

ASIMETRÍAS EN LA RESPUESTA DEL CONSUMO ANTE CAMBIOS EN LA RIQUEZA: EL CASO DEL REINO UNIDO

Elena Márquez de la Cruz
Departamento de Economía Aplicada III
Universidad Complutense de Madrid
Teléfono: 91 394 2435
Fax: 91 394 2582
emarquez@ccee.ucm.es

Ana R. Martínez Cañete
Departamento de Economía Aplicada III
Universidad Complutense de Madrid
Teléfono: 91 394 2584
Fax: 91 394 2582
anrmarti@ccee.ucm.es

Inés Pérez-Soba Aguilar
Departamento de Economía Aplicada III
Universidad Complutense de Madrid
Teléfono: 91 394 2527
Fax: 91 394 2582
iperezso@ccee.ucm.es

Resumen

En las dos últimas décadas, diversos países de la OCDE, entre ellos el Reino Unido, han experimentado un espectacular crecimiento de los precios de la vivienda y de los índices bursátiles, lo que ha acentuado el interés de los investigadores en analizar la respuesta de los consumidores ante variaciones en su riqueza real y financiera. Nuestro trabajo se engloba dentro de esta línea de investigación obteniendo como principales resultados en el caso del Reino Unido (i) la existencia de un efecto riqueza sobre el consumo, (ii) que el consumo se ajusta más rápidamente hacia el equilibrio tras una variación positiva e inesperada en la riqueza inmobiliaria que tras una variación negativa, (iii) que, por el contrario, el ajuste del consumo hacia el equilibrio tras una caída inesperada en la riqueza financiera es más rápido que ante un aumento de la misma. Todo ello nos lleva a concluir que existe un comportamiento asimétrico en la respuesta de las familias del Reino Unido ante cambios inesperados en su riqueza. La metodología econométrica empleada es un “Momentum Threshold Autoregressive Model” (M-TAR) propuesto por Enders y Siklos (2001), modificado, según propone Stevans (2004), para aplicarlo a un marco multivariante, así como su correspondiente mecanismo de corrección del error asimétrico.

Palabras clave: efecto riqueza sobre el consumo; riqueza financiera; riqueza inmobiliaria; cointegración no lineal; modelos M-TAR; ajuste asimétrico.

Códigos *JEL*: D12, E21

1. INTRODUCCIÓN

La evolución que en las dos últimas décadas han mostrado los índices bursátiles y los precios de la vivienda en diversos países de la OCDE, entre ellos el Reino Unido, ha acentuado el interés de los investigadores en el análisis empírico tanto de los efectos de estas variables sobre la riqueza como de la respuesta de los consumidores ante tales perturbaciones. Generalmente, el objetivo de este tipo de análisis consiste en la estimación de la relación entre el consumo, la renta y la riqueza como forma de contrastar la hipótesis sobre la existencia de un efecto riqueza sobre el consumo. La teoría de la renta permanente de Friedman (1957) y los modelos del ciclo vital inicialmente desarrollados por Ando y Modigliani (1963) son el contexto teórico en el que habitualmente se apoya este tipo de trabajos. La idea principal de la teoría de la renta permanente es que el consumo de un agente en un determinado período es función de sus expectativas de renta futura. Ando y Modigliani, por su parte, plantean que los consumidores toman sus decisiones de consumo y ahorro con el objetivo de suavizar su senda de consumo a lo largo de su ciclo vital¹. En este marco teórico, sólo los cambios inesperados de la riqueza implicarán un cambio en el objetivo de gasto en consumo².

Recientemente, algunos trabajos han contrastado la hipótesis de asimetría en la respuesta del consumo ante shocks en la riqueza, esto es, si la rapidez en la respuesta del consumo ante dichos shocks es diferente en función del signo, positivo o negativo, de la perturbación considerada. Nuestro trabajo se centra en este objetivo. Para ello, analizamos el comportamiento tanto a corto como a largo plazo de la relación entre el consumo total y la riqueza del sector familias del Reino Unido. Para comprobar si existe o no un efecto riqueza en esta economía, contrastamos la existencia de una relación de cointegración entre consumo, renta y riqueza, permitiendo que el ajuste hacia la relación de equilibrio de largo plazo sea asimétrico. La metodología econométrica empleada es el “Momentum Threshold Autoregressive Model” (M-TAR), propuesto por Enders y Siklos (2001), modificado, según propone Stevans (2004), para poder aplicarlo a un modelo multivariante.

Con respecto al comportamiento a corto plazo, nuestro objetivo es analizar si las divergencias negativas respecto de la relación de equilibrio a largo plazo se eliminan de forma más rápida que las positivas o viceversa. Esto es, si el consumo presente se sitúa por debajo de su nivel de equilibrio (divergencia de consumo negativa) debido a un aumento inesperado de la riqueza, ¿se ajustará el consumo a su objetivo de gasto más rápidamente que

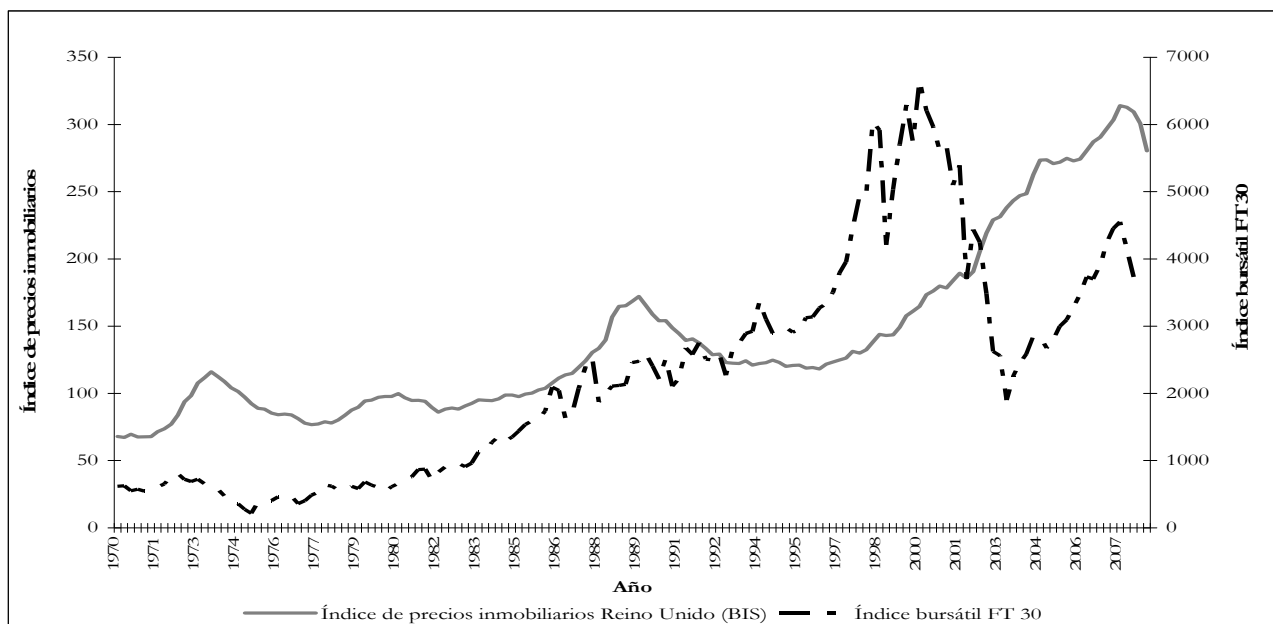
¹ Para que los modelos de ciclo vital sean ciertos, es preciso hacer determinados supuestos simplificadores, como que los consumidores no diferencian entre los distintos tipos de riqueza o que no tiene costes acceder a los mercados de capitales perfectos. Para un análisis más detallado, véase Belsky y Prakken (2004).

² Para una explicación más desarrollada, véase David y Palumbo (2001).

si el consumo se situara por encima de su nivel de equilibrio (divergencia de consumo positiva) debido a una caída inesperada de la riqueza, o bien sucederá lo contrario?

A diferencia de otros autores, que sólo estudian la respuesta del consumo ante cambios en el precio de los activos financieros, en este trabajo se tienen en consideración las variaciones tanto de la riqueza financiera como de la inmobiliaria como posibles fuentes de generación de asimetrías en la respuesta del consumo. Excepto el trabajo de Donahue y Avramenko (2007) para el caso de EE.UU., no conocemos ningún otro trabajo que analice desde este enfoque el efecto que ha podido tener en la respuesta de los consumidores el *boom* inmobiliario acaecido en determinados países³, por lo que una de las principales aportaciones de este trabajo es ofrecer nueva evidencia empírica sobre esta cuestión. Consideramos que esta contribución es relevante dada la evolución mostrada por el mercado inmobiliario del Reino Unido en los últimos años (gráfico 1).

Gráfico 1: Evolución del índice bursátil FT30 y de los precios de la vivienda en el Reino Unido, 1970-2008



Fuente: Bank for International Settlements (BIS) y Ecwin

Los principales resultados muestran que el consumo, la renta y la riqueza agregada están cointegrados, por lo que existe un efecto riqueza. También encontramos que el ajuste del consumo hacia la relación de equilibrio cuando hay un cambio positivo en la riqueza inmobiliaria es más rápido que cuando esta riqueza disminuye (la evolución del “*housing equity withdrawal*” en el Reino Unido podría ser fundamental para entender los resultados),

³ En Donahue y Avramenko (2007) se consideran diferentes definiciones de la riqueza en función del grado de liquidez que tengan los activos. Sus resultados muestran que el tener en cuenta la riqueza inmobiliaria es esencial para encontrar una relación de cointegración bien definida entre el consumo, la renta y la riqueza. Respecto de las asimetrías en la respuesta del consumo, sus resultados muestran que éstas existen en el corto plazo y que los shocks negativos en los activos líquidos bursátiles tienen un mayor efecto que los cambios positivos en cualquier otro componente de la riqueza neta per capita.

justo lo contrario de lo que ocurre cuando se trata de un shock en la riqueza financiera. Estas diferencias son estadísticamente significativas, lo que nos lleva a concluir que la respuesta del consumo familiar en el Reino Unido es asimétrica ante los shocks inesperados en la riqueza.

El trabajo está organizado de la siguiente manera: en la Sección 2 se presentan los diversos aspectos teóricos relacionados con el efecto riqueza sobre el consumo y se revisan los principales resultados de su contraste empírico en distintos países. En la sección 3 explicamos las razones teóricas que se proponen en la literatura para justificar que las decisiones de consumo puedan mostrar un comportamiento asimétrico. En la Sección 4 presentamos los resultados empíricos que obtenemos para el caso del Reino Unido y, finalmente, en la Sección 5 resumimos las principales conclusiones.

2. EL EFECTO RIQUEZA SOBRE EL CONSUMO: ASPECTOS TEÓRICOS Y EVIDENCIA EMPÍRICA

Tal como mencionamos anteriormente, el marco teórico para el análisis de la relación entre consumo, renta y riqueza es el modelo de ciclo vital propuesto por Ando y Modigliani (1963) y la hipótesis de la renta permanente de Friedman (1957). El modelo de ciclo vital establece que los agentes desean sendas suaves de consumo a lo largo de su vida, lo que les lleva a endeudarse cuando son jóvenes, a saldar sus deudas cuando son más mayores y a consumir los activos que han acumulado a lo largo de su vida durante la vejez. Es decir, que durante su ciclo vital varían su posición de riqueza neta, tomando posiciones deudoras o acreedoras en el mercado de capitales, por ejemplo, para conseguir su objetivo de consumo cuando les sobreviene algún shock en su renta o riqueza. Por su parte, la teoría de la renta permanente predice que un aumento inesperado y de carácter permanente de la riqueza lleva a los agentes a una elevación aproximadamente igual del consumo en todos los períodos, dejando el ahorro prácticamente inalterado.

En Economía, entendemos por *efecto riqueza* la relación existente entre las variaciones en el nivel de consumo y las variaciones en el nivel de riqueza, tanto a nivel individual como agregado. La riqueza de un agente puede variar bien porque aumente la cantidad de activos que posee o bien porque, sin alterar su cantidad, los activos poseídos tengan un mayor valor al elevarse su precio. Según Boone y Girouard (2002) es posible diferenciar dos vías a través de las que el efecto riqueza opera:

1. Vía directa: los agentes pueden proceder a la venta de sus activos, bien financieros, bien inmobiliarios o de otra naturaleza, en los que tengan materializada su riqueza y aumentar así su consumo. También

una elevación del precio de los activos podría incentivar el consumo de los agentes en la medida en que se sintieran más ricos, sin que fuera necesario en este caso que deshicieran sus posiciones acreedoras.

2. Vía indirecta: los agentes pueden aumentar su capacidad de endeudamiento en la medida en que su riqueza crece, dado que disponen de un colateral con mayor valor que les permitirá endeudarse y consumir más. Esta sería, por tanto, una manera indirecta de aumentar el consumo.

La intensidad del efecto riqueza en cada una de las dos vías señaladas dependerá de la liquidez de los mercados de los activos en cuestión, de la regulación de los mercados financieros y de la distribución demográfica de la propiedad de los activos.

Son numerosos los estudios empíricos aplicados a diversos países que han contrastado la relación entre consumo y riqueza. Los resultados parecen apoyar la existencia de una relación de largo plazo entre ambas variables y la renta. Generalmente, se suele estimar primero si estas variables están cointegradas y después se analiza la dinámica de corto plazo⁴. Aunque la mayor parte de los estudios empíricos emplean como variable dependiente en estas estimaciones el consumo privado, en concreto el consumo de los bienes no duraderos, algunos trabajos diferencian entre consumo duradero por una parte, y consumo no duradero y servicios por otra⁵, como es el caso de Sastre y Fernández-Sánchez (2005) aplicado a la economía española⁶. Como variables independientes, además de la renta y diferentes definiciones de riqueza⁷, se suele incluir la tasa de desempleo, la tasa de inflación y el tipo de interés real a corto plazo. La tasa de desempleo se considera una medida de la incertidumbre con la que las familias se enfrentan al futuro, estimándose en todos los casos una relación negativa y significativa entre consumo y tasa de paro. La inclusión de la tasa de inflación se justifica de un modo similar, además de ser una forma de tener en cuenta las pérdidas que experimentan los rendimientos de los activos no indexados. Por último, la consideración del tipo de interés real permite recoger el efecto sustitución intertemporal sobre el consumo.

⁴ Este es el procedimiento seguido por Boone y Girouard (2002), Catte *et al.* (2004) y Pacheco y Martins Barata (2005). Sastre y Fernández-Sánchez (2005) consideran un vector de corrección del error que les permite analizar las relaciones entre las diferentes variables del sistema. En otros casos, se emplean paneles de cointegración, especialmente cuando se trata de un conjunto de países o de diferentes estados dentro de un mismo país. Algunos ejemplos son Ludwig y Slock (2004), Case *et al.* (2005), Rapach y Strauss (2006) o Dvornak y Kohler (2007).

⁵ Desde un punto de vista teórico, es deseable diferenciar entre los dos tipos de consumo ya que el consumo duradero es más sensible a los cambios en la riqueza.

⁶ Por su parte, y también para el caso español, Bover (2006) estima el efecto riqueza a partir de los datos microeconómicos procedentes de la Encuesta Financiera de los Hogares, considerando también diferentes clasificaciones del consumo en función de la duración de los bienes.

⁷ Boone *et al.* (1998) utilizan sólo la riqueza financiera, mientras que Boone y Girouard (2002) estiman dos especificaciones diferentes del modelo, una con la riqueza agregada y otra considerando de forma separada la riqueza financiera y la inmobiliaria.

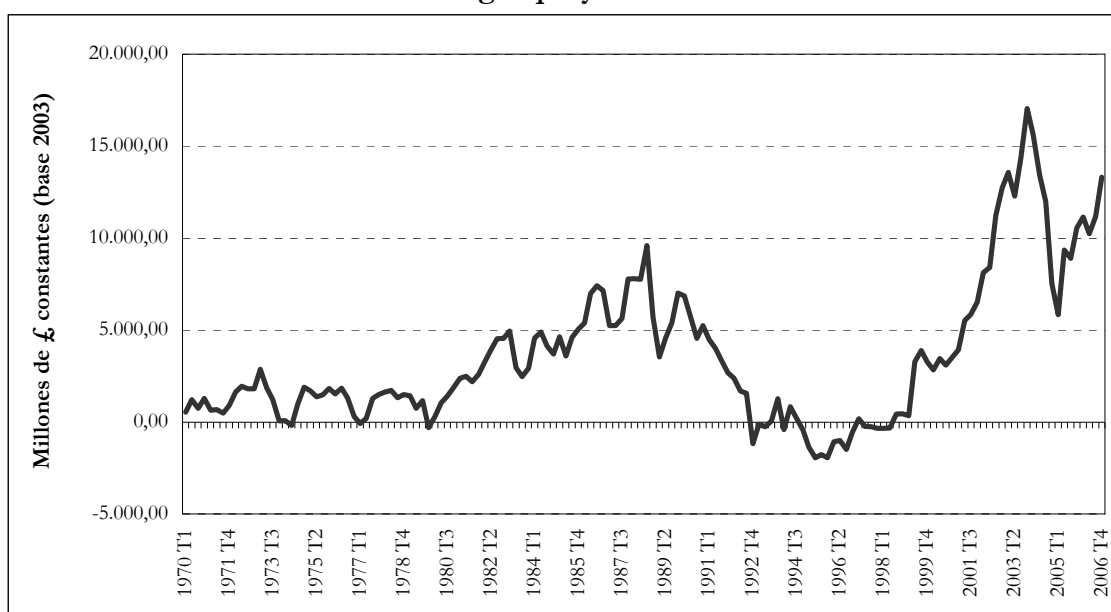
Son también diversos los trabajos que tienen en especial consideración los efectos que la liberalización de los mercados financieros puede tener sobre la intensidad del efecto riqueza sobre el consumo. Por lo que respecta a la riqueza inmobiliaria, el desarrollo de los mercados hipotecarios ha permitido que los aumentos en los precios de la vivienda experimentados en los últimos años hayan podido ser empleados por sus propietarios como fondos para gastar. La revalorización de las viviendas, al aumentar el valor de las garantías exigidas por los prestamistas, ha posibilitado que sus propietarios pudieran obtener un segundo préstamo respaldado por la misma vivienda, sin incurrir en excesivos costes de transacción. Este es un ejemplo de lo que sería la vía indirecta del efecto riqueza, a través del denominado “*housing equity withdrawal*” (HEW)⁸.

Estas innovaciones en los mercados hipotecarios, bastante extendidas en las últimas décadas, especialmente en el Reino Unido, Estados Unidos, Canadá, los Países Bajos y los países escandinavos, podrían haber aumentado la potencia del efecto (positivo) de la riqueza inmobiliaria sobre el consumo en dichos países (Boone *et al.*, 2001; Catte *et al.*, 2004; Aron *et al.*, 2007; Lopes de Castro, 2007; FMI, 2008). Sin embargo, otros trabajos parecen darle una menor importancia al efecto del HEW sobre el consumo. Así, Benito (2007), usando como muestra un panel de micro-datos, señala que, para el Reino Unido, los encuestados declaran que la mayor parte del HEW se ha destinado a realizar mejoras en la vivienda y en mucha menor medida al consumo, por lo que, de acuerdo con este autor, el aumento de los precios de la vivienda, y el consiguiente aumento de su valor como garantía o colateral, habría tenido un mayor impacto sobre la inversión residencial que sobre el consumo⁹. No obstante, en su definición del HEW, el Banco de Inglaterra excluye las mejoras en la vivienda (véase la nota a pie número 8), por lo que consideramos que esta variable, cuya evolución se muestra en el gráfico 2, podría ser importante para explicar la respuesta del gasto en consumo de las familias británicas ante variaciones en su riqueza inmobiliaria.

⁸ El Banco de Inglaterra define el HEW como el nuevo endeudamiento garantizado mediante bienes inmuebles que no es invertido en el mercado inmobiliario (esto es, que no se usa para la compra de otra vivienda o para mejoras en la vivienda que se emplea como garantía), por lo que representa fondos adicionales disponibles para la reinversión o la financiación del gasto en consumo.

⁹ Otros estudios consideran que la correlación positiva observada entre el consumo y el HEW en los últimos años en algunas economías no implica una relación de causalidad entre dichas variables sino que refleja el hecho de que ambas variables están influidas por factores comunes (véase, por ejemplo, Klyuev y Mills, 2006).

Gráfico 2: “Housing Equity Withdrawal” del Reino Unido



Fuente: Banco de Inglaterra

Otro grupo de trabajos empíricos se centra en contrastar si la propensión marginal a consumir la riqueza financiera es mayor o menor que la propensión marginal a consumir la riqueza inmobiliaria. Los resultados obtenidos no son concluyentes. Así, por ejemplo, Catte *et al.* (2004), Pacheco y Martins Barata (2005), Rapach y Strauss (2006) o Pichette (2007), entre otros, encuentran que el efecto riqueza inmobiliaria es mayor que el efecto riqueza financiera, mientras que Bassanetti y Zollino (2008), Aaron *et al.* (2007), O'Donnell (2007) o Dvornak y Kohler (2007) obtienen lo contrario. Aparte de las consideraciones que hay que hacer sobre las diferentes metodologías y los períodos muestrales que se emplean, los resultados parecen depender de las características que presentan los mercados financieros de los diferentes países, en particular de su nivel de desregulación. Si nos centramos en las estimaciones obtenidas para el Reino Unido, la disparidad de resultados se pone también de manifiesto: mientras Boone y Girouard (2002) encuentran que los valores de la elasticidad del consumo respecto de las riquezas inmobiliaria y financiera son bastante similares, Catte *et al.* (2004) hallan un valor menor para el efecto de la riqueza financiera que para la inmobiliaria. Carroll *et al.* (2006), desde un enfoque distinto, obtienen estos mismos resultados. Estos autores consideran la existencia de persistencia en los hábitos de consumo a la hora de calcular la propensión marginal a consumir a largo plazo respecto de las riquezas financiera e inmobiliaria. Los valores estimados para el Reino Unido son 3,71 céntimos por dólar para la riqueza financiera y 6,95 céntimos por dólar en el caso de la riqueza inmobiliaria.

Aunque en el conocido artículo de Lettau y Ludvigson (2004) no se diferencia entre riqueza financiera e inmobiliaria, tanto la metodología empleada como los resultados obtenidos cuestionan los trabajos mencionados

previamente. Estos autores concluyen que la propensión marginal al consumo con cargo a la riqueza es mucho menor de lo estimado en dichos trabajos puesto que en éstos no se tiene en cuenta el carácter permanente (tendencia) o transitorio (ciclo) de las perturbaciones. Su argumento es que dado que sólo los componentes permanentes de la riqueza (y de la renta) generan efectos sobre el consumo, y dado que la mayor parte de las variaciones en la riqueza durante el período analizado se deben a componentes cíclicos que no guardan una relación estable con el consumo agregado, no cabe esperar un efecto riqueza apreciable sobre el consumo¹⁰.

Recientemente, Sousa (2008) replantea la idea propuesta por Lettau y Ludvigson (2004) teniendo en cuenta tanto la riqueza financiera como la inmobiliaria, estimando el modelo para la economía del Reino Unido. Sousa propone una nueva variable, similar a la *wcy* del artículo de Lettau y Ludvigson, que denomina *dcay*, ya que considera la riqueza desagregada en vez de la agregada¹¹. En este caso, la evidencia empírica muestra que el valor estimado de la elasticidad del consumo a largo plazo respecto de la riqueza financiera es más de cuatro veces el de la riqueza inmobiliaria (0,17 frente a 0,04).

3. LAS ASIMETRÍAS EN LA RESPUESTA DEL CONSUMO

Recientemente, la literatura económica ha dado un paso adelante en el análisis del efecto riqueza ya que diversos autores han planteado la posible existencia de asimetrías en la respuesta del consumo ante shocks en la riqueza. El supuesto tradicional es que el consumo reacciona de forma similar ante los shocks positivos y negativos, pero algunos resultados empíricos, como los de Donihue y Avramenko (2007) o los de Apergis y Miller (2006) parecen cuestionar tal supuesto¹². Esta nueva línea de investigación se fundamenta teóricamente en argumentos tanto macroeconómicos como microeconómicos.

Desde una perspectiva microeconómica, se propone la idea de la *aversión a la pérdida* para explicar por qué los consumidores reaccionan más rápidamente ante caídas en la riqueza que ante subidas equivalentes. La función de utilidad que correspondería a este comportamiento sería estrictamente cóncava para las ganancias de riqueza y estrictamente convexa para las pérdidas. Este es uno de los argumentos que proponen Shirvani y Wilbratte (2000) para fundamentar el desigual efecto que tiene la riqueza sobre el consumo según sea el signo del shock. También señalan la importancia de los impuestos, en concreto, la imposición que conllevan las ganancias de capital, factor que podría reforzar la asimetría ya que los aumentos en el consumo que se financian con la venta de activos (reales

¹⁰ Algunos trabajos recientes en esta línea son los de Chen (2006), Kishor (2007), Tse *et. al.* (2007) o Koop *et. al.* (2008).

¹¹ Esta misma línea de investigación la encontramos en el trabajo de Aono e Iwaisako (2008) para el caso japonés.

¹² En ambos casos se contrasta el caso de EE.UU.

o financieros) estarían sometidos al pago de impuestos mientras que las disminuciones, debidas a un shock de riqueza negativo, por ejemplo, no lo estarían. Esto llevaría a efectos sobre el consumo menores ante un shock positivo de riqueza que ante uno negativo.

Desde una vertiente macroeconómica, algunos autores, como Patterson (1993), fundamentan la existencia de asimetrías en las imperfecciones de los mercados de capitales. Así, las restricciones de liquidez conectadas, por ejemplo, con el ciclo económico (Kuo and Chung, 2002), podrían ser un factor explicativo importante de las asimetrías, dado que un shock de riqueza negativo se transmitiría inmediatamente al gasto en consumo, mientras que un shock positivo, por ejemplo de la riqueza real, sería más difícil de canalizar hacia un mayor gasto en consumo de forma directa y completa si los activos no fueran muy líquidos (además de la carga impositiva asociada a su venta) o si estuviéramos en una situación de restricción en el crédito (credit crunch).

La tabla 1 resume los principales resultados de los trabajos empíricos que contrastan si hay asimetrías en las respuestas de los consumidores ante cambios en la riqueza. Como se puede observar, la mayor parte de estos trabajos estudian el caso estadounidense y se centran, en general, en la riqueza bursátil. De los resultados parece desprenderse que, para esta economía, el consumo muestra una respuesta más intensa cuando se enfrenta a shocks negativos, tal como predicen los argumentos macroeconómicos y microeconómicos anteriormente mencionados¹³. En el caso de otras economías, no es posible extraer conclusiones relevantes sobre posibles asimetrías dada la insuficiente evidencia empírica disponible. Por tanto, nuestro trabajo sobre el Reino Unido contribuye, por un lado, a llenar este vacío al centrarse en un país distinto de EE.UU. y, por otro, a aportar resultados novedosos al incluir también en el análisis la riqueza inmobiliaria¹⁴.

Tabla 1: Evidencia empírica sobre la respuesta asimétrica del consumo

	País (periodo)	Metodología econométrica	Variables	Resultados
Shirvani and Wilbratte (2000)	Alemania (1970-1996) Japón (1970-1996) EEUU (1970-1996)	Cointegración Modelo de Corrección del Error	Consumo total Cotizaciones bursátiles	Respuesta más intensa a las caídas en las cotizaciones
Stevans (2004)	EEUU (1952-1999)	Cointegración con un modelo M-TAR	Consumo total Renta disponible Riqueza neta de las familias	Respuesta más rápida a las subidas en las cotizaciones

¹³ Una excepción es el trabajo de Stevans (2004).

¹⁴ Con respecto al Reino Unido, Carruth y Dickerson (2003) encuentran asimetrías en el comportamiento de los consumidores con relación a la renta personal disponible. Aunque Sousa (2005) obtiene simetría en la respuesta de los consumidores británicos ante cambios en la riqueza, su trabajo no ha sido incluido en la evidencia empírica debido a que no hace mención ni de la metodología ni de las variables que han sido empleadas en el mismo, siendo, por otra parte, el objetivo de su trabajo diferente al nuestro.

Tabla 1 (continuación)

	País (periodo)	Metodología econométrica	Variables	Resultados
Apergis and Miller (2006)	EEUU (1957-2002)	Cointegración Modelo modificado de Corrección del Error	Capitalización bursátil (per capita) Consumo total (per capita) Renta nominal después de impuestos (per capita)	Respuesta más intensa a las caídas en las cotizaciones
Donihue and Avramenko (2007)	EEUU (1953-2005)	Cointegración con DOLS Modelo de Corrección del Error	Consumo total (per capita) Renta laboral disponible (per capita) Riqueza financiera no bursátil líquida /ilíquida (per capita) Riqueza financiera bursátil líquida /ilíquida (per capita) Activos inmobiliarios (per capita)	Respuesta más intensa a los shocks negativos en el valor de los activos bursátiles líquidos en el corto plazo. No hay evidencia de asimetrías en el largo plazo.

4. RESULTADOS EMPÍRICOS

4.1. Datos

En este trabajo empleamos datos trimestrales desestacionalizados para el Reino Unido durante el período 1971:1 a 2006:4. Todas las variables se expresan en términos per capita y están deflactadas por el deflactor del PIB (*Office for National Statistics*). Los datos de la población se han obtenido de la OCDE.

Consumo

Tomamos el consumo total a precios constantes de 2003. Los datos proceden de la *Office for National Statistics*.

Renta disponible de las familias

Los datos están expresados en términos constantes y proceden de la *Office for National Statistics*.

Riqueza total

Esta variable es el resultado de sumar la riqueza financiera neta con la riqueza inmobiliaria de las familias y organizaciones sin ánimo de lucro.

Riqueza financiera neta

La riqueza financiera se ha obtenido de la *Office for National Statistics*, restando de los activos financieros totales los pasivos totales. Puesto que la serie de riqueza financiera así calculada empezaba en 1987, la hemos extendido hacia atrás hasta 1971: 1 utilizando la tasa de crecimiento de la capitalización bursátil, dado que ambas series están muy correlacionadas. La capitalización bursátil anual se ha obtenido de la Federación de Bolsas Europeas (*Federation*

of *European Securities Exchanges*). Para construir la variable trimestral desde 1970:1 a 1992:4 hemos empleado la variable trimestral del Índice FT 30. Éste es un índice bursátil que está compuesto por la evolución de las cotizaciones de treinta de las principales sociedades cotizadas en el Reino Unido, procedentes de diversos sectores. Esta serie se ha obtenido de la base de datos Ecwin.

Riqueza inmobiliaria

Utilizamos como proxy el stock de capital en viviendas neto, variable que con periodicidad anual ofrece la *Office for National Statistics*. La variable trimestral se construye empleando un índice de precios reales de la vivienda que proporciona el *Bank for International Settlements* (BIS).

4.2. Contraste de cointegración con ajuste asimétrico mediante un modelo M-TAR

Para contrastar la existencia de cointegración entre el consumo, la renta y la riqueza permitiendo que exista un ajuste asimétrico de las desviaciones de la relación de largo plazo, en primer lugar estimamos la siguiente relación de equilibrio:

$$\ln c_t = \alpha + \beta_1 \ln y_t + \beta_2 \ln w_{t-1} + u_t \quad [1]$$

donde c_t representa el consumo total, y_t la renta disponible y w_{t-1} la riqueza total de los hogares al final del periodo previo. Todas las variables están expresadas en términos reales per capita.

Después, siguiendo a Stevans, estimamos el siguiente modelo M-TAR a partir de los residuos \hat{u}_t obtenidos en [1]:

$$\Delta \hat{u}_t = I_t \rho_1 \hat{u}_{t-1} + (1 - I_t) \rho_2 \hat{u}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta \hat{u}_{t-1} + \varepsilon_t \quad [2]$$

definiendo la función indicador como:

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{si } \Delta w_{financiera_{t-1}} \geq 0 \\ 0 & \text{si } \Delta w_{financiera_{t-1}} < 0 \end{cases} \quad [3]$$

donde $w_{financiera}$ es la riqueza financiera neta de los hogares.

En este modelo M-TAR el ajuste se produce a través de $\rho_1 \hat{u}_{t-1}$ si tiene lugar un incremento en la riqueza financiera, es decir, si $\Delta w_{financiera_{t-1}} \geq 0$, y a través de $\rho_2 \hat{u}_{t-1}$ si se produce una caída, es decir, si $\Delta w_{financiera_{t-1}} < 0$. Nuestro objetivo es contrastar si un aumento en la riqueza financiera provoca un ajuste diferente hacia la relación de largo plazo del que sucedería si se redujera. Así, por ejemplo, si $|\rho_1| > |\rho_2|$ el ajuste sería más rápido ante aumentos de la riqueza financiera.

A diferencia de Stevans (2004), que sólo incluye en su análisis la riqueza financiera, en este trabajo analizamos también el posible ajuste asimétrico derivado de un aumento o disminución de la riqueza inmobiliaria. Para ello estimamos [2] empleando la siguiente función indicador:

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{si } \Delta winmobiliaria_{t-1} \geq 0 \\ 0 & \text{si } \Delta winmobiliaria_{t-1} < 0 \end{cases} \quad [4]$$

donde *winmobiliaria* representa la riqueza inmobiliaria de los hogares. En este caso, el ajuste se produce a través de $\rho_1 \hat{u}_{t-1}$ si aumenta dicha riqueza y a través de $\rho_2 \hat{u}_{t-1}$ si disminuye¹⁵.

Si las series de consumo, renta y riqueza no estuvieran cointegradas entonces $\rho_1 = \rho_2 = 0$. Por tanto, si rechazamos la hipótesis nula $H_0 : \rho_1 = \rho_2 = 0$, podemos decir que estas variables están cointegradas. La distribución del estadístico F para contrastar esta hipótesis, F_C , no sigue una distribución estándar, por lo que tiene que ser simulada. Los valores críticos dependen del tamaño muestral, del número de variables presentes en la relación de cointegración y del número de retardos considerados en el proceso de ajuste.

Una vez que la hipótesis nula de no cointegración ha sido rechazada, la hipótesis de ajuste simétrico $H_0 : \rho_1 = \rho_2$ versus ajuste asimétrico puede ser contrastada usando un estadístico F, F_A , que sigue una distribución estándar.

Si estimamos el valor del umbral (*threshold*) en lugar de fijarlo en cero, tendríamos un modelo M-TAR *consistente* en el que las funciones indicador [3] y [4] adoptan la forma:

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{si } \Delta wfinanciera_{t-1} \geq \tau \\ 0 & \text{si } \Delta wfinanciera_{t-1} < \tau \end{cases} \quad [5]$$

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{si } \Delta winmobiliaria_{t-1} \geq \tau \\ 0 & \text{si } \Delta winmobiliaria_{t-1} < \tau \end{cases} \quad [6]$$

Al fijar el umbral en cero analizamos cómo es el ajuste hacia el equilibrio tras un aumento o disminución de la riqueza (financiera o inmobiliaria), mientras que al estimar el umbral τ estudiamos cómo es el ajuste cuando el aumento de la riqueza está por encima o por debajo del valor del umbral estimado. Puesto que el ajuste hacia el

¹⁵ Enders and Siklos (2001) definen la función indicador de un modo diferente. En concreto:

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{if } \Delta \hat{u}_{t-1} \geq 0 \\ 0 & \text{if } \Delta \hat{u}_{t-1} < 0 \end{cases}$$

Sin embargo, la principal ventaja de la metodología propuesta por Stevans (2004) es que permite aislar los efectos de los cambios en la riqueza sobre el consumo, así como considerar distintos shocks de riqueza, algo que no es posible con la metodología de Enders y Siklos (2001). Téngase en cuenta que, en nuestro caso, tanto *wfinanciera*_{t-1} como *winmobiliaria*_{t-1} son una función de los datos puesto que son componentes de la riqueza w_{t-1} .

equilibrio que tendría lugar cuando la riqueza aumentara o disminuyera podría ser diferente al que se produciría cuando la riqueza aumentara más o menos del 5%, por ejemplo, los resultados obtenidos con el modelo M-TAR podrían ser distintos de los obtenidos con el M-TAR *consistente*.

Para estimar el umbral consistentemente empleamos la metodología propuesta por Chan (1993). Los datos de las series $\Delta w_{financiera_{t-1}}$ y $\Delta w_{inmobiliaria_{t-1}}$ se ordenan ascendentemente excluyendo el 15% de las observaciones superiores e inferiores. Después, se estima la ecuación [2] para cada valor posible del umbral empleando [5] como función indicador para la riqueza financiera y [6] para la inmobiliaria. El modelo con la menor suma de los residuos al cuadrado nos proporciona el estimador consistente del umbral, $\hat{\tau}$.

Para que el modelo M-TAR esté bien especificado, se requiere de la existencia de una única relación de cointegración entre las variables objeto de estudio. Para analizar el número de relaciones de cointegración hemos utilizado el test de la traza propuesto por Johansen (1995). Previamente, hemos aplicado diferentes tests de raíces unitarias a las series de consumo, renta y riqueza. En las tablas 2 y 3 se ofrecen los resultados de los tests ADF y de los propuestos por Elliot *et al.* (1996) y Ng y Perron (2001). Puede comprobarse que no es posible rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria¹⁶.

Tabla 2. Tests de raíces unitarias ADF y Elliott-Rothenberg-Stock (ERS)

	ADF			ERS	
	[1]	[2]	[3]	P_T^μ	P_T^τ
$\ln c_t$	0,096	-1,977	2,916	418,64	24,112
$\ln y_t$	-0,712	-2,052	2,786	826,384	9,721
$\ln w_{t-1}$	-0,633	-2,150	1,547	51,694	19,773
$\ln w_{financiera_{t-1}}$	-0,759	-2,907	0,666	12,669	29,625
$\ln w_{inmobiliaria_{t-1}}$	-0,295	-2,182	1,791	909,937	20,779

Notas: El test ADF [1] incluye una constante, [2] una constante y tendencia, y [3] ni constante ni tendencia. El test ERS P_T^μ incluye una constante y P_T^τ una constante y tendencia; los valores críticos de los tests ERS provienen de Elliot *et al.* (1996, tabla 1). El número de retardos se ha elegido de acuerdo con el criterio de información Akaike modificado, con $k_{\max} = \text{int}(12(T/100)^{1/4}) = 13$.

¹⁶ En todos los casos, el número de retardos utilizado se ha elegido de acuerdo con el criterio de información Akaike modificado. Ng y Perron (2001) proponen el uso de este criterio puesto que los criterios de información que habitualmente se emplean tienden a seleccionar un número pequeño de retardos, lo que resulta inapropiado cuando los errores contienen una *moving-average root* próxima a -1.

Tabla 3. Tests de raíces unitarias Ng-Perron

	MZ_{α}^{GLS}	MZ_t^{GLS}	MSB^{GLS}	MP_T^{GLS}
$\ln c_t$	1,555	2,0948	1,346	135,030
	-4,086	-1,421	0,347	22,211
$\ln y_t$	1,362	2,213	1,625	186,372
	-9,651	-2,109	0,218	9,828
$\ln w_{t-1}$	0,581	0,457	0,786	42,235
	-8,201	-2,021	0,246	11,121
$\ln w_{financiera,t-1}$	-1,526	-0,665	0,435	12,222
	-5,934	-1,712	0,288	15,345
$\ln w_{inmobiliaria,t-1}$	0,664	0,556	0,837	47,801
	-3,415	-1,171	0,342	24,262

Notas: Los valores críticos se han obtenido de Ng y Perron (2001, tabla 1). En la primera fila los tests incluyen una constante y en la segunda una constante y tendencia. El número de retardos se ha elegido de acuerdo con el criterio de información Akaike modificado, con $k_{\max} = \text{int}(12(T/100)^{1/4}) = 13$.

La tabla 4 muestra los tests de la traza a los que se han aplicado las correcciones de Barlett para evitar los posibles sesgos derivados de muestras pequeñas (véase Johansen, 2002). Puesto que las series parecen mostrar tendencia, los resultados se proporcionan para el modelo que considera tendencia restringida al vector de cointegración y para el modelo con constante no restringida y sin tendencia en el vector de cointegración (es decir, el modelo que supone que las tendencias se cancelan en la relación de largo plazo). De acuerdo con los criterios de información, el número de retardos seleccionados es tres.

Tabla 4. Determinación del rango de cointegración del sistema $[\ln c_t, \ln y_t, \ln w_{t-1}]$

Tendencia restringida a la relación de cointegración			
r	$p - r$	Test de la Traza*	CV95
0	3	45,706**	42,770
1	2	15,719	25,731
2	1	5,704	12,448
Constante no restringida, no tendencia en la relación de cointegración			
r	$p - r$	Test de la Traza*	CV95
0	3	29,340	29,804
1	2	9,538	15,408
2	1	0,705	3,841

Notas: Test de la Traza* representa los valores del test de la traza después de implementar las correcciones de Barlett. CV95 representa los valores críticos del test al 5% de nivel de significación; estos valores provienen de MacKinnon *et al.* (1999). (**) indica que la hipótesis nula puede rechazarse al 5%. El número de retardos incluido es 3.

Al 5% de nivel de significación, no puede rechazarse la existencia de una única relación de cointegración en el primer modelo; sin embargo, no puede rechazarse la nula de no cointegración ($r = 0$) en el segundo¹⁷. En este último caso, nuestros resultados coinciden con los obtenidos por Stevans (2004) y Donihue y Avramenko (2007), quienes rechazan la existencia de cointegración entre el consumo, la renta y la riqueza¹⁸. En cambio, Ludvigson y Steindel (1999) y Lettau y Ludvigson (2001, 2004) sí encuentran una relación de largo plazo entre ellas.

El no obtener una relación de cointegración entre el consumo, la renta y la riqueza podría ser debido a que estas variables muestran un proceso de corrección del error asimétrico hacia el equilibrio de largo plazo, por las razones mencionadas en la Sección 3. Si este fuera el caso, los tests estándar de cointegración estarían mal especificados. La consideración de esta posibilidad justifica la estimación de un modelo M-TAR para analizar la existencia de cointegración entre las variables. Para ello, como ya hemos señalado, primero estimaremos la relación de equilibrio [1] entre el consumo, la renta disponible y la riqueza, para lo que aplicaremos la metodología denominada *Fully Modified Ordinary Least Squares* (FMOLS) propuesta por Phillips y Hansen (1990) con el objetivo de corregir los efectos causados por la posible endogeneidad de las variables. La tabla 5 muestra los parámetros estimados de dicha relación¹⁹. Puede observarse que la elasticidad estimada de la riqueza es 0,082, con lo que la propensión marginal del consumo tendría un valor de 0,06, similar al obtenido en otros estudios empíricos²⁰.

Tabla 5. Parámetros estimados de la relación de largo plazo $\ln c_t = \alpha + \beta_1 \ln y_t + \beta_2 \ln w_{t-1} + u_t$ empleando la metodología de Phillips y Hansen (1990)

Variable	Coefficiente	Estadístico t
constante	0,545	2,808
$\ln Y_t$	0,807	11,571
$\ln W_{t-1}$	0,082	2,150

A partir de los residuos obtenidos al estimar la relación de largo plazo [1], estimaremos, en primer lugar, el modelo M-TAR [2], utilizando [3] y [4] como funciones indicador. Es decir, en [3] empleamos los cambios en la

¹⁷ Para analizar si los resultados son robustos si utilizamos un número diferente de retardos q , hemos calculado los tests de la traza para q_i , $i = 1, \dots, 4$. En todos los casos no podemos rechazar la existencia de una única relación de cointegración cuando consideramos una tendencia restringida al vector de cointegración. Por lo que respecta al modelo sin tendencia, los resultados son: con 4 y 3 retardos no existe cointegración; con 2 retardos no puede rechazarse la existencia de dos relaciones; y con 1 retardo no puede rechazarse que haya una única relación.

¹⁸ Donihue y Avramenko (2007) no obtienen cointegración usando la riqueza total neta, pero sí al desagregar la riqueza en función de la liquidez de los activos que la componen. Stevans (2004) no encuentra cointegración cuando aplica la metodología de Johansen pero sí cuando emplea un M-TAR que permite el ajuste asimétrico.

¹⁹ Estos son los resultados obtenidos sin incluir tendencia en la relación de largo plazo puesto que no resultaba significativa.

²⁰ Catte *et al.* (2004) obtienen para el Reino Unido una propensión marginal a consumir la riqueza inmobiliaria en el corto plazo de 0,08 y en el caso de la financiera de 0,03. Los valores de largo plazo que encuentran son, respectivamente, 0,07 y 0,04. Ludwick y Slok (2004) encuentran resultados similares para las economías cuyo sistema financiero es calificado como ‘basado en el mercado’ en contraposición a las economías con sistemas financieros ‘basados en la banca’.

riqueza financiera para construir la función indicador, mientras que en [4] empleamos los cambios producidos en la riqueza inmobiliaria. En ambos casos, el criterio AIC selecciona un modelo con un cambio retardado mientras que el criterio BIC indica un modelo sin retardos. Como hemos señalado anteriormente, el estadístico F_C empleado para contrastar la hipótesis nula de no cointegración $H_0 : \rho_1 = \rho_2 = 0$ no sigue una distribución estándar, por lo que hemos simulado sus valores críticos para nuestro tamaño muestral $T=147$ y tres variables mediante un experimento de Monte Carlo generado con 20.000 procesos aleatorios²¹. Dichos valores críticos se ofrecen en la tabla 6. Los parámetros estimados de los modelos M-TAR y los estadísticos F_C y F_A se muestran en la tabla 7.

Tabla 6. Distribución F no estándar para $T=147$

0 retardos			1 retardo		
0,10	0,05	0,01	0,10	0,05	0,01
6,686	7,822	10,327	6,711	7,857	10,408

Tabla 7. Estimación del modelo M-TAR

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{si } \Delta w_{financiera_{t-1}} \geq 0 \\ 0 & \text{si } \Delta w_{financiera_{t-1}} < 0 \end{cases}$$

Variable	Coficiente	Estadístico t	Probabilidad
1 retardo			
$I_1 \cdot \hat{u}_{t-1}$	-0,070	-0,991	0,323
$(1-I_1) \cdot \hat{u}_{t-1}$	-0,360	-4,180	0,000
$\Delta \hat{u}_{t-1}$	-0,216	-2,681	0,008
AIC	-469,818		
BIC	-460,908		
Estadístico F_C , ($\rho_1 = \rho_2 = 0$)	8,985**		
Estadístico F_A , ($\rho_1 = \rho_2$)	7,257		0,007
0 retardos			
$I_1 \cdot \hat{u}_{t-1}$	-0,118	-1,708	0,089
$(1-I_1) \cdot \hat{u}_{t-1}$	-0,419	-4,925	0,000
AIC	-467,520		
BIC	-461,566		
Estadístico F_C , ($\rho_1 = \rho_2 = 0$)	13,590***		
Estadístico F_A , ($\rho_1 = \rho_2$)	7,556		0,006

²¹ Esta simulación se basa en la realizada por Stevans (2004), pero fijando el valor del umbral en cero.

Tabla 7 (continuación)

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{si } \Delta \text{winmobiliaria}_{t-1} \geq 0 \\ 0 & \text{si } \Delta \text{winmobiliaria}_{t-1} < 0 \end{cases}$$

Variable	Coefficiente	Estadístico t	Probabilidad
1 retardo			
$I_1 \cdot \hat{u}_{t-1}$	-0,224	-2,960	0,003
$(1-I_1) \cdot \hat{u}_{t-1}$	-0,136	-1,604	0,110
$\Delta \hat{u}_{t-1}$	-0,211	-2,544	0,012
AIC	-463,232		
BIC	-454,322		
Estadístico F_C , ($\rho_1 = \rho_2 = 0$)	5,431		
Estadístico F_A , ($\rho_1 = \rho_2$)	0,630		0,428
0 retardos			
$I_1 \cdot \hat{u}_{t-1}$	-0,286	-4,005	0,000
$(1-I_1) \cdot \hat{u}_{t-1}$	-0,168	-1,965	0,051
AIC	-461,187		
BIC	-455,234		
Estadístico F_C , ($\rho_1 = \rho_2 = 0$)	9,954**		
Estadístico F_A , ($\rho_1 = \rho_2$)	1,122		0,291

Notas: El estadístico F_C contrasta la hipótesis nula de no cointegración, ($\rho_1 = \rho_2 = 0$); (***) y (**) indican que la hipótesis nula de no cointegración puede rechazarse para niveles de significación del 1% y 5%, respectivamente. Los valores críticos han sido simulados para tres variables y nuestro tamaño muestral y se muestran en la tabla 6. El estadístico F_A contrasta la hipótesis nula de ajuste simétrico, ($\rho_1 = \rho_2$).

Puede comprobarse que, en el caso de la riqueza financiera, tanto para el modelo con un retardo como para el de cero retardos, el valor de F_C es mayor que el valor crítico simulado, por lo que la no cointegración entre las variables puede rechazarse al 1%, para el modelo con cero retardos, y al 5% para el modelo con un retardo. Este resultado confirma la existencia de un efecto riqueza. Por otra parte, el estadístico F_A rechaza la hipótesis nula $H_0 : \rho_1 = \rho_2$ en los dos modelos considerados, por lo que el ajuste cuando aumenta la riqueza financiera es estadísticamente diferente del ajuste cuando ésta se reduce. En consecuencia, el ajuste es asimétrico.

Los resultados son diferentes en el caso de la riqueza inmobiliaria. En el modelo con un retardo, el estadístico F_C no permite rechazar la nula de no cointegración; sin embargo, con cero retardos, esta hipótesis puede rechazarse al 5%. Pero puesto que el estadístico F_A no rechaza $H_0 : \rho_1 = \rho_2$, podemos concluir que, en el caso de la riqueza inmobiliaria, el ajuste hacia la relación de largo plazo es simétrico²².

La tabla 8 muestra los resultados de los modelos M-TAR *consistentes*, empleando las funciones indicador [5] y [6] para la riqueza financiera e inmobiliaria, respectivamente. Una vez más, el criterio AIC selecciona el modelo

²² Para analizar si los resultados obtenidos dependen de la definición de consumo empleada, hemos estimado también los modelos utilizando como variable dependiente el consumo no duradero en lugar del consumo total. Los resultados obtenidos son muy similares y están disponibles si se desea.

con un cambio retardado mientras que el BIC selecciona un modelo sin retardos, tanto para la riqueza financiera como para la inmobiliaria.

El umbral estimado no depende del número de retardos incluido en el modelo. Para el cambio producido en la riqueza financiera en el trimestre anterior adopta el valor de 0,856%, mientras que para el cambio en la riqueza inmobiliaria es el 1,939%. Los resultados en el caso de la riqueza financiera son bastante similares a los obtenidos con el modelo M-TAR puesto que, de nuevo, tanto la hipótesis nula de no cointegración como la de ajuste simétrico pueden ser rechazadas. Además, al igual que en el M-TAR, los valores estimados de ρ_2 son, en valor absoluto, mayores que los de ρ_1 , aunque estos últimos no son significativamente distintos de cero.

Sin embargo, las estimaciones del M-TAR *consistente* para la riqueza inmobiliaria son bastante diferentes de las obtenidas con el modelo M-TAR. De hecho, el estadístico F_C rechaza la hipótesis nula de no cointegración tanto para el modelo con un retardo como para el de cero. Además, la nula $H_0 : \rho_1 = \rho_2$ también puede rechazarse al 1%. Por tanto, mientras que el ajuste hacia la relación de largo plazo ante cambios en la riqueza inmobiliaria es simétrico cuando el umbral se fija en cero, es asimétrico cuando se establece en 1,939%. En el caso del modelo con cero retardos, puede comprobarse que tanto ρ_1 como ρ_2 son significativamente distintos de cero y, al contrario de lo que sucede en el caso de la riqueza financiera, $|\rho_1| > |\rho_2|$, por lo que la velocidad de ajuste es mayor cuando los cambios producidos en la riqueza inmobiliaria superan el valor del umbral.

Tabla 8. Modelos M-TAR *consistentes*

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{si } \Delta w_{financiera_{t-1}} \geq \tau \\ 0 & \text{si } \Delta w_{financiera_{t-1}} < \tau \end{cases}$$

Variable	Coefficiente	Estadístico t	Probabilidad
1 retardo			
Umbral estimado, $\hat{\tau}$	0,00856		
$I_1 \cdot \hat{u}_{t-1}$	-0,061	-0,847	0,397
$(1-I_1) \cdot \hat{u}_{t-1}$	-0,356	-4,252	0,000
$\Delta \hat{u}_{t-1}$	-0,219	-2,722	0,007
AIC	-470,197		
BIC	-461,288		
Estadístico F_C , ($\rho_1 = \rho_2 = 0$)	9,194**		
Estadístico F_A , ($\rho_1 = \rho_2$)	7,649		0,006
0 retardos			
Umbral estimado, $\hat{\tau}$	0,00856		
$I_1 \cdot \hat{u}_{t-1}$	-0,111	-1,582	0,115
$(1-I_1) \cdot \hat{u}_{t-1}$	-0,413	-4,988	0,000
AIC	-467,697		
BIC	-461,744		
Estadístico F_C , ($\rho_1 = \rho_2 = 0$)	13,694***		
Estadístico F_A , ($\rho_1 = \rho_2$)	7,743		0,006

Tabla 8 (continuación)

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{si } \Delta \text{winmobi}l\text{aria}_{t-1} \geq \tau \\ 0 & \text{si } \Delta \text{winmobi}l\text{aria}_{t-1} < \tau \end{cases}$$

Variable	Coefficiente	Estadístico t	Probabilidad
1 retardo			
Umbral estimado, $\hat{\tau}$	0,01939		
$I_1 \cdot \hat{u}_{t-1}$	-0,6000	-5,245	0,000
$(1 - I_1) \cdot \hat{u}_{t-1}$	-0,085	-1,422	0,157
$\Delta \hat{u}_{t-1}$	-0,156	-1,965	0,051
AIC	-479,046		
BIC	-470,137		
Estadístico F_C , ($\rho_1 = \rho_2 = 0$)	14,245***		
Estadístico F_A , ($\rho_1 = \rho_2$)	17,071		0,000
0 retardos			
Umbral estimado, $\hat{\tau}$	0,01939		
$I_1 \cdot \hat{u}_{t-1}$	-0,645	-6,007	0,000
$(1 - I_1) \cdot \hat{u}_{t-1}$	-0,114	-1,935	0,054
AIC	-477,924		
BIC	-471,971		
Estadístico F_C , ($\rho_1 = \rho_2 = 0$)	19,920***		
Estadístico F_A , ($\rho_1 = \rho_2$)	18,759		0,000

Notas: El estadístico F_C contrasta la hipótesis nula de no cointegración, ($\rho_1 = \rho_2 = 0$); (***) y (**) indican que la hipótesis nula de no cointegración puede rechazarse para niveles de significación del 1% y 5%, respectivamente. Los valores críticos provienen de Wane *et al.* (2004), tabla 3 para el modelo con un retardo y de Stevans (2004), tabla 2, para el modelo con cero retardos. El estadístico F_A contrasta la hipótesis nula de ajuste simétrico, ($\rho_1 = \rho_2$).

4.3. Análisis del comportamiento de corto plazo

Como muestran tanto el criterio de información AIC como el BIC (ofrecidos en las tablas 7 y 8), los modelos M-TAR *consistentes* se ajustan mejor a los datos de lo que lo hacen los modelos M-TAR. Por esta razón, en la tabla 9 sólo se muestra el mecanismo de corrección del error (MCE) obtenido para los M-TAR *consistentes*²³. Este mecanismo indica cómo los hogares del Reino Unido ajustan su consumo al nuevo nivel objetivo tras un cambio en su riqueza. Cuando la riqueza financiera aumenta más que el valor estimado para el umbral (0,00856), un error negativo de un 1 por ciento en el consumo en el trimestre previo conduce a un incremento del 0,067 por ciento en la tasa de crecimiento del consumo (si bien el estadístico t no es significativo). Sin embargo, cuando se reduce la riqueza financiera (o aumenta menos del valor del umbral) el ajuste es más rápido, puesto que un error positivo del 1 por ciento en el consumo en el trimestre previo conduce a un 0,250 por ciento de reducción en el crecimiento del consumo. Todo lo contrario sucede en el caso de la riqueza inmobiliaria; los hogares del Reino Unido ajustan su

²³ Tanto el criterio AIC como el BIC sugieren que el MCE sea estimado con cero retardos. Los resultados son muy similares cuando se incluye un retardo.

gasto más rápidamente cuando tiene lugar un incremento inesperado en la riqueza inmobiliaria que cuando se produce una reducción inesperada de la misma.

Tabla 9. Mecanismo de corrección del error para el modelo M-TAR consistente

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{si } \Delta w_{financiera_{t-1}} \geq 0.00856 \\ 0 & \text{si } \Delta w_{financiera_{t-1}} < 0.00856 \end{cases}$$

$$\Delta c_t = 0.006 - 0.067 I_t \hat{u}_{t-1} - 0.250(1 - I_t) \hat{u}_{t-1} + \psi_{1t}$$

(6.794) (-1.474) (-4.645)

$$\Delta y_t = 0.005 + 0.055 I_t \hat{u}_{t-1} + 0.25(1 - I_t) \hat{u}_{t-1} + \psi_{2t}$$

(4.293) (0.838) (3.222)

$$\Delta w_{t-1} = 0.008 - 0.089 I_t \hat{u}_{t-1} - 0.383(1 - I_t) \hat{u}_{t-1} + \psi_{3t}$$

(1.867) (-0.404) (-1.459)

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{si } \Delta w_{inmobiliaria_{t-1}} \geq 0.01939 \\ 0 & \text{si } \Delta w_{inmobiliaria_{t-1}} < 0.01939 \end{cases}$$

$$\Delta c_t = 0.005 - 0.308 I_t \hat{u}_{t-1} - 0.094(1 - I_t) \hat{u}_{t-1} + v_{1t}$$

(6.450) (-4.324) (-2.396)

$$\Delta y_t = 0.006 + 0.440 I_t \hat{u}_{t-1} + 0.045(1 - I_t) \hat{u}_{t-1} + v_{2t}$$

(4.867) (4.375) (0.827)

$$\Delta w_{t-1} = 0.007 - 0.233 I_t \hat{u}_{t-1} - 0.206(1 - I_t) \hat{u}_{t-1} + v_{3t}$$

(1.726) (-0.668) (-1.075)

Nota: el estadístico t se muestra entre paréntesis.

Por tanto, nuestros resultados muestran que ante shocks negativos en la riqueza financiera el consumo responde de forma más rápida que ante shocks positivos (de hecho, en este caso la respuesta del consumo no es significativa). Una de las razones que explican este comportamiento de los consumidores podría encontrarse en el efecto que una caída en los precios bursátiles tiene sobre la liquidez del mercado. Cuando los precios bursátiles caen, la incertidumbre del mercado aumenta. Este hecho hace que a los prestamistas les sea más difícil distinguir la calidad (buena o mala) de los prestatarios. El problema de selección adversa que se genera endurece las restricciones crediticias, lo que intensifica el ajuste en el consumo. A su vez, debido a la volatilidad de los precios de los activos financieros, y suponiendo el comportamiento de aversión a la pérdida al que nos hemos referido en la Sección 3, los consumidores reaccionarán de una forma más intensa ante caídas en su riqueza financiera. Por último, cabría señalar cómo esta volatilidad podría también explicar que el canal indirecto del efecto riqueza, que acentúa los efectos de los *shocks* positivos, fuera menos intenso en el caso de la riqueza financiera que en el de la riqueza inmobiliaria, ya que el valor del colateral en el caso de la riqueza financiera sería más variable que en el caso de la inmobiliaria.

Con respecto a la riqueza inmobiliaria, hemos mostrado que cuando ésta crece por encima del umbral estimado, la respuesta del consumo es más rápida que cuando el crecimiento de la riqueza inmobiliaria se sitúa por debajo del valor de dicho umbral. Dada la escasez de trabajos empíricos al respecto, consideramos que estos resultados son bastante novedosos en esta área de la literatura, por lo que nos extenderemos más en su explicación.

Consideramos que un punto clave para comprender este comportamiento de las familias en el caso que estudiamos, el Reino Unido, ha sido la evolución que ha experimentado el HEW, ya que al aumentar los precios inmobiliarios los agentes han podido extraer liquidez de las viviendas, bien mediante un segundo préstamo hipotecario o bien mediante una ampliación del que inicialmente tenían, para destinarla a aumentar su consumo. Como muestra el gráfico 2, el HEW fue positivo en el Reino Unido durante la mayor parte del período 1970-2006, especialmente durante 1980-1991 y 2000-2006. Este hecho está estrechamente conectado con la tendencia que han seguido los precios inmobiliarios. Si, como señala Benito (2007), es más probable que los hogares extraigan capital de su vivienda cuanto menor sea la incertidumbre asociada a su precio, la evolución de los mismos, históricamente menos volátiles que los de los activos financieros bursátiles (véase el gráfico 1), y espectacularmente al alza durante toda la última década, podría haber reforzado el canal indirecto del efecto riqueza inmobiliaria, que sólo tiene lugar cuando hay un efecto riqueza positivo. Así, podría hablarse de un doble efecto de la riqueza inmobiliaria sobre el consumo, ya que habría un efecto directo (bien porque los agentes podrían haber vendido sus activos inmobiliarios revalorizados o bien simplemente porque éstos se sienten más ricos con el aumento de valor de dicho activo) que se reforzaría con un efecto riqueza indirecto realizado mediante el aumento de su endeudamiento (HEW). Catte *et al.* (2004), de hecho, encuentran una elevada correlación entre el nivel medio de HEW y el consumo en el Reino Unido a lo largo del período 1990-2002.

En resumen, nuestros resultados para el Reino Unido se encuentran en la línea de los hallados por Shirvani y Wilbratte (2000), Apergis y Miller (2006) y Donihue y Avramenko (2007) para otros países, donde se aprecia una respuesta más intensa del consumo ante caídas de los precios bursátiles. Con relación a la riqueza inmobiliaria, encontramos el comportamiento contrario: una intensa respuesta del consumo ante las elevaciones del precio de la vivienda.

5. CONCLUSIONES

La teoría de la renta permanente y los modelos de ciclo vital suponen la existencia de una relación entre el consumo, la renta y la riqueza que ha sido ampliamente contrastada para diferentes economías, concluyéndose la existencia tanto de un efecto renta como de un efecto riqueza sobre el consumo. En este trabajo, contrastamos la existencia de una relación de largo plazo entre consumo, renta y riqueza para el caso del Reino Unido. Nuestros resultados muestran que la elasticidad renta-consumo total es de 0,807 y la elasticidad riqueza-consumo total es 0,082, valor similar al promedio de los valores obtenidos por Catte *et al.* (2004) para el Reino Unido y Ludwick y Slock (2004) para las economías con sistemas financieros basados en el mercado.

Para analizar si el ajuste de las desviaciones de la relación de largo plazo ha sido asimétrico ante shocks en la riqueza en función del signo positivo o negativo de los mismos, hemos empleado un “Momentum Threshold Autoregressive Model” (M-TAR) propuesto por Enders y Siklos (2001), que se ha modificado, según propone Stevans (2004), para aplicarlo a un marco multivariante. Sin embargo, a diferencia de este autor, en este trabajo tenemos en consideración no sólo los efectos de los shocks en la riqueza financiera sino también los efectos de los shocks en la riqueza inmobiliaria. Los resultados obtenidos muestran que la hipótesis nula de no cointegración entre el consumo, la renta y la riqueza puede rechazarse cuando estimamos consistentemente el valor del umbral en el modelo (M-TAR *consistente*), tanto si la función indicador se construye con la riqueza financiera como si se construye con la inmobiliaria. Además, la hipótesis nula de ajuste simétrico también puede rechazarse en ambos casos.

En el corto plazo, los resultados del Mecanismo de Corrección del Error asimétrico muestran que el ajuste del consumo a su nuevo nivel objetivo ocurre cuando la riqueza financiera decrece o crece menos que el umbral estimado, pero no sucede así cuando la riqueza financiera crece por encima de ese umbral (en este caso, la respuesta del consumo no es significativa). Respecto de la riqueza inmobiliaria, las familias del Reino Unido ajustan su gasto en consumo tanto cuando su riqueza inmobiliaria crece más que el umbral estimado como cuando crece menos que éste, aunque la velocidad del ajuste es mayor en el primer caso.

Podemos argüir motivos de liquidez en los mercados financieros para explicar los ajustes asimétricos del consumo tanto en el caso de shocks en la riqueza financiera como en la inmobiliaria. Con relación a la riqueza financiera, el problema de selección adversa que surge cuando estamos ante shocks negativos de riqueza podría provocar restricciones importantes de liquidez que afectarían directamente al consumo de las familias. La explicación microeconómica podría estar conectada con la volatilidad de los precios de los activos financieros, unida al comportamiento de aversión a la pérdida de los agentes que podría ocasionar una reacción más intensa por parte de las familias ante shocks financieros de carácter negativo. En el caso de la riqueza inmobiliaria, la liquidez del mercado estaría principalmente relacionada con las innovaciones financieras acaecidas en los mercados hipotecarios. La posibilidad de obtener liquidez del mercado inmobiliario reforzaría el canal indirecto del efecto riqueza en el caso de un shock positivo de riqueza inmobiliaria. Esto es lo que muy probablemente han experimentado las familias del Reino Unido puesto que el análisis de la evolución de los precios de la vivienda durante nuestro período de análisis muestra en éstos una menor volatilidad que la asociada a los precios de los activos financieros, lo que se habría traducido en una percepción de mayor persistencia de los incrementos en la riqueza inmobiliaria que de las reducciones de la misma. Por tanto, la evolución del HEW en el Reino Unido podría

ser un importante factor explicativo de la rapidez con la que el consumo se ha ajustado ante los shocks de riqueza inmobiliarios positivos en relación con los shocks de carácter negativo, dado que el mecanismo contrario a la *extracción de liquidez* de los bienes inmuebles medida por el HEW no tiene lugar ante caídas en los precios de la vivienda.

En suma, podemos concluir que la respuesta del consumo en el Reino Unido a los shocks de riqueza ha sido asimétrica en el periodo analizado.

REFERENCIAS

- Aaron, J., Muellbauer, J. y Murphy, A. (2007), "Housing Wealth, Credit Conditions and Consumption", *Conference on Household Finances and Housing Wealth*, Banco de España, Abril 2007.
- Ando, A. y Modigliani, F. (1963), "The 'Life-Cycle' Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests", *American Economic Review* 53, pp. 55-84.
- Aono, K. e Iwaisako, T. (2008), "The Consumption-Wealth Ratio, Real Estate Wealth, and the Japanese Stock Market", *The Institute of Economic Research Discussion Paper Series*, n° 504 (Hitotsubashi University).
- Apergis, N. y Miller, S.M. (2006), "Consumption Asymmetry and the Stock Market: Empirical Evidence", *Economic Letters* 93, pp. 337-42.
- Bassanetti, A. y Zollino, F. (2008), "The Effects of Housing and Financial Wealth on Personal Consumption: Aggregate Evidence for Italian Households", in Banca d'Italia (2008), *Household Wealth in Italy*, pp. 219-49.
- Belsky, E. y Prakken, J. (2004), *Housing Wealth Effects*. (National Association of REALTORS. National Center for Real Estate Research). Available at <http://www.realtor.org/research/ncrer/rewealththeeffect>.
- Benito, A. (2007), "Housing Equity as a Buffer: Evidence from UK Households", *Bank of England Working Paper* n° 324.
- Boone, L., Giorno, C. y Richardson, P. (1998), "Stock Market Fluctuations and Consumption Behaviour: Some Recent Evidence", *OECD Economics Department Working Papers*, n° 208.
- Boone, L., Girouard, N. y Wanner, I. (2001), "Financial Market Liberalization, Wealth and Consumption," *OECD Economics Department Working Paper* No. 308.
- Boone, L. y Girouard, N. (2002), "The Stock Market, the Housing Market, and the Consumer Behaviour", *OECD Economic Studies* 35, pp.175-200.
- Bover, O. (2006), "Wealth Effects on Consumption: Microeconomic Estimates from a New Survey of Household Finances", CEPR Discussion Papers, DP5874.
- Carroll, D.C., Otsuka, M. y Slacalek, J. (2006), How Large is the Housing Wealth Effect? A New Approach", *NBER Working Papers*, n° 12746.
- Carruth, A. y Dickerson, A. (2003), "An Asymmetric Error Correction Model of UK Consumer Spending", *Applied Economics* 35, pp. 619-30.
- Case, K. E., Quigley, J. M. y Shiller, R. (2005), "Comparing Wealth Effects: The Stock Market versus the Housing Market", *Advances in Macroeconomics* 5, article 1.
- Catte, P., Girouard, N., Price, R. y André, C. (2004), "Housing Markets, Wealth, and the Business Cycle", *OECD Economics Department Working Papers*, n° 394.
- Chan, K. S. (1993), "Consistency and Limiting Distribution of the Least Squares Estimator of a Threshold Autorregressive Model", *The Annals of Statistics* 21, pp. 520-33.
- Chen, J. (2006), "Re-evaluating the Association between Housing Wealth and Aggregate Consumption: New Evidence from Sweden", *Journal of Housing Economics* 15, pp. 321-48.

- Davis, M.A. y Palumbo, M.G. (2001), “A Primer on Economics and Time Series Econometrics of Wealth Effects”, *Finance and Economics Discussion Series* 2001-09, Federal Reserve Board. (Disponible en <http://www.federalreserve.gov/pubs/feds/2001/200109/200109pap.pdf>).
- Donihue, M. y Avramenko, A. (2007), “Decomposing Consumer Wealth Effects: Evidence on the Role of Real Estate Assets Following the Wealth Cycle of 1990-2002”, *The B.E. Journal of Macroeconomics* 7, article 25.
- Dvornak, N. y Kohler, M. (2007), “Housing Wealth, Stock Market and Consumption: A Panel Analysis for Australia”, *The Economic Record* 83, pp. 117-30.
- Elliott, G., Rothenberg, T. J. y Stock, J. H. (1996), “Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root”, *Econometrica* 64, pp. 813-836.
- Enders, W. y Siklos, P. L. (2001), “Cointegration and Threshold Adjustment”, *Journal of Business and Economic Statistics* 19, pp. 166-176.
- Friedman, M. (1957), *A Theory of the Consumption Function*. Princeton: Princeton University Press.
- International Monetary Fund (2008), “The Changing Housing Cycle and the Implications for Monetary Policy”, *World Economic Outlook*, chapter 3, April.
- Johansen, S. (1995): *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. Oxford: Oxford University Press).
- Johansen, S. (2002): “A Small Sample Correction for the Test of Cointegrating Rank in the Vector Autoregressive Model”, *Econometrica* 70, pp. 1929-1961.
- Kishor, N.K. (2007), “Does Consumption Respond More to Housing Wealth Than to Financial Market Wealth? If So, Why?”, *Journal of Real Estate Finance and Economics* 35, pp. 427-48.
- Klyuev, V. y Mills, P. (2006), “Is Housing Wealth an “ATM”? The Relationship Between Household Wealth, Home Equity Withdrawal and Saving Rates”, *IMF Working Paper*, WP/06/162.
- Koop, G., Potter, S.M. y Strachan, R.W. (2008), “Re-examining the Consumption-Wealth Relationship: The Role of Model Uncertainty”, *Journal of Money, Credit, and Banking* 40, pp. 341-67.
- Kuo, B.S. y Chung, C.T. (2002), “Is Consumption Liquidity Constrained? The Asymmetric Impact from Business Cycles”, *Academia Economic Papers* 30, pp. 443-72.
- Lettau, M. y Ludvigson, S. (2001), “Consumption, Aggregate Wealth, and Expected Stock Returns”, *Journal of Finance* 56, pp. 815-49.
- Lettau, M. y Ludvigson, S. (2004), “Understanding Trend and Cycle in Asset Values: Re-evaluating the Wealth Effect on Consumption”, *American Economic Review* 94, pp. 276-99.
- Lopes de Castro, G. (2007), “The Wealth Effect on Consumption in the Portuguese Economy”, *Bank of Portugal Economic Bulletin*, winter, pp. 37-55.
- Ludvigson, S. y Steindel, C. (1999), “How Important Is the Stock Market Effect on Consumption?”, *Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review* 5, pp. 29-51.

- Ludwig, A. y Slok, T. (2004), "The Relationship between Stock Prices, House Prices and Consumption in OECD Countries", *Topics in Macroeconomics* 4, article 4.
- MacKinnon, J. G., Haug, A.A. y Michelis, L. (1999), "Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration", *Journal of Applied Econometrics* 14, pp. 563-577.
- Ng, S. y Perron, P. (2001), "Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power", *Econometrica* 69, pp. 1519-1554.
- O'Donnell, N. (2007), "Housing Wealth and Consumption", *Irish Central Bank Quarterly Bulletin* 1, pp. 119-36.
- OECD (2004), *OECD Economic Survey of United Kingdom*, Paris
- Pacheco, L. M. y Martins Barata, J. (2005), "Residential and Stock Market Effects on Consumption across Europe", *European Journal of Housing Policy* 5, pp. 255-78.
- Patterson, K.D. (1993), "The Impact of Credit Constraints, Interest rates and Housing Equity Withdrawal on the Intertemporal Pattern of Consumption. A Diagrammatic Analysis", *Scottish Journal of Political Economy* 40, pp. 391-407.
- Phillips, P.C.B. y Hansen B. (1990), Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes, *Review of Economic Studies* 57, pp. 99-125.
- Pichette, L. (2007), "Are Wealth Effects Important for Canada?", *Bank of Canada Review*, spring, pp. 29-35.
- Rapach, D. E. y Strauss, J.K. (2006), "The Long-Run Relationship Between Consumption and Housing Wealth in the Eight District States", *Federal Reserve Bank of St. Louis Regional Economic Development* 2, pp. 140-47.
- Sastre, T. y Fernández-Sánchez, J. L. (2005), "Un Modelo Empírico de las Decisiones de Gasto de las Familias Españolas", *Documentos de trabajo del Banco de España*, nº 0529.
- Shirvani, Hassan y Wilbratte, B. (2000), "Does Consumption Respond More Strongly to Stock Market Declines than to Increases?", *International Economic Journal* 14, pp. 41-49.
- Sousa, Ricardo M. (2005), "Financial Wealth, Housing Wealth, and Consumption", *International Research of Finance and Economics* 19. (Disponible en <http://www.eurjournals.com/finance.htm>).
- Sousa, Ricardo M. (2008), "Consumption, (Dis)Aggregate Wealth, and Asset Returns", *Mimeo LSE*. (Disponible en <http://ssrn.com/abstract=720182>).
- Stevens, L.K. (2004), "Aggregate Consumption Spending, the Stock Market and Asymmetric Error Correction", *Quantitative Finance* 4, pp. 191-98.
- Tse, R.Y.C., Man, K.F. y Choy, L. (2007), "The Impact of Housing and Financial Wealth on Household Consumption: Evidence from Hong Kong", *Journal of Real Estate Literature* 15, pp. 429-40.
- Wane, A., Gilbert, S. y Dibooglu, S. (2004) "Critical Values of the Empirical F-distribution for Threshold Autoregressive and Momentum Threshold Autoregressive Models", *Discussion Paper 2004-13*, Department of Economics at Southern Illinois University, Carbondale.