{t+\tau}^h}{C_t^h} \right)^{-\gamma} (b_{\tau-1} R_{jt+1} - b_{\tau}) \right] = 1, \quad \forall j \quad (19)$$

Como se puede observar, si no hay durabilidad en el consumo,  $\delta_{\tau}=0$  para  $\tau \geq 1$  y  $\delta_0=1$ , y entonces  $b_{\tau} < 0$ . En cambio, en ausencia de hábito,  $h = 0$  y  $b_{\tau} > 0$ . Cuando los efectos se anulan a la vez, tenemos que  $b_{\tau} = 0$  para  $\tau \geq 1$ , lo cual implica el modelo de valoración con preferencias separables.

Para la prueba empírica, los autores emplearon una versión simplificada de (19), asumiendo un retardo de un solo periodo en  $C_t^h$ . En un ejercicio de estimación muy completo en el que consideraron distintas frecuencias de datos y diferentes periodos (mensuales 1959-1986, trimestrales 1948-1986 y anuales 1929-1986), cinco activos financieros (las carteras extremas y la central de un conjunto de 10 carteras de tamaño, un bono gubernamental a largo plazo y la Letra del Tesoro a tres meses), los dos tipos de consumo (bienes duraderos y no duraderos) y diferentes conjuntos de instrumentos, obtuvieron un resultado casi generalizado: las estimaciones del parámetro de dependencia temporal ( $b_1$ ) eran negativas y los contrastes no rechazaban el modelo.<sup>11</sup>

Otros estudios posteriores como los de Hansen y Jagannathan (1991) y Ferson y Harvey (1992) también corroboraron el mejor ajuste del modelo cuando el parámetro de dependencia temporal es negativo en lugar de cero (preferencias separables) o positivo (durabilidad).

A partir de esta evidencia se abrió el campo de la investigación en valoración de activos a los modelos con persistencia de hábito. A lo largo de las siguientes secciones de este trabajo, se expondrán algunos de estos modelos (a mi entender, los más relevantes) y sus principales conclusiones empíricas.

## 5. LOS MODELOS DE HÁBITO

Como ya sabemos, la persistencia de hábitos implica que la utilidad de un momento concreto de tiempo dependa, además del consumo de ese momento, del consumo pasado, de forma que un alto consumo en el pasado, disminuya la utilidad del consumo actual.

Podemos modelizar el hábito en las preferencias haciendo que la utilidad de cada periodo sea función de una variable que mida el nivel de consumo al que estamos acostumbrados. Definimos  $X_t$  como el nivel mínimo de consumo que exigimos en el periodo  $t$  (nivel de hábito o subsistencia). Pues bien, existen dos formas posibles de introducir el hábito en la función de utilidad y obtener la relación deseada:

$$U_t = f\left(\frac{C_t}{X_t}\right) \quad \text{ó} \quad U_t = f(C_t - X_t)$$

<sup>11</sup> En la tabla 1 sólo se presentan los resultados obtenidos con la muestra de frecuencia anual y datos de consumo no duradero.

En ambas especificaciones, el hábito afecta negativamente a la utilidad y sólo la parte de consumo realizado en ese periodo que exceda al hábito genera utilidad en el periodo.

Por otro lado, también es posible hablar de dos tipos de hábito en función de con respecto a quién se haga la comparación:

- Hábito externo → En cada momento de tiempo, la utilidad del consumo de cada individuo está en función del consumo pasado agregado. La idea es que cada individuo se compara con lo que ha hecho el resto del mundo en el pasado para obtener su utilidad presente.
- Hábito interno → En cada momento de tiempo, la utilidad del consumo de cada individuo está en función de su propio consumo pasado. En este caso, nos comparamos con nosotros mismos para decidir si nuestro consumo presente es lo suficientemente alto como para generar utilidad en el momento actual.

Los diferentes modelos de valoración con persistencia de hábito que se han desarrollado a lo largo de los últimos 15 años acogen todas estas alternativas.

### Abel (1990)

Uno de los modelos emblemáticos es el propuesto por Abel en su trabajo "Asset prices under habit formation and catching up with the Joneses". Se trata de un modelo que incorpora el hábito a la utilidad en forma de cociente y que acoge los dos tipos de hábito: interno y externo.

Para su obtención es necesario comenzar con preferencias individuales que después se agregan para tener un modelo de valoración con agente representativo. La utilidad de cada periodo  $t$  y cada individuo  $i$  tiene forma potencial:

$$U_{it} = \frac{\left(\frac{C_{it}}{X_t}\right)^{1-\gamma} - 1}{1-\gamma}, \quad \gamma > 0 \quad (20)$$

y la función de hábito contempla un único retardo en el consumo:

$$X_t = \left(C_{it-1}^D C_{t-1}^{1-D}\right)^h, \quad h \geq 0, D \geq 0 \quad (21)$$

Donde, ahora,  $C_{it}$  es el consumo que el individuo  $i$  realiza en el periodo  $t$ ;  $C_t$  es el consumo agregado;  $h$  es el parámetro de hábito global y  $D$  es el parámetro de hábito parcial interno.

A continuación, se presenta la forma que adquiere el factor de descuento estocástico implicado por esta función de utilidad bajo los dos casos extremos de hábito.

### Hábito externo

Si se considera que el hábito es externo ( $D=0$ ), la función de hábito es  $X_t = C_{t-1}^h$ . Entonces, la utilidad total del individuo  $i$  vendrá dada por la siguiente expresión:

$$U_i = \sum_{\tau=0}^{\infty} \beta^{\tau} \frac{\left(\frac{C_{i+\tau}}{C_{t-1+\tau}^h}\right)^{1-\gamma} - 1}{1-\gamma} \quad (22)$$

Derivando respecto de  $C_{it}$ , se obtiene la relación marginal de sustitución del consumo del individuo  $i$ . La posterior agregación entre todos los individuos no cambia la forma de la relación marginal de sustitución, dada la propiedad de tolerancia al riesgo lineal que presentan estas preferencias, y la ecuación de valoración con agente representativo es:

$$E_t \left[ \beta \left( \frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\gamma} \left( \frac{C_t}{C_{t-1}} \right)^{h(\gamma-1)} R_{jt+1} \right] = 1 \quad (23)$$

En la ecuación anterior, es fácil comprobar que si  $h=0$  (no hay hábito), el factor de descuento coincide con el de la utilidad potencial separable. Del mismo modo, si  $C_t/C_{t-1} = 1$  (el consumo no creció nada de ayer a hoy), cualquier crecimiento de hoy a mañana será bienvenido, también como en el caso separable. El término adicional respecto del factor de descuento del modelo básico es consecuencia de la inclusión del hábito. Este nuevo término hace que, dependiendo de lo que haya crecido el consumo en el pasado, valoremos más o menos la expectativa de crecimiento futuro.

¿Qué implicaciones tiene este modelo sobre la contradicción de la prima por riesgo antes expuesta? Abel (1990) también ofrece un ejercicio empírico de calibración del modelo mediante el cual se predicen la rentabilidad media del mercado bursátil americano y la rentabilidad libre de riesgo consistentes con el factor de descuento estocástico propuesto y para los mismos datos observados que en Mehra y Prescott (1985). Sus resultados muestran que, asumiendo un valor de 0.99 para  $\beta$ , todavía es necesario un alto valor para  $\gamma$  si se pretenden explicar los altos rendimientos de los activos arriesgados. En concreto, con  $\gamma = 6$ , consigue reproducir una rentabilidad media para el índice de mercado del 6.72%, muy similar a la obtenida realmente. Sin embargo, y a diferencia del caso separable, este valor no implica tipos de interés desorbitados. La rentabilidad libre de riesgo predicha por este modelo está mucho más cercana a su media histórica: 2%, frente al 14% de modelo separable

Esta mejora empírica se produce como consecuencia de la desvinculación entre el coeficiente de aversión relativa al riesgo y el parámetro de curvatura de la función de utilidad, debido a la especificación adoptada. Ahora, mientras que el coeficiente de aversión relativa al riesgo sigue siendo  $\gamma$ , la curvatura de la función de utilidad, asumiendo lognormalidad, es  $\gamma - h(\gamma - 1)$ . De esta forma, un elevado  $\gamma$  puede ser consistente con tipos de interés bajos, porque la relación entre éstos y la tasa de crecimiento del consumo se ve compensada por efecto del hábito.

Ahora bien, como el propio autor reconoce, el problema no está resuelto del todo. De momento sólo hemos atendido a los primeros momentos de los rendimientos, pero ¿qué ocurre con los segundos? Pues bien, aunque el modelo es capaz de generar una alta, y necesaria, volatilidad para el factor de descuento estocástico, también implica valores irreales para la desviación estándar de la tasa libre de riesgo. Con los datos anteriores, se predice una desviación estándar para los tipos de interés del 17.87%, que, por supuesto, se aleja de la realidad observada (5.7%) y desvirtúa la rigurosidad teórica del ejercicio que se asienta sobre el supuesto de la existencia de un activo sin riesgo.

### **Hábito interno**

Si se supone hábito interno en las preferencias ( $D=1$ ), podemos agregar primero entre todos los individuos y resolver el problema optimización para el agente representativo. Su función de utilidad, a lo largo de todo el horizonte temporal, será entonces:

$$U = \sum_{\tau=0}^{\infty} \beta^{\tau} \frac{\left( \frac{C_{t+\tau}}{C_{t-1+\tau}} \right)^{1-\gamma}}{1-\gamma} - 1 \quad (24)$$

Dado que la utilidad marginal con estas preferencias depende del consumo futuro, la condición de primer orden del problema de optimización conserva las expectativas en el lado izquierdo:

$$E_t \left[ \frac{C_t^{-\gamma}}{C_t^{h(1-\gamma)}} - \beta h \frac{C_{t+1}^{-\gamma}}{C_t^{h(1-\gamma)}} \frac{C_{t+1}}{C_t} \right] = E_t \left[ \rho \left( \frac{C_{t+1}^{-\gamma}}{C_t^{h(1-\gamma)}} - \beta h \frac{C_{t+2}^{-\gamma}}{C_{t+1}^{h(1-\gamma)}} \frac{C_{t+2}}{C_{t+1}} \right) R_{jt+1} \right] \quad (25)$$

Aunque, como se observa en la expresión anterior, la definición de estas preferencias complica la especificación del factor estocástico de descuento, el ejercicio de predecir rendimientos bajo este modelo realizado por Abel indica que las implicaciones del mismo van en la dirección correcta. En este caso, la utilidad marginal es muy sensible a los cambios en el parámetro  $\gamma$  y con un rango de variación comprendido sólo entre 0.8 y 1.2 se consigue una amplia variedad de rentabilidades, tanto para activos arriesgados como para el activo sin riesgo. En concreto, con  $\gamma = 1.06$ , se predice una rentabilidad media para el índice bursátil del 8.4% y del 1.9% para los tipos de interés. Por la misma razón, el factor de descuento estocástico implicado por el modelo presenta alta variabilidad pero, a la vez, no provoca tipos de interés demasiado variables dado que  $\gamma$  se puede mantener en valores moderados<sup>12</sup>. Otros trabajos como los de Cochrane y Hansen (1992), Cecchetti, Lam y Mark (1994) y Heaton (1995), e incluso los propios Hansen y Jagannathan (1991), también apuntan las mejoras que producía la incorporación de hábito interno en las preferencias.

La cuestión clave en el éxito de éste y otros modelos de hábito está relacionada con el coeficiente de aversión relativa al riesgo. En el modelo con hábito externo, este coeficiente era igual a  $\gamma$ . Ello implica, por un lado, la necesidad de altos valores para este parámetro que justifiquen los altos rendimientos exigidos por los inversores a los activos arriesgados, y por otro, la asunción de que el precio del riesgo es constante en todo momento. Sin embargo, la evidencia muestra que los individuos somos más reacios a soportar riesgos si esperamos malas épocas futuras (mayor densidad en la cola izquierda de los rendimientos). Los resultados de Abel parecen indicar que la solución a este doble inconveniente pasa por incorporar hábito interno en las preferencias. Aunque no se presentan las fórmulas, lo que se consigue con esta especificación de las preferencias es una aversión al riesgo cambiante, que además alcanza altos valores en épocas de recesión sin necesidad de elevados valores en  $\gamma$ .

### ***Campbell y Cochrane (1999)***

Resumiendo las ideas anteriormente apuntadas, parece claro que las preferencias deben especificarse de forma que sean capaces de producir las propiedades deseadas:

- a) Alta variabilidad en el factor de descuento estocástico que sea capaz de explicar las altas primas de riesgo observadas.
- b) Que, a la vez, sea consistente con tipos de interés bajos y prácticamente constantes.

<sup>12</sup> Aunque, en este caso, el autor no ofrece la desviación estándar para la tasa libre de riesgo.



- c) Y que incorpore comportamientos contracíclicos en el factor de descuento, como muestran las primas de riesgo, a través de una aversión relativa al riesgo dependiente del estado de la economía.

Pues bien, Campbell y Cochrane (1999) muestran que también mediante la incorporación de hábito externo, si éste está adecuadamente modelizado, se puede alcanzar el objetivo buscado. Dos son las diferencias fundamentales respecto del modelo anterior:

1. Incorporar el hábito mediante diferencias y no como cociente en relación al consumo actual. Esta especificación permite capturar la reversión a la media deseada para el factor de descuento.
2. Además el hábito es función también del consumo actual, y no sólo del pasado, que tendrá como consecuencia que la aversión relativa al riesgo cambie con el estado. De esta forma, el factor de descuento presentará un comportamiento contracíclico, con cambios más pronunciados ante shocks negativos.

En primer lugar, la utilidad a lo largo de todo el horizonte temporal del agente representativo, asumiendo como siempre la propiedad de aditividad y una utilidad corriente potencial, es:

$$U = \sum_{\tau=0}^{\infty} \beta^{\tau} \frac{(C_{t+\tau} - X_{t+\tau})^{1-\gamma} - 1}{1-\gamma} \quad (26)$$

Los autores definen la siguiente variable de excedente en el consumo:

$$S_t = \frac{C_t - X_t}{C_t} \quad (27)$$

Como veremos más adelante, esta variable juega un papel fundamental en la interpretación de éste y otros modelos de hábito en diferencias. Incorporando (27) a (26) y resolviendo el problema de optimización, obtenemos el siguiente factor de descuento estocástico:

$$M_{t+1} = \beta \left( \frac{S_{t+1} C_{t+1}}{S_t C_t} \right)^{-\gamma} \quad (28)$$

Comparando (28) con (11), la inclusión de  $S_{t+1}/S_t$  permite añadir la tan demandada variabilidad al factor de descuento estocástico. Sin embargo, como ya sabemos, no puede tratarse de una variabilidad aleatoria, sino que  $S$  ha de ser tal que respete además las condiciones b) y c) antes indicadas. En esta cuestión es determinante la definición de la función de hábito.

En segundo lugar, y en relación con el hábito, Campbell y Cochrane asumen:

- Un proceso i.i.d. para la tasa de crecimiento del consumo.
- Un proceso autorregresivo de orden 1 para el hábito, de forma que éste responda lentamente a cambios en el consumo.

- Y, además, para asegurar que  $S$  sea siempre positiva, el autorregresivo anterior se establece en logaritmos.

Es decir:

$$x_t = ax_{t-1} + hc_t \quad \longleftrightarrow \quad x_t \cong h \sum_{\tau=0}^{\infty} a^\tau c_{t-\tau} \quad (29)$$

donde  $x_t = \ln(X_t)$  y  $c_t = \ln(C_t)$ .

Dado (29), se puede comprobar que el excedente de consumo en logaritmos es:

$$s_{t+1} = (1-a)\bar{s} + as_t + h_t(c_{t+1} - c_t - E_t(c_{t+1} - c_t)) \quad (30)$$

donde, el coeficiente de afectación del consumo a la variable de excedente ( $h_t$ ) es cambiante en tiempo e igual a:

$$h_t = \frac{1}{\sigma_c \sqrt{\frac{\gamma}{1-a}}} \sqrt{1 - 2(s_t - \bar{s})} - 1, \quad (31)$$

siendo  $\sigma_c$  la desviación estándar de la tasa de crecimiento del consumo. Por tanto, se trata de un modelo de hábito no lineal en el consumo.

La ecuación (30) es fundamental en el éxito de este modelo. Como vemos, el excedente en el consumo ( $s_{t+1}$ ), como en otros modelos de hábito, depende del consumo pasado ( $s_t$ ) a través del autorregresivo, pero también depende del consumo actual. En concreto,  $s_{t+1}$  aumentará o disminuirá cuando la tasa de crecimiento del consumo actual se desvíe al alza o a la baja respecto de su media, respectivamente. De esta forma,  $s_{t+1}$  presentará el comportamiento cíclico, con subidas en los momentos de auge y caídas en los momentos de recesión. Pero además, el hecho de que parámetro de afectación del consumo al excedente no sea constante, sino que dependa, a su vez, de la variabilidad de  $s_t$ , provocará que las variaciones en el consumo tengan consecuencias especialmente graves en esta variable en momentos de recesión económica. Observando (31) podemos comprobar que si  $s_t$  disminuye como consecuencia de una bajada en el consumo,  $h_t$  aumenta.

De esta forma, la incorporación de  $S_{t+1}$  al factor estocástico de descuento hace que éste sea contracíclico y, además, especialmente alto justo en el momento de comenzar una recesión y decreciente a lo largo de la misma, lo que permitiría explicar las excepcionalmente altas primas riesgo demandas por los inversores en tales momentos.

Pero, ¿qué ocurre con los tipos de interés bajo este modelo? La incorporación de hábitos, de cualquier tipo, siempre consigue que las predicciones de la tasa libre de riesgo se mantengan próximas a los niveles observados aún con altos coeficientes  $\gamma$ . Esto es así, porque el hábito, tanto en cociente como en diferencias, actúa de forma inversa al consumo sobre los tipos de

interés y, por tanto, compensa el efecto desmesurado que podría provocar una alta  $\gamma$ . Este hecho se conoce con el nombre de *ahorro de precaución*. En presencia de hábitos, unas expectativas de altos consumos en el futuro no incentivan a un elevado endeudamiento en el presente (disparando los tipos de interés), a no ser que el excedente de consumo sea también elevado. Así ocurre tanto en este modelo como en el modelo de Abel con hábito externo.

En cuanto a la volatilidad de la tasa libre de riesgo, pudimos comprobar en el modelo Abel con hábito externo que la incorporación de la variable adicional de hábito, a su vez, provocaba elevada varianza para los tipos de interés. En el modelo de Campbell y Cochrane no ocurre así, porque aquel efecto se ve compensado con la nueva fuente de volatilidad aportada por el coeficiente  $h_t$  que actúa sobre la varianza de la tasa libre de riesgo en sentido contrario.

Todos los deseables efectos antes descritos que produce este modelo se deben a que, bajo la especificación de las preferencias empleadas aquí, la aversión relativa al riesgo es función inversa de  $S_t$ . En épocas de recesión ( $S_t$  baja), el precio del riesgo aumenta, provocando que las primas de riesgo exigidas por los inversores sea mayores a las que exigirían en momentos de expansión económica para un mismo nivel de riesgo. Esto permite conciliar rentabilidades muy volátiles y contracíclicas con un riesgo respecto al consumo no demasiado cambiante. Además los aumentos en el precio del riesgo son mayores que las caídas ante una variación del riesgo del mismo nivel pero en sentido contrario. Lo cual provoca la asimetría en la cola izquierda de la distribución de los rendimientos. En definitiva, la relación rentabilidad esperada-riesgo propuesta por este modelo es cambiante, enmarcándolo dentro de los llamados modelos con información condicionante.

¿Cómo funciona el modelo? Los autores simulan las variables que participan en el modelo bajo las especificaciones teóricas expuestas e imponiendo  $\gamma = 2$ , que es suficiente para ajustar los valores observados del ratio de Sharpe por el índice de mercado en términos anuales. Sus resultados muestran que, con  $\beta = 0.89$ , el modelo es capaz de generar momentos, tanto para la tasa de crecimiento del consumo como para los rendimientos, muy similares a los observados en la práctica. Además, observan cómo tanto la media condicional como la desviación estándar condicional de los rendimientos simulados aumenta cuando  $S$  disminuye, acogiendo así, los evidenciados efectos de las crisis económicas. Y no sólo eso, también el ratio de Sharpe simulado es más alto en momentos en los que el consumo se aproxima a los niveles de hábito (recesiones). Y todo esto ocurre, conservando una tasa libre de riesgo aproximadamente constante.

La primera estimación formal de este modelo se encuentra en el trabajo de Li (2001). Años después, Fillat y Garduño (2005) también estimaron el modelo de Campbell y Cochrane con algunas mejoras respecto de la estimación realizada por Li.

Li (2001) compara el funcionamiento de tres modelos de hábito externo en diferencias: el de Campbell y Cochrane, una versión modificada que asume un AR(1) para la tasa de crecimientos del consumo y lo que él define como modelo de hábito lineal. La característica diferenciadora de este último es que el hábito se define sobre la suma infinita y ponderada de consumos pasados, pero el consumo presente no participa. Como consecuencia, el parámetro de afectación del consumo a la variable de excedente del consumo es teóricamente constante,

$$h_t = E_t \left( \frac{1}{S_{t+1}} \right) - 1 . \quad (33)$$

---

El autor estima la versión lineal del modelo, que relaciona rendimientos medios con la covarianza entre éstos y la tasa de crecimiento del consumo, ofreciendo estimaciones para ésta última. Para poder realizar el ejercicio, antes genera los valores para la variable de excedente del consumo ( $h_t$ ) y para la variable de afectación del consumo al hábito ( $S_t$ ) bajo cada una de las tres especificaciones consideradas, imponiendo el parámetro de correlación serial, los datos de consumo observados y un valor inicial para  $S_t$ . Como medida de ajuste del modelo emplea la varianza explicada ( $VR$  en la tabla 1).<sup>13</sup> Sus conclusiones pusieron de manifiesto algunas cuestiones interesantes:

- No se encuentran diferencias relevantes a favor de alguna de las tres especificaciones de hábito analizadas, salvo por el hecho de que el modelo de hábito lineal, con cinco años de retardos en el consumo, ajusta mejor los datos en la última parte de la muestra (los años noventa).
- La variable de afectación del consumo al hábito ( $h_t$ ), para las tres especificaciones, muestra un comportamiento contracíclico.
- La acusación de los ciclos y el ajuste de los modelos es mejor con datos trimestrales o anuales que con mensuales.
- Aún así, los modelos con hábito sólo consiguen explicar un máximo del 30% de la variabilidad en los rendimientos.

La innovación que ofrece el trabajo de Fillat y Garduño (2005) en la estimación GMM del modelo de Campbell y Cochrane, consiste en no imponer el primer valor de  $s_t$  como lo hacía Li (2001). Dado que  $s_t$  es un autorregresivo que además depende de  $h_t$  que, a su vez, depende de  $s_t$ , la imposición de un determinado  $s_0$  podría influenciar los resultados del modelo. Sus resultados muestran, de forma consistente con el trabajo de los autores originales del modelo, que produce altos coeficientes de aversión relativa al riesgo consistentes con un valor para  $\gamma$  moderado y una variable de excedente en el consumo persistente y estacionaria que funciona bien en la predicción de los rendimientos. Sin embargo, y en este caso de forma consistente con la escasa y poco eficiente varianza explicada por el modelo ofrecida en Li, el contraste sobre las condiciones de momentos no es capaz de aceptar el modelo.

A pesar de su rechazo, el modelo con hábito de Campbell y Cochrane ha tenido una exitosa acogida entre los investigadores de los precios de los activos financieros, y no sólo por su extenso uso para el clásico objetivo de explicar primas de riesgo de activos bursátiles, sino también por sus aplicaciones a otras anomalías observadas empíricamente. A continuación resumiré algunos ejemplos que lo así lo ponen de manifiesto.

Menzly, Santos y Veronesi (2004) emplean la clave de la especificación del modelo (un precio del riesgo cambiante en el tiempo) para explicar determinados hechos estilizados en el campo de la predecibilidad. Su aplicación para este fin era evidente; un modelo como el de Campbell y Cochrane, formulado para acoger los cambios en el tiempo, algo tendría que decir sobre la

---

13 En su trabajo sólo ofrece los resultados del modelo lineal, con distintos retardos en la función de hábito, y del modelo de CC modificado, justificándolo por la similitud entre este último y el modelo de CC original. Los resultados que se presentan en la tabla 1 para el modelo lineal son los referidos a cinco años de retardos.

capacidad predictiva de las variables que teóricamente anticipan cambios en la economía. En concreto, asumen un proceso de reversión a la media para el excedente del consumo, como en el trabajo original, y otro también para la proporción de consumo que genera el cash flow de cada activo. El resultado es un modelo que consigue explicar porqué la capacidad de predicción de la rentabilidad por dividendos es tan reducida en el caso de rendimientos esperados y prácticamente nula en lo que respecta a la tasa de crecimiento futura de los dividendos.

Santos y Veronesi (2006), por su parte, investigan las implicaciones del modelo en relación a un famoso efecto empírico de sección cruzada: el premio por valor.<sup>14</sup> Bajo el mismo contexto teórico que el trabajo anterior y añadiendo heterogeneidad en el riesgo de cash flow de cada empresa, consiguen conciliar el premio por valor observado empíricamente con el premio por crecimiento (efecto contrario) que un modelo que sólo incorporara hábito generaría. Sin embargo, sus conclusiones no son muy prometedoras; para invertir el efecto del premio por crecimiento es necesario imponer una variabilidad demasiado alta en el riesgo por cash flow. Por tanto, una nueva contradicción se genera.

En el trabajo de Wachter (2006), la autora vuelve a basarse en el modelo de Campbell y Cochrane para, en este caso, explicar la estructura temporal de los tipos de interés. Dado que el modelo original predice tipos constantes, es necesario incorporar una modificación que sea consistente con primas de riesgo positivas y contracíclicas para los bonos a largo plazo. Una ligera modificación del parámetro de afectación del consumo al hábito en la expresión (31), permite que los tipos de interés, a cualquier plazo, sean también función de la variable de estado  $s_t$  sin afectar apenas a las implicaciones del modelo sobre las primas de riesgo de los activos bursátiles. Añadiendo una especificación para la inflación mediante un proceso exógeno que depende también de variables de estado autorregresivas, el resultado es un premio por riesgo positivo para la rentabilidad nominal de los bonos que no aparece cuando la rentabilidad es real, conservando las predicciones sobre los momentos de la rentabilidad de acciones o la tasa libre de riesgo producidas por el modelo original.

Volviendo al tema que nos ocupa, con todo lo expuesto hasta aquí sobre las aportaciones de las preferencias con hábito a la valoración de activos, al menos, algunas conclusiones pueden extraerse:

- Es necesario romper el supuesto de separabilidad temporal en las preferencias, mediante la inclusión de consumos pasados que afecten negativamente a la utilidad presente y que produzcan coeficientes de aversión al riesgo distintos, y mayores, al parámetro de curvatura.
- La incorporación de hábitos produce mejoras en el comportamiento de los modelos que se evidencian cuando se emplean datos de baja frecuencia, en los se reflejan los cambios de ciclo económico.
- Las especificaciones con hábito de tipo externo actúan en este sentido, si bien, no queda claro qué modelización para el hábito es más adecuada, ni siquiera si ésta será suficiente para que la condición de primer orden (2) no se rechace.

Para finalizar el panorama ofrecido en este trabajo, se presenta la evidencia aportada por Chen y Ludvigson (2006), que, a mi entender, sintetiza toda la investigación sobre el hábito en la valoración de activos, abordando el tema de una forma generalizada y ofreciendo respuestas a estas últimas cuestiones.

<sup>14</sup> Desde el 1992, con el trabajo de Fama y French, queda constatado que las empresas con alto cociente entre su valor contable y valor de mercado (empresas de valor) ofrecen rentabilidades medias mayores.

### Chen y Ludvigson (2006)

El principal inconveniente de los modelos de hábito es que la función de hábito es desconocida y es necesario hacer supuestos sobre la misma, por ejemplo la imposición de hábito de tipo externo en las preferencias con forma autorregresiva de Campbell y Cochrane. Esto es una clara deficiencia, ya que la imposición de una estructura determinada condiciona las conclusiones que se pueden obtener de los resultados de estimación. Chen y Ludvigson (2006) evitan este problema al estimar un modelo de hábito generalista en el sentido de que la utilidad engloba conductas tanto de hábito externo como de hábito interno, la función de hábito permite relaciones con el consumo tanto lineales como no lineales, y no imponen el valor de ningún parámetro.

Sus resultados muestran las siguientes pautas respecto de:

- *Afectación del consumo a la formación del hábito*: el consumo afecta positivamente al hábito, con parámetro global menor que uno y parámetros parciales decrecientes conforme los consumos están más alejados en el tiempo.
- *Forma funcional de la relación consumo-hábito*: rechazan la hipótesis de que la segunda derivada del hábito respecto del consumo sea cero a favor de que sea negativa, indicando evidencia a favor de funciones de hábito no lineales.
- *Tipo de hábito*: el hecho de que la afectación del consumo actual al hábito futuro no sea constante también indica que las actitudes de hábito son de tipo interno.

En cuanto al funcionamiento del modelo de valoración generado con su especificación generalista del hábito, los autores comprueban que permite conservar unas estimaciones prudentes para  $\gamma$ , con valores menores que 1, y que el error de ajuste que comete es aproximadamente la mitad que el obtenido asumiendo que el hábito es externo o que el que producen otros modelos de éxito como el CAPM o el de Fama y French.

Como se puede observar, estas conclusiones son realmente reveladoras e importantes a la hora de plantear un modelo con persistencia de hábito. Pero las complicaciones computacionales de una especificación como la aconsejada por Chen y Ludvigson no son nada despreciables.<sup>15</sup> Por tanto, lo que todavía nos falta es encontrar, como siempre, una solución de equilibrio.

## 6. CONCLUSIONES

El objetivo básico de este trabajo ha sido resumir las aportaciones a la valoración de activos de una clase particular de preferencias: las que incorporan hábitos en la conducta de los consumidores. Para tal fin, de entre toda la literatura al respecto, he escogido fundamentalmente tres trabajos. No son muchos, atendiendo a los casi veinte años de investigación que este tema lleva ocupando. Pero, desde mi punto de vista, tienen todos los ingredientes necesarios para comprender el problema y enseñar la manera en la que se podría solucionar.

<sup>15</sup> Aquellos que estén familiarizados con el procedimiento de estimación GMM, se podrán imaginar el coste que supone encontrar el mínimo de una función con 18 parámetros (Este es el número de parámetros de la función objetivo en Chen y Ludvigson).

El análisis de estos trabajos fundamentales, Abel (1990), Campbell y Cochrane (1999) y Chen y Ludvigson (2006), permite entender cómo se puede ir avanzando en la comprensión, explicación y predicción de los precios de los activos financieros manipulando las preferencias de los agentes y en qué dirección ha de hacerse esto último. Con ellos, se aprende que la consideración de hábitos en el consumo provoca efectos muy beneficiosos cuando se trata de que el modelo pase la prueba empírica. Pero también, que el modelo de consumo sigue estando presente.

En cuanto a la forma concreta en la que se debe incorporar el hábito, la clave está en que la especificación que se considere tenga en cuenta los cambios económicos que ocurren con el paso del tiempo. Pero éste no sólo es el objetivo que deben perseguir los modelos de hábito, sino también el de cualquier modelo de valoración, ya que esta característica no sólo se puede conseguir a través de preferencias que incorporen hábito. Precisamente esta cuestión es la que justifica las diferencias en el ajuste de los distintos modelos que se han contrastado en la práctica a favor de modelos con factores de riesgo basados en rendimientos como el CAPM condicional de Jaggnathan y Wang (1996) o como el modelo de tres factores de Fama y French (1993). La razón de su éxito está en que los rendimientos, como ya sabemos, son los principales indicadores de los cambios en el ciclo<sup>16</sup>. No es extraño, entonces, que durante muchos años la valoración de activos se haya olvidado del consumo y que los factores de Fama y French, contruidos especialmente para este fin, hayan tenido tan buena acogida. Sin embargo, el éxito no es del modelo en sí, sino de las variables que propone. De hecho, y más recientemente, diversos autores han vuelto a retomar el modelo de consumo, abordando diferentes flancos, que en el fondo tienen que ver con la información condicionante que éste incorpora, para demostrar que pueden alcanzar niveles de ajuste tan buenos como el del modelo anterior. Como ejemplos se pueden citar el CCAPM condicional a la Lettau y Ludvigson (2001), el contraste del CCAPM propuesto por Julliard y Parker (2005), en el que se amplía el horizonte temporal considerado para encontrar la relación marginal de sustitución que efectivamente permita valorar activos, o un CCAPM con preferencias recursivas y dos tipos de bienes de consumo como en Yogo (2006).

## REFERENCIAS

- Abel, A. B., 1990. Asset prices Under habit formation and catching up with the Joneses. *American Economic Review*, 80, pp. 38-42.
- Becker, G. y K. M. Murphy, 1988. A theory of rational addiction. *Journal of Political Economy*, 96, pp. 675-700.
- Bredeen, D., 1979. An intertemporal asset pricing model with stochastic consumption and investment opportunities. *Journal of Financial Economics*, 7, pp. 265-296.
- Bredeen, D., M. Gibbons y R. Litzenberger, 1989. Empirical test of the consumption-oriented CAPM. *Journal of Finance*, 44, pp. 231-262.
- Campbell, J. Y. y J. H. Cochrane, 1999. By force of habit: a consumption-based explanation of aggregate stock market behaviour. *Journal of Political Economy*, 107, pp. 205-251.
- Campbell, J. Y. y J. H. Cochrane, 2000. Explaining the poor performance of consumption-based asset pricing models. *Journal of Finance*, 55, pp. 2863-2878.

16 Al menos, son los que reaccionan de forma más inmediata a los shocks económicos.



- 
- Cecchetti, S. G., P. Lam y N. Mark, 1994. The equity Premium and the risk free rate: matching the moments. *Journal of Monetary Economics*, 31, pp. 21-46.
  - Chen, X. y S. C. Ludvigson, 2006. Land of addicts? An empirical investigation of habit-based asset pricing models. Working Paper. Department of Economics. New York University.
  - Cochrane, J. H. y L. P. Hansen, 1992. Asset pricing explorations for macroeconomics. En *NBER Macroeconomics Annual*. MIT press, Cambridge, MA.
  - Constantinides G. M., J. B. Donaldson y R. Mehra, 2002. Junior can't borrow: a new perspective on the equity premium puzzle. *Quarterly Journal of Economics*, 117, pp. 269-296.
  - Constantinides, G. M. y D. Duffie, 1996. Asset pricing with heterogeneous consumers. *Journal of Political Economy*, 104, pp. 219-240.
  - Duesenberry, J. S., 1949. *Income, saving, and the theory of consumer behavior*. Harvard University Press, Cambridge, MA.
  - Dunn, K. y K. Singleton, 1986. Modelling the term structure of interest rates under habit formation and durability of goods. *Journal of Financial Economics*, 17, pp. 27-55.
  - Eichenbaum, M. y L. P. Hansen, 1990. Estimating models with intertemporal substitution using aggregate time series data. *Journal of Business and Economic Statistics*, 8, pp. 53-69.
  - Eichenbaum, M., L. P. Hansen y K. Singleton, 1988. A time series analysis of representative agent models of consumption leisure choice under uncertainty. *Quarterly journal of Economics*, 103, pp. 51-78.
  - Epstein, L. y Zin, 1991. Substitution, risk aversion, and the temporal behavior of consumption and asset returns: an empirical investigation. *Journal of Political Economy*, 99, pp. 263-286.
  - Fama, E. y K. French, 1992. The cross-section of expected stock returns. *Journal of finance*, 47, pp. 427-465.
  - Fama, E. y K. French, 1993. Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33, pp. 3-56.
  - Ferson, W. E. y G. M. Constantinides, 1991. Habit persistence and durability in aggregate consumption. *Journal of Financial Economics*, 29, pp. 199-240.
  - Ferson, W. E. y L. P. Harvey, 1992. Seasonality and consumption-based asset pricing. *Journal of Finance*, 47, pp.511-552.
  - Ferson, W. E., 1983. Expectations of real interest rates and aggregate consumption: empirical test. *Journal Financial and Quantitative Analysis*, 18, pp. 477-497.
  - Fillat, J. L. y H. Garduño, 2005. GMM estimation of asset pricing models with habit persistence. XIII Foro de Finanzas. Madrid, España.



- Grossman, S. y R. Shiller, 1981. The determinants of the variability of stock market prices. *American Economic Review*, 71, pp. 222-227.
- Grossman, S., A. Melino y R. Shiller, 1987. Estimating the continuous time consumption based asset pricing model. *Journal of Business and Economic Statistics*, 5, pp. 315-328.
- Hansen, L. P. y K. Singleton, 1982. Generalized instrumental variables estimation of nonlinear rational expectation models. *Econometrica*, 50, pp. 1269-1288.
- Hansen, L. P. y K. Singleton, 1983. Stochastic consumption, risk aversion, and the temporal behavior of asset returns. *Journal of Political Economy*, 91, pp. 249-268.
- Hansen, L. P. y R. Jagannathan, 1991. Restrictions on intertemporal marginal rates of substitutions implied by asset returns. *Journal of Political Economy*, 99, pp. 225-262.
- He, H. y D. Modest, 1995. Market frictions and consumption-based asset pricing models. *Journal of Political Economy*, 103, pp. 94-117.
- Heaton, J. y D. Lucas, 1996. Evaluating the effects of incomplete markets on risk sharing and asset pricing. *Journal of Political Economy*, 104, pp. 668-712.
- Heaton, J., 1995. An empirical investigation of asset pricing with temporally dependence preference specifications. *Econometrica*, pp. 681-717.
- Jagannathan, R. y Z. Wang, 1996. The conditional CAPM and the cross-section of expected returns. *Journal of Finance*, 51, pp. 3-53.
- Kydland, F. E. y E. C. Prescott, 1982. Time to build and aggregate fluctuations. *Econometrica*, 50, pp. 1345-1370.
- Lettau, M. y S. Ludvigson, 2001. Resurrecting the (C)CAPM: a cross-sectional test when risk premia are time varying. *Journal of Political Economy*, 109, pp. 1238-1287.
- Li, Y., 2001. Expected returns and habit persistence. *Review of Financial Studies*, 14, pp. 861-899.
- Lintner, J., 1965. The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. *Review of Economics and Statistics*, 47, pp. 13-37.
- Lucas, R., 1978. Asset prices in a exchange economy. *Econometrica*, 46, pp. 1429-1446.
- Lynch, A. W., 1996. Decision frequency and synchronization across agents: implications for aggregate consumption and equity returns. *Journal of Finance*, 51, pp. 1479-1497.
- Mankiw, N. G. y M. D. Shapiro, 1986. Do we reject too often? Small sample properties of tests of rational expectations models. *Economic Letters*, 20, pp. 139-145.
- Mankiw, N. G. y S. Zeldes, 1991. The consumption of stockholders and nonstockholders. *Journal of Financial Economics*, 29, pp. 97-112.
- Mankiw, N. G., 1986. The equity premium and the concentration of aggregate shocks. *Journal of Financial Economics*, 17, pp. 211-219.

- 
- Mehra, R. y E. C. Prescott, 1985. The equity premium. A puzzle. *Journal of Monetary Economics*, 15, pp. 145-161.
  - Menzly, L., T. Santos y P. Veronesi, 2004. Understanding predictability. *Journal of Political Economy*, 112, pp. 1-47.
  - Ogaki, M. y C. M. Reinhart, 1998. Measuring intertemporal substitution: the role of durable goods. *Journal of Political Economy*, 106, pp. 1078-98.
  - Parker, J. y C. Julliard, 2005. Consumption risk and the cross-section of expected returns. *Journal of Political Economy*, 113, pp. 185-222.
  - Rubinstein, M., 1976. The valuation of uncertain income streams and the pricing of options. *Bell Journal of Economics*, 7, pp. 407-425.
  - Ryder, H. E. y G. M. Heal, 1973. Optimum growth of intertemporally dependent preferences. *Review of Economic Studies*, 40, pp. 1-43.
  - Santos, T. y P. Veronesi, 2006. Habit formation, the cross section of stock returns and the cash-flow risk puzzle. Working Paper. Columbia Business School.
  - Sharpe, W., 1964. Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk. *Journal of Finance*, 19, pp. 425-442.
  - Sundaresan, S., 1989. Intertemporally dependent preferences and the volatility of the consumption and wealth. *Review of Financial Studies*, 2, pp. 73-88.
  - Vissing-Jorgensen, A., 2002. Limited asset pricing participation and the elasticity of intertemporal substitution. *Journal of Political Economy*, 110, pp. 825-853.
  - Wachter, J., 2006. A consumption-based model of term structure of interest rates. *Journal of Financial Economics*, 79, pp. 365-399.
  - Wirjanto, T. S., 2004. Exploring consumption-based asset pricing model with stochastic-trend forcing processes. *Applied Economics*, 36, pp. 1591-97.
  - Yogo, M., 2006. A consumption-based explanation of expected stock returns. *Journal of Finance*, 61, pp. 539-80.