

PAGOS CON TARJETA, TASAS DE INTERCAMBIO Y COMISIONES DE SERVICIO: ALGUNAS IMPLICACIONES ECONÓMICAS PARA ESPAÑA (*)

Santiago CARBÓ VALVERDE
Francisco RODRÍGUEZ FERNÁNDEZ

Universidad de Granada y FUNCAS

Anthony SAUNDERS

New York University

Resumen

Durante los últimos años, ha surgido en muchos países un debate intenso sobre los efectos de las políticas de fijación de precios de los sistemas de tarjetas de pago. La determinación colectiva (sectorial) de las tasas de intercambio y de las comisiones lleva siendo durante muchos años el sistema dominante, y solamente en los últimos años algunas autoridades regulatorias han sostenido que la intervención de precios es un marco más favorable para el bienestar, tanto de los consumidores como de los comerciantes. No obstante, la mayoría de las aportaciones teóricas y empíricas sobre las tasas de intercambio (y las comisiones) parecen apuntar a que la determinación colectiva es más conveniente que la intervención regulatoria, ya que aquella impulsa las ventas de los comerciantes y promueve la determinación óptima, en términos sociales, de las comisiones cobradas a los consumidores. En este trabajo ofrecemos algunos resultados empíricos para España en el período 1999-2005, durante el cual la determinación colectiva ha sido el marco dominante para la fijación de precios. Los resultados muestran que el uso de tarjetas ha impulsado el consumo más que el consumo ha promovido el uso de tarjetas. También se muestra que las comisiones van reduciéndose con el uso de las tarjetas, y que dicha reducción es más acusada a largo plazo, cuando la adopción de éstas y su uso alcanzan niveles más altos.

Palabras clave: pagos con tarjeta, tasas de intercambio, comisiones, política de precios, antimonopolio, bienestar.

Abstract

There has been an intense debate in many countries in recent years regarding the effects of card system pricing schemes. Collective (industry) determination of interchange and merchant fees has been the dominating scheme for many years and, only recently some regulators have argued that price intervention is a superior framework for consumers and merchants welfare. However, most of the theoretical and empirical contributions on interchange (and merchant) fees seem to favour collective determination vs. regulatory intervention since the former scheme is found to promote merchant sales and to provide a socially optimal determination of fees for consumers. This study offers some empirical evidence for Spain during 1999-2005 a period when collective determination has been the dominating pricing framework. The results reveal that card use has promoted consumption to a larger extent than consumption has promoted card use. It is also shown that card fees decrease with consumption and that such a reduction is more intense in the long-run when card adoption and use are higher.

Key words: card payment, interchange fees, merchant fees, pricing, antitrust, welfare.

JEL classification: G20, L11, O33.

I. INTRODUCCIÓN

EL análisis de los aspectos competitivo y económico de las tarjetas de crédito y débito se ha convertido en una cuestión de relevancia en la mayoría de los sistemas financieros desarrollados. Con el paso del tiempo, los reguladores y las autoridades antimonopolio han aumentado la atención prestada a los sistemas electrónicos de pago, ya que su importancia relativa como mecanismo de pago ha aumentado tanto para las transacciones de los consumidores como para la economía en general. Dentro de este contexto, las tasas de intercambio —las tasas del sistema de pagos que los bancos se pagan mutuamente— son una de las cuestiones que más interés ha suscitado. En el caso de las tarjetas de crédito, por ejemplo, la tasa pagada por el banco

del comerciante al del titular de la tarjeta ha sido el centro de atención.

En algunos países, las autoridades antimonopolio sostienen que la competencia entre las redes y/o los acuerdos entre los operadores de éstas han provocado un incremento de las tasas de intercambio, un aumento de las comisiones y una tasa de crecimiento comparativamente más alta para las tasas de intercambio más elevadas. Un caso conocido concierne a los sistemas de MasterCard y Visa en los Estados Unidos, cuya tasas de intercambio aumentaron progresivamente durante la década de los noventa. Al parecer, estos mecanismos competitivos funcionaron de la siguiente manera: Visa y MasterCard subieron sus tasas de intercambio para estimular a los bancos a que emitieran sus tarjetas,

ya que tasas más altas generan más ingresos para el banco emisor. Al mismo tiempo, los bancos emplearon estos ingresos para atraer con tasas más bajas a los titulares de otros sistemas, ofreciéndoles beneficios adicionales como *reward points*. Evidentemente, el asunto va más allá, ya que los comerciantes argumentaron que la comisión del servicio (descuento) por la transferencia electrónica de fondos a través de los TPV —la comisión que los bancos cobran al comerciante por las transacciones realizadas con tarjetas de crédito en los puntos de venta— subía al mismo ritmo que las tasas de intercambio. Desde la mitad de los años noventa, la media de las comisiones cobradas a comerciantes en los Estados Unidos se ha incrementado en línea con las tasas de intercambio (1). En lo que se refiere a tarjetas de débito, existe un mecanismo competitivo similar entre los dos tipos de sistemas de tarjetas de débito: el sistema basado en un PIN y el sistema basado en la firma del cliente. El anterior opera principalmente como una red regional, mientras las transacciones de VISA y MasterCard emplean el sistema basado en firmas. Se ha constatado que las tasas de intercambio son más altas para los comerciantes que emplean el sistema basado en firmas, resultando en el hecho de que muchos bancos emisores de tarjetas se han mudado a este sistema. Consecuentemente, los sistemas basados en un PIN han incrementado su cuota de mercado durante los últimos años, alcanzando el 60 por 100 del mercado estadounidense.

Una asunto adicional en los Estados Unidos se refiere al «plan de relación» (*tie-in arrangement*) impuesto tanto por Visa como por MasterCard, mediante el cual se obliga a los comerciantes que aceptan sus tarjetas de crédito a aceptar también sus tarjetas de débito. Los comerciantes entablaron una demanda contra las redes de tarjetas de crédito —lo que llegó a llamarse el caso WalMart—, argumentando que dicha regla incumplía la legislación antimonopolio. Finalmente, en abril de 2003, se resolvió el caso; Visa y MasterCard acordaron rescindir dicha obligación, reducir las tasas de intercambio y pagar a los comerciantes la suma de 3.000 millones de dólares en concepto de daños y perjuicios.

Un desenlace similar ocurrió en Australia, donde recientemente se ha aprobado una Ley Parlamentaria con el propósito de mejorar la eficiencia, competencia y seguridad del sistema de pagos. De acuerdo con dicha Ley, el Banco Nacional de Australia (Reserve Bank of Australia) se encargará de desarrollar un modelo para reformar los sistemas de tasas de intercambio. La reforma propuesta se basa en un componente de gastos del emisor. Dicho modelo se

adoptó tras un largo período de consultas con los operadores de los sistemas, comerciantes y representantes de los consumidores. Con anterioridad a de esta reforma, la tasa de transacción media pagada al banco del titular por una transacción de 100 dólares era de 95 céntimos y, para los sistemas de tarjetas de débito, el banco del titular desembolsaba alrededor de 20 céntimos al del comerciante. Dichas diferencias llevaron a los bancos a emitir tarjetas de crédito en lugar de tarjetas de débito. Los bancos de Australia también desarrollaron planes de recompensa (con *reward points*) competitivos para inducir a sus titulares a que siguieran utilizando tarjetas de crédito. Los puntos de recompensa y, además, el crédito sin intereses que ofrecieron significó que a muchos titulares se les abonaba un 1 por 100 o más del valor para cada transacción que realizaban con una tarjeta de crédito (Reserve Bank of Australia, 2002).

El enfoque basado en costes para reformar los sistemas de tasas de intercambio se popularizó en muchos países. En Europa, la Comisión Europea (CE), después de aceptar los compromisos de Visa, dio luz verde a las tasas de intercambio transfronterizas de Visa el 24 de julio de 2002 (2). La resolución de la CE está relacionada con una tasa de intercambio internacional para tarjetas de consumo aplicable a toda la UE. La Comisión constató que había presiones al alza con respecto al nivel de las tasas de intercambio. A los comerciantes se les constreñía a aceptar tarjetas por el efecto «candado» (*lock-in effect*), ya que fueron obligados a ofrecer el servicio de pago mediante tarjeta de crédito. No obstante, la Comisión también destacó las justificaciones a favor de las tasas de intercambio basadas en la eficiencia. Dicha institución aceptó que, debido a los menores costes de negociación y de transacción, un acuerdo colectivo y «multilateral» entre bancos para fijar las tasas de intercambio (sistema de determinación colectivo) puede conducir a incrementos en la eficiencia en comparación con múltiples acuerdos bilaterales. También se reconoció que las tasas de intercambio pueden favorecer la optimización de una red para sus usuarios (comerciantes y titulares). Ya que es muy difícil estimar la utilidad marginal media de un pago con tarjeta, Visa propuso el sistema de «parámetros objetivos» (*objective benchmark*) para las tasas de intercambio, o sea, un planteamiento basado en los costes (*cost-based approach*). Dicho sistema incluye tres categorías de costes: 1) el coste por el tratamiento de transacciones; 2) el coste por la «garantía de pago», y 3) el coste por el período de cobertura financiera gratuita. Por lo tanto, la Comisión Europea no se ha involucrado en la determinación de los parámetros de costes de las tasas de intercambio

de Visa, limitándose a realizar un seguimiento de los cálculos de costes realizados por Visa y a constatar si son aceptables.

El sistema «coste más porcentaje fijo» (*cost-plus approach*) se ha aplicado en otros países, entre ellos España. En abril del 2005, el Tribunal de Defensa de la Competencia (TDC), la autoridad antimonopolio española, eligió un enfoque basado en los costes más un porcentaje fijo (*cost-plus approach*) como el método más apropiado en la resolución que dictó a la solicitud, planteada por el sistema de medios de pago español, de una autorización especial que avalase su método para determinar las tasas de intercambio. A continuación, surgió un debate intenso entre las redes de tarjetas y los emisores, por una parte, y las asociaciones de comerciantes y consumidores, por la otra. Sin embargo, se debe realizar un análisis cuidadoso acerca de los efectos probables de una determinación colectiva de tasas por los miembros del sector comparados con los efectos de un enfoque basado en los costes más un porcentaje fijo. Algunos estudios han mostrado que estas relaciones no son simples y que dependen de numerosas interacciones entre el sector de las tarjetas, los comerciantes y los consumidores. El 2 de diciembre de 2005 se llegaba, sin embargo, al «Acuerdo regulador para la fijación de las tasas de intercambio en transacciones con pago mediante tarjetas de crédito o débito» entre las entidades procesadoras de pago con tarjetas y los representantes del comercio para la reducción progresiva de las tasas de intercambio medias al 0,95 por 100 en 2006 y, progresivamente, hasta el 0,70 por 100 en 2008.

En este trabajo, se pretende ofrecer evidencia económica de los beneficios aportados por el uso de tarjetas, analizando la relación entre el uso de tarjetas y el consumo (y las ventas de los comerciantes), así como la relación entre las comisiones cobradas a los comerciantes y el consumo. La exposición se divide en cuatro apartados. Las principales aportaciones teóricas y empíricas a la economía de las tasas de intercambio y las comisiones cobradas a los comerciantes y a sus efectos en las ventas de estos últimos se repasan en el apartado II. El apartado III describe con más detalle el debate español sobre las comisiones cobradas a los comerciantes y el enfoque «coste más porcentaje fijo». El apartado IV desarrolla un modelo empírico que analiza, tanto a corto como a largo plazo, las relaciones entre el uso de tarjetas y el consumo, además de la relación entre el consumo y las comisiones cobradas a los comerciantes. El trabajo finaliza con un resumen de las conclusiones principales y sus implicaciones para la política.

II. ECONOMÍA DE LAS TASAS DE INTERCAMBIO (Y LAS COMISIONES). IMPLICACIONES ECONÓMICAS

La mayoría de las aportaciones teóricas sobre los sistemas de pago mediante tarjetas y, en particular, las tasas de intercambio son recientes. La única excepción temporal quizá sea la aportación seminal de Baxter (1983), quien mantuvo que la determinación colectiva de tasas de intercambio no puede considerarse un comportamiento anticompetitivo, porque, en condiciones de competencia perfecta entre los emisores (y adquirientes), la tasa de intercambio socialmente óptima no sería equivalente a cero. En contra de este punto de vista, otros análisis, como los realizados por Carlton y Frankel (1998), Frankel (1995), Chang y Evans (2000) y Balto (2002), identifican efectos potencialmente anticompetitivos en la determinación colectiva de las tasas de intercambio por las asociaciones de tarjetas de pago.

Aunque la determinación colectiva de las tasas de intercambio sea un asunto que preocupa a los reguladores de EE.UU., Australia y la Unión Europea, también existen varias aportaciones teóricas opuestas a la opinión de que la determinación colectiva de tasas pueda resultar en un comportamiento de cartel y conducir a la consiguiente pérdida de bienestar social. Algunas aportaciones recientes afirman que la determinación colectiva no debiera prohibirse, puesto que no está claro si las negociaciones entre emisores y adquirientes conducirán a tasas de intercambio más bajas o más altas. Gans y King (2003) y Guerin-Calvert y Ordovery (2005) repasan algunas de estas aportaciones a la literatura y comparan los efectos de la determinación colectiva con los de la intervención regulatoria. En términos generales, concluyen que en muchos países la teoría y la experiencia económica sobre las intervenciones regulatorias indican que una rigurosa regulación basada en costes es una política pública de último recurso. También aducen que sólo debería adoptarse cuando exista un reconocido fallo del mercado que no se pueda subsanar por otros medios menos intervencionistas. No consta que este tipo de fallo de mercado exista en los mercados dedicados a la provisión de tarjetas de crédito o débito. Por tanto, los supuestos de competencia son de suma importancia a este nivel. Schmalensee (2002), por su parte, analiza las tasas de intercambio entre los titulares de tarjetas y los comerciantes, suponiendo una competencia imperfecta. Su análisis no apoya la intervención de las autoridades antimonopolio con respecto a la determinación colectiva de las tasas de intercambio. El motivo principal es que las tasas de intercambio no son un precio de mercado propia-

mente dicho, sino un mecanismo de equilibrio para incrementar el valor del sistema de pagos mediante el desplazamiento de costes entre los emisores y los adquirentes y, por tanto, para desplazar los costes entre los consumidores y los comerciantes. Esta compensación entre la demanda de los titulares y la de los comerciantes se considera como un «efecto equilibrio». El modelo de Schmalensee muestra que la fijación de un precio ordinario mediante la intervención dañaría a los consumidores y reduciría el rendimiento. Por el contrario, la determinación colectiva podría maximizar tanto el rendimiento como el bienestar (mediante la maximización del valor privado del sistema para sus dueños).

Rochet y Tirole (2002) también desarrollan un modelo de un sector de tarjetas de pago con competencia imperfecta, que posibilita realizar una comparación entre las tasas de intercambio que son óptimas en términos privados y las que lo son socialmente. Un valor añadido importante de este trabajo reside en que asume que los comerciantes compiten según el modelo estándar de ubicación de Hotelling. Igual que en el modelo de Schmalensee, muestran que la propuesta de una regulación de tasas de intercambio en función de los costes se basa en un modelo erróneo y verticalmente organizado del sector de las tarjetas de pago. Una de las cuestiones principales que abordaron consiste en ¿por qué se podrían fijar las tasas de intercambio de tal manera que sus niveles óptimos sociales y privados no sean equivalentes? Rochet y Tirole sostienen que no existen incentivos en la determinación colectiva para lograr tasas de intercambio que no sean óptimas socialmente. En primer lugar, las externalidades de la red significan que debilitar el otro lado del negocio reduciría demanda desde este lado. En segundo lugar, la competencia dentro de las propias redes significa que una reducción de los costes marginales del negocio de los emisores se desplazaría, parcialmente o en su totalidad, a favor de los titulares. Y, por último, la competencia entre las redes significa que los comerciantes y/o los titulares de tarjetas pueden cambiar de proveedor cuando una red toma la decisión de incrementar sus precios.

En un trabajo ecléctico, Wright (2004) incorpora el efecto equilibrio de las tasas de intercambio mostrado por Schmalensee (2002) y los efectos de la competencia entre comerciantes que predicen Rochet y Tirole (2002). Este estudio muestra que, cuando los comerciantes compiten y los consumidores están bien informados sobre si los comerciantes aceptan o no tarjetas, la tasa que maximiza los beneficios y el bienestar coincide en un número de casos que

no son triviales. De acuerdo con estos resultados, como los encargados de formular políticas no pueden determinar hasta qué punto los emisores de tarjetas no logran internalizar el efecto de la estructura de las comisiones que cobran a los comerciantes (resultando en tasas de intercambio «demasiado altas»), deberían considerar los sistemas de tarjetas como si fueran igual que cualquier otra empresa comercial y, como en el caso de cualquier otra industria, deberían garantizar, simplemente, que el rendimiento no se limite deliberadamente a incrementos injustificados de los precios.

Además de la fijación óptima de las tasas de intercambio, existen otros motivos para que los comerciantes acepten las tarjetas de crédito. Wright (2003) muestra que, aun cuando los costes y beneficios de las tarjetas son simétricos en la red entre el lado del titular y el lado del comerciante, la tasa de intercambio socialmente óptima será positiva y que las comisiones cobradas al comerciante serán mayores que las cobradas al titular. Por lo tanto, un comerciante acepta tarjetas para atraer a los clientes de otro comerciante y goza de mayor capacidad que los consumidores de recuperar los costes. Otro argumento de peso para que los comerciantes acepten tarjetas de crédito fue aportado por Chakravorti y To (2000), que muestran que las tarjetas de crédito tienen la capacidad de desplazar de un comerciante a otro los clientes que sufren falta de liquidez en el presente y, de esta manera, se realizan ventas en el presente en lugar de tener la posibilidad de realizar ventas inciertas en el futuro. Empleando el modelo de competencia entre comerciantes de Cournot, Wright (2005) analiza, de una manera interesante, los incentivos que motivan a los comerciantes para aceptar tarjetas. El resultado principal del modelo es que los comerciantes aceptan las tarjetas sólo si haciéndolo puedan incrementar sus márgenes de beneficio. Dicho resultado es consistente, dado que las tarjetas de crédito incrementan la disposición de los consumidores a pagar. Consecuentemente, los comerciantes aceptan tarjetas de crédito para aumentar sus ventas y obtener más beneficios que los comerciantes que no las aceptan. También se muestra que la producción de la industria se ve incrementada cuando se aceptan tarjetas de crédito.

Algunas aportaciones empíricas también han mostrado que los costes de desarrollar y procesar los pagos electrónicos, tales como las tarjetas de crédito, pueden contribuir a explicar la evolución de las tasas de intercambio y las comisiones de servicio. Dichos estudios aportan evidencia que muestra que los costes (e ingresos) de las transacciones realizadas con

tarjetas no están relacionados de una manera lineal con el uso que hacen los hogares de tales medios de pago. Trabajos como el de Humphrey *et al.* (2003), para una muestra de países miembros de la Unión Europea, y el de Carbó *et al.* (2003), para España, demuestran que los costes del tratamiento de una transacción electrónica son entre el 33 y el 50 por 100 más baratos que los de una transacción basada en el papel. Por otra parte, empleando formas funcionales bastante flexibles (3), estos estudios revelan que las economías de escala asociadas a la distribución de pagos con tarjetas no son lineales. En concreto, las economías de escala de costes desaparecen a partir de un cierto nivel de transacciones de pagos y no vuelven a reaparecer hasta que se procese un volumen de pagos mucho mayor. Estos resultados también son consistentes cuando las economías de escala se evalúan a lo largo del tiempo, indicando que un alto nivel de adopción de pagos con tarjeta es necesario para lograr mejoras en la eficiencia de las transacciones de pago y, a su vez, repercutir dichas mejoras a los consumidores. Según estos resultados, la reducción de las tasas de intercambio y las comisiones no siempre tendrán respaldo técnico desde el lado de los costes de los proveedores. El modelo teórico de Gans y King (2003) está en la misma línea que estos resultados. Como los bancos compiten a través de precios no lineales, dichos autores sugieren que las tasas se fijan al coste marginal apropiado (constante) para los emisores y adquirentes y, por tanto, también deberían ser no lineales, ya que dependen de la evolución de los costes marginales.

III. EL DEBATE EN ESPAÑA

1. El método de costes más porcentaje fijo en España

La decisión de la Comisión Europea sobre las tasas de intercambio internacionales de Visa ha influenciado a otras autoridades antimonopolio en la Unión Europea. Por consiguiente, otras autoridades también han adoptado el enfoque de «coste más porcentaje fijo». Tal es el caso de España. Tradicionalmente, las tasas de intercambio en España han sido relativamente más altas que en Europa, a pesar de haber caído bastante desde 1999 (el nivel máximo se situó en el 3,5 por 100 en 1999). Dicha reducción se debe principalmente al acuerdo alcanzado en 1999 entre las tres redes que operan en España (4B, Euro 6000 y ServiRed), por el que se redujeron las tasas máximas un 0,125 por 100 anual hasta alcanzar el 2 por 100 en el año 2007 (incluyendo la provisión gratuita de los TPV a los comerciantes que

se adhieran al sistema). Desde el año 2002, el Tribunal de Defensa de la Competencia, el organismo antimonopolio español, lleva tramitando una solicitud planteada por las redes españolas pidiendo una autorización especial para avalar su metodología para la fijación de las tasas de intercambio. En el mes de abril del 2005, el TDC resolvió rechazar la propuesta de las redes y, además, las instó a que adoptaran un modelo basado en los costes. A los operadores de redes también se les exigió que diferencien entre las tasas de intercambio de débito y de crédito. Esta resolución requiere que las tasas de intercambio de las operaciones de débito incluyan, «como máximo», sólo los gastos por la autorización y el tratamiento de las transacciones, incluyendo los costes de procesar las transacciones de compra (desde autorizar el pago a su liquidación). Los costes puros de los servicios de contabilidad que las entidades bancarias prestan a sus clientes, y que no sean específicos de este tipo de pagos, fueron excluidos. Los gastos por administrar el sistema también fueron excluidos del apartado. Tales gastos han de determinarse como una cantidad fija por cada transacción.

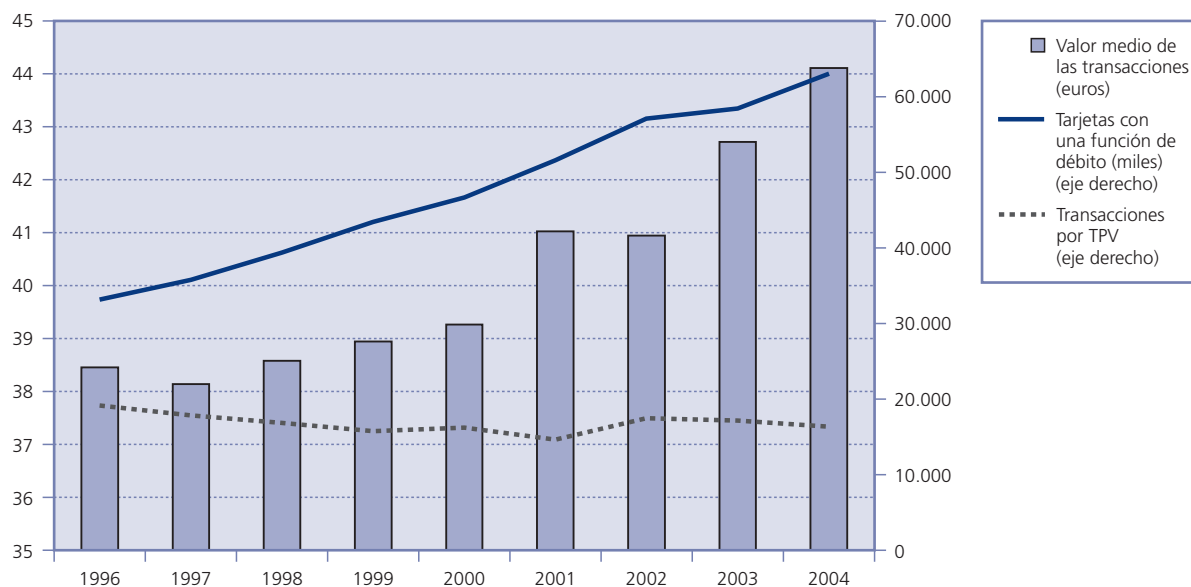
Por otra parte, las tasas de intercambio en las operaciones de crédito (débito diferido) incluirán, «como máximo», los siguientes elementos:

— Los costes de autorización y tratamiento de transacciones realizadas con tarjetas de crédito/débito diferido. Dicha categoría incluirá los costes de procesar las transacciones de compra, desde la autorización de la operación hasta su liquidación, además de los gastos puros de los servicios de contabilidad que prestan las entidades bancarias a sus clientes, pero no los que no sean específicos de este tipo de pagos (tales como la emisión y la distribución de extractos de cuenta a clientes). De manera similar, se excluyen los costes derivados de la administración del sistema, que han de determinarse como una cantidad fija por cada transacción.

— El riesgo de fraude, que consiste en el riesgo asociado con el uso fraudulento de la tarjeta de crédito en las transacciones. Dicho coste se determinará periódicamente, en base a su coste real, como un porcentaje del volumen de la transacción.

En cualquier caso, como se señaló previamente, en diciembre de 2005 las entidades procesadoras de pagos con tarjeta y las asociaciones de comerciantes llegaron a un acuerdo para la reducción progresiva de las tasas de intercambio en un horizonte de cinco años, estando ya fijada su reducción hasta 2008, cuando la tasa media será del 0,70 por 100.

GRÁFICO 1
TARJETAS CON FUNCIÓN DE DÉBITO Y CAJEROS AUTOMÁTICOS (1996-2004)



Fuente: Banco de España y elaboración propia.

2. Tendencias en las tasas

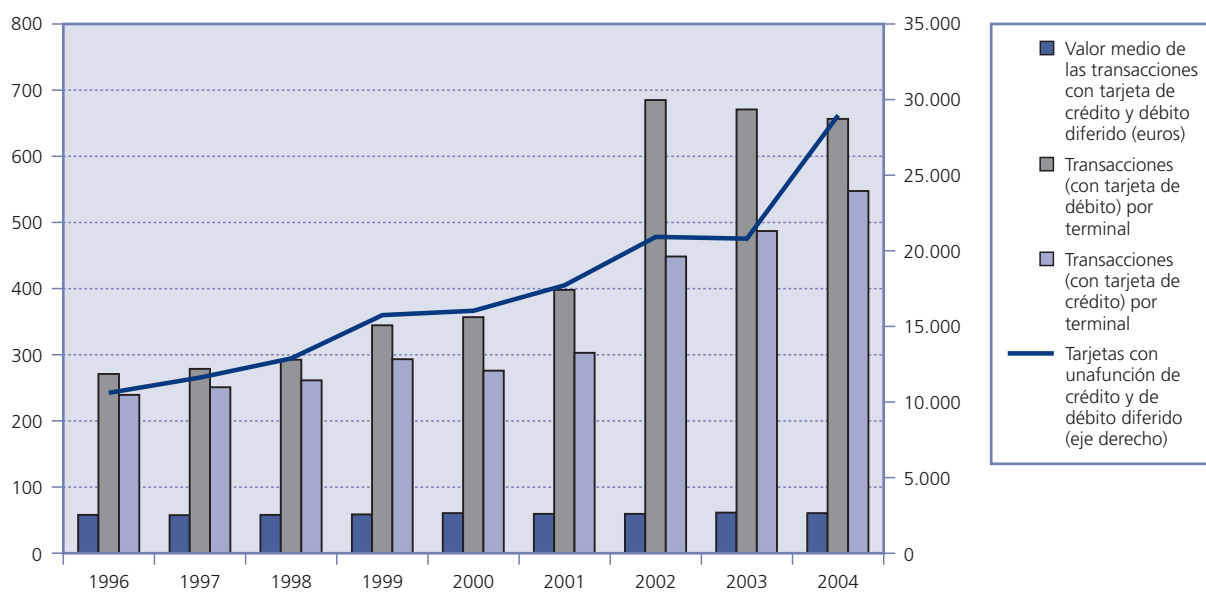
España es el país europeo con la red más extensa de cajeros automáticos y TPV (55.399 cajeros automáticos y 1.055.103 TPV a finales del 2004). Como se muestra en el gráfico 1, el número de tarjetas provistas con una función de efectivo casi se ha duplicado entre el año 1996 (33.189.000) y el año 2004 (63.027.000). El número de transacciones por cajero automático, sin embargo, descendió durante el mismo período (de 19.121 en 1996 a 16.336 en 2004), aunque el volumen de las transacciones aumentó de 582 millones de euros a 905 millones de euros (un incremento neto del 55,5 por 100). Curiosamente, durante el mismo período, el número de cajeros aumentó aún más, de 30.437 a 55.399 (un incremento neto del 81,8 por 100). Es de destacar que el valor medio de las transacciones realizadas en los cajeros automáticos aumentó de 38,5 euros en 1996 a 44,1 euros en 2004.

El gráfico 2 muestra la evolución de las tarjetas con una función de crédito y de débito diferido, además de las transacciones por TPV ubicados en los puntos de venta y el valor medio de las transacciones en los TPV con este tipo de tarjetas entre 1996 y 2004. Por otra parte, la evolución de las transacciones por TPV

varía en función del tipo de tarjeta empleado. A pesar de que el número total de transacciones aumentó tanto para las tarjetas de crédito (de 271 millones en 1996 a 656 millones en 2004) como para las de débito (de 239 millones a 547 millones), los patrones de uso cambiaron entre 2002 y 2004. En concreto, mientras el uso de las tarjetas de crédito para transacciones de consumo en puntos de venta aumentó en un 21,8 por 100 en estos tres años, el número de transacciones por terminal con tarjetas de débito descendió un 4,2 por 100. Esta tendencia pone de manifiesto la compensación que existe entre las transacciones con tarjetas de débito y de crédito en TPV, que ya se ha observado en muchos países. Al igual que las transacciones con cajeros automáticos, ha subido un 4,8 por 100 el valor medio de las transacciones realizados a través de los TPV, de 58,4 euros en 1996 a 62 euros en 2004.

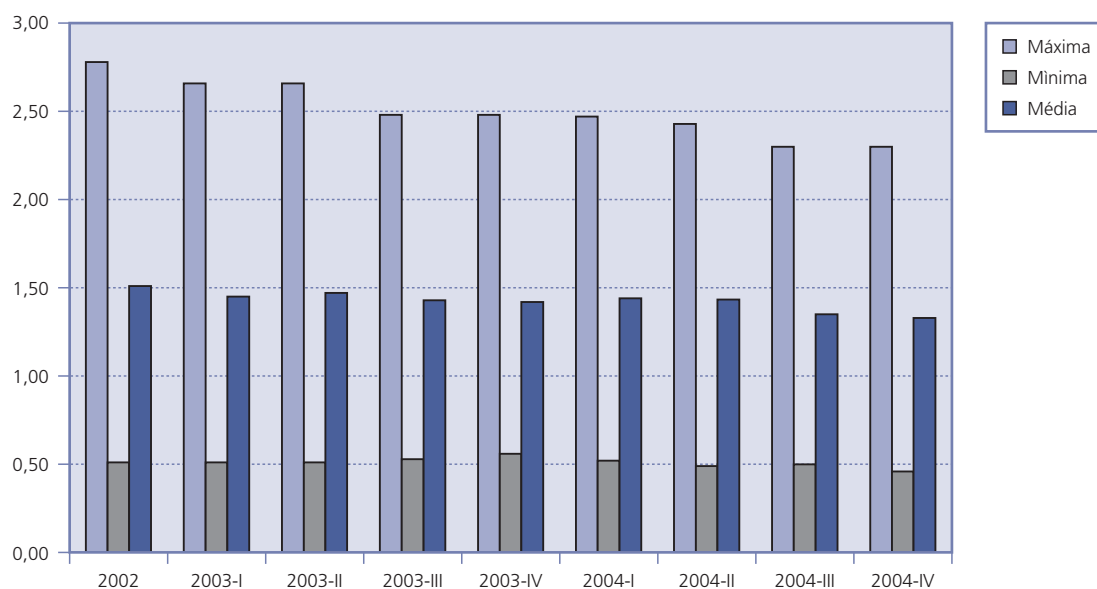
¿Cuál, pues, ha sido la evolución de las tasas de intercambio y las comisiones dentro de este contexto? La información disponible se limita al período 2002-2004. El gráfico 3 muestra la evolución de las tasas de intercambio de las transacciones realizadas a través de los TPV con tarjetas pertenecientes a la misma red que la del emisor. Dentro del marco de la determinación colectiva, se puede cons-

GRÁFICO 2
TARJETAS CON UNA FUNCIÓN DE CRÉDITO Y DE DÉBITO DIFERIDO EN TPV (1996-2004)



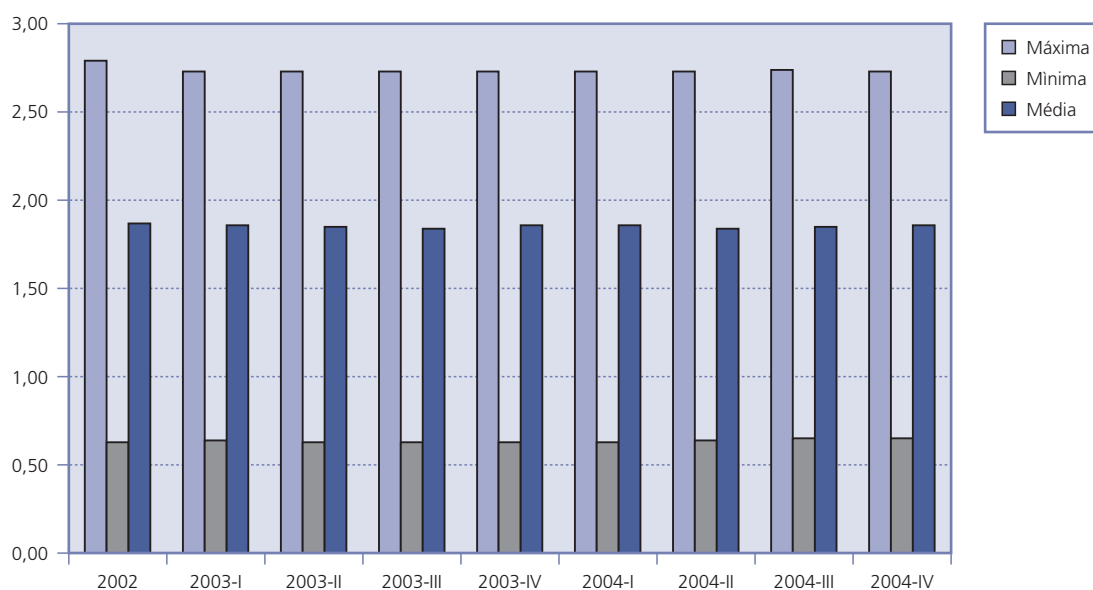
Fuente: Banco de España y elaboración propia.

GRÁFICO 3
MEDIA DE LAS TASAS DE INTERCAMBIO EN LOS TPV CON TARJETAS DE LA RED PROPIA



Fuente: Banco de España.

GRÁFICO 4
MEDIA DE LAS TASAS DE INTERCAMBIO EN LOS TPV CON TARJETAS DE OTRA RED



Fuente: Banco de España.

tatar que la media de las tasas de intercambio cayó desde el 1,51 por 100 en 2002 al 1,33 por 100 en 2004. Entre otros factores, dicha caída fue debida a los efectos del acuerdo alcanzado entre las redes en el año 1999. La reducción ha sido aún más acusada en el caso de las tasas de intercambio máximas, que se han reducido del 2,78 al 2,30 por 100 durante el mismo período. No obstante, las tasas mínimas de intercambio aumentaron del 0,51 por 100 en 2002 al 0,56 por 100 en septiembre del 2003, para después bajar hasta alcanzar el 0,46 por 100 en diciembre del 2004.

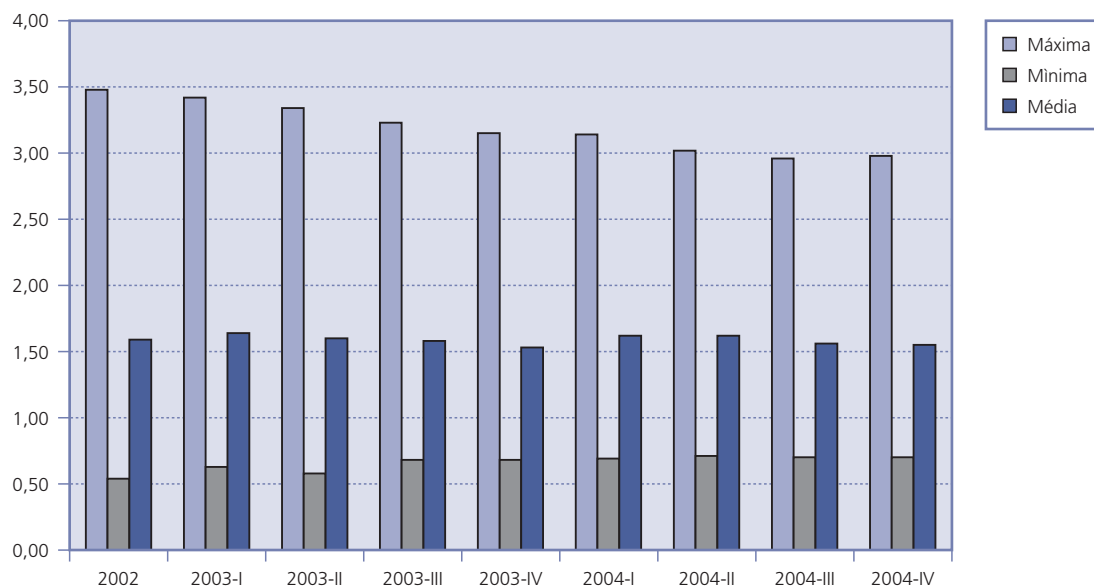
Curiosamente, como se puede constatar en el gráfico 4, la media de las tasas de intercambio en TPV con tarjetas pertenecientes a una red diferente ha permanecido prácticamente igual desde 2002 (1,87 por 100) a 2004 (1,86 por 100). En este caso particular, mientras las tasas máximas bajaron (del 2,79 al 2,73 por 100), las tasas mínimas aumentaron del 0,63 al 0,65 por 100 durante el mismo período.

¿Cuál ha sido la evolución de las comisiones de servicio cobradas a los comerciantes por las transacciones en el punto de venta? El gráfico 5 muestra la media de dichas comisiones entre 2002 y 2004. Al igual que las tasas de intercambio, las comisiones

de servicio en este período cayeron del 1,59 al 1,55 por 100. Dicho descenso ha sido importante para las comisiones más altas, cayendo del 3,48 por 100 en 2002 al 2,98 por 100 en 2004. Por otra parte, las comisiones mínimas se incrementaron del 0,54 al 0,70 por 100.

La mayoría de los trabajos teóricos previos indican que la determinación colectiva de las tasas de intercambio y de descuento es una manera eficaz de fijar los precios de las transacciones realizadas a través de los TPV cuando se compara éstas con las tasas de un sistema regulado. La información para España ha mostrado que en los últimos años existe una tendencia general a la baja tanto para las tasas de intercambio como para las de descuento. De todos modos, no es fácil determinar hasta qué punto son competitivos estos precios. Tampoco es una tarea fácil identificar si las tasas de intercambio tienen un impacto significativo en los precios de venta de los productos vendidos por los comerciantes. Uno de los argumentos teóricos que apoya la determinación colectiva consiste en que las tasas de intercambio (y las comisiones) son más altas en aquellos sectores donde los comerciantes gozan de mayores márgenes (y poder de mercado). Algunos ejemplos sugieren que éste podría ser el caso de España. En concreto, las tasas de intercambio más

GRÁFICO 5
MEDIA DE LAS COMISIONES DE SERVICIO POR TRANSACCIONES EN TPV (2002-2004)



Fuente: Banco de España.

altas para transacciones realizadas con tarjetas de la propia red (2,30 por 100) corresponden a servicios como los masajes, las saunas y las discotecas, que normalmente disfrutan de márgenes altos, mientras que las tasas más bajas se fijan para los peajes de autopista (0,46 por 100). De igual manera, las tasas de intercambio más altas para tarjetas de otra red (2,73 por 100) se fijan para casinos, mientras que las más bajas (0,65 por 100) se cobran para las transacciones en las gasolineras. Por último, las comisiones más altas cobradas a los comerciantes por transacciones realizadas a través de los TPV de nuevo corresponden a los casinos, las saunas y las discotecas, mientras que las más bajas (0,70 por 100) corresponden a las que se fijan para los supermercados.

IV. LAS IMPLICACIONES ECONÓMICAS DE LAS TENDENCIAS DE LAS TASAS OBSERVADAS EN ESPAÑA

1. Datos y objetivos empíricos

En este apartado, ofrecemos algunos indicios sobre los efectos económicos de las tendencias observadas sobre el uso de las tarjetas (de crédito y débito) en España. Se empleó una base de datos sectorial

única (4). Dicha base de datos contiene información trimestral sobre las transacciones con tarjetas y las medias de las comisiones de todas las redes de tarjetas existentes en España, además de un desglose por sector y por provincia. El período muestral abarca desde 1999:1 a 2005:1, y la base de datos es un laboratorio óptimo para probar algunas de las hipótesis propuestas desde un punto de vista teórico.

H1. En primer lugar, se ha indicado que la aceptación de tarjetas por parte de los comerciantes puede aumentar el consumo agregado, desplazando temporalmente a los clientes que sufren una falta de liquidez hacia el presente (Chakravorti y To, 2000). Por lo tanto, se espera que las ventas de los comerciantes aumenten a raíz del uso por parte de los hogares de las tarjetas de crédito y de débito (Wright, 2005).

H2. En segundo lugar, ya que la evolución de las tasas de las tarjetas resulta ser no lineal, se analiza hasta qué punto los niveles de las comisiones cobradas a los comerciantes se determinan por el nivel del consumo y por el uso de las tarjetas (Gans y King, 2003).

De acuerdo con estas hipótesis, este apartado tiene tres objetivos empíricos (5):

a) Estimar las relaciones a corto y a largo plazo entre las transacciones mediante TPV con tarjetas y el consumo de los hogares. Estas relaciones también se estudian empleando el desglose provincial de la muestra.

b) Estimar las relaciones a corto y a largo plazo entre las tendencias de las comisiones y el consumo de los hogares.

c) Estimar a corto y a largo plazo las relaciones entre el nivel de las ventas observadas en un sector dado y el uso de tarjetas para las transacciones de los comerciantes del mismo sector a través de TPV.

Las variables empleadas para desarrollar las pruebas empíricas son las siguientes (las fuentes estadísticas figuran entre paréntesis):

— *Consumo por hogar*. El gasto total en bienes de consumo de los hogares dividido por el número de hogares (INE, los datos sobre el consumo desglosado por provincias proceden de FUNCAS).

— *Uso total de tarjetas por hogar*. El valor de las transacciones, tanto con tarjetas de crédito como con las de débito (base de datos sectorial) por hogar (INE).

— *Uso de tarjetas de crédito por hogar*. El valor de las transacciones con tarjeta de crédito (base de datos sectorial) por hogar (INE).

— *Uso de tarjetas de débito por hogar*. El valor de las transacciones con tarjeta de débito (base de datos sectorial) por hogar (INE).

— *Comisiones de servicio por transacciones con tarjetas de crédito*. La comisión media cobrada por transacciones con tarjetas de crédito (base de datos sectorial).

— *Comisiones de servicio por transacciones con tarjetas de débito*. La comisión media cobrada por transacciones con tarjetas de débito (base de datos sectorial).

— *Tipos de interés reales ex-post*. La diferencia entre el tipo medio de interés de las hipotecas y el valor del deflactor del consumo retardado un período (INE) (6).

— *Ingresos reales por hogar*. Ingresos brutos del hogar, excluyendo las rentas de capital de las empresas individuales (INE) (7).

— *Patrimonio financiero neto por hogar*. Los activos financieros netos del hogar y de las organizaciones sin fines de lucro que proveen servicios a los hogares (Contabilidad Nacional, Banco de España).

— *Precio de la vivienda*. La media de los precios de la vivienda por metro cuadrado.

— *Ratio de las ventas sectoriales sobre activos totales*. El total de las ventas de un sector dado dividido por los activos totales pertenecientes a las empresas del sector en cuestión (base de datos del sector de las empresas no financieras, Banco de España y Registro Mercantil).

Todas las variables arriba mencionadas se expresan en términos reales empleando el deflactor del consumo.

2. Relaciones a corto y a largo plazo: enfoque empírico

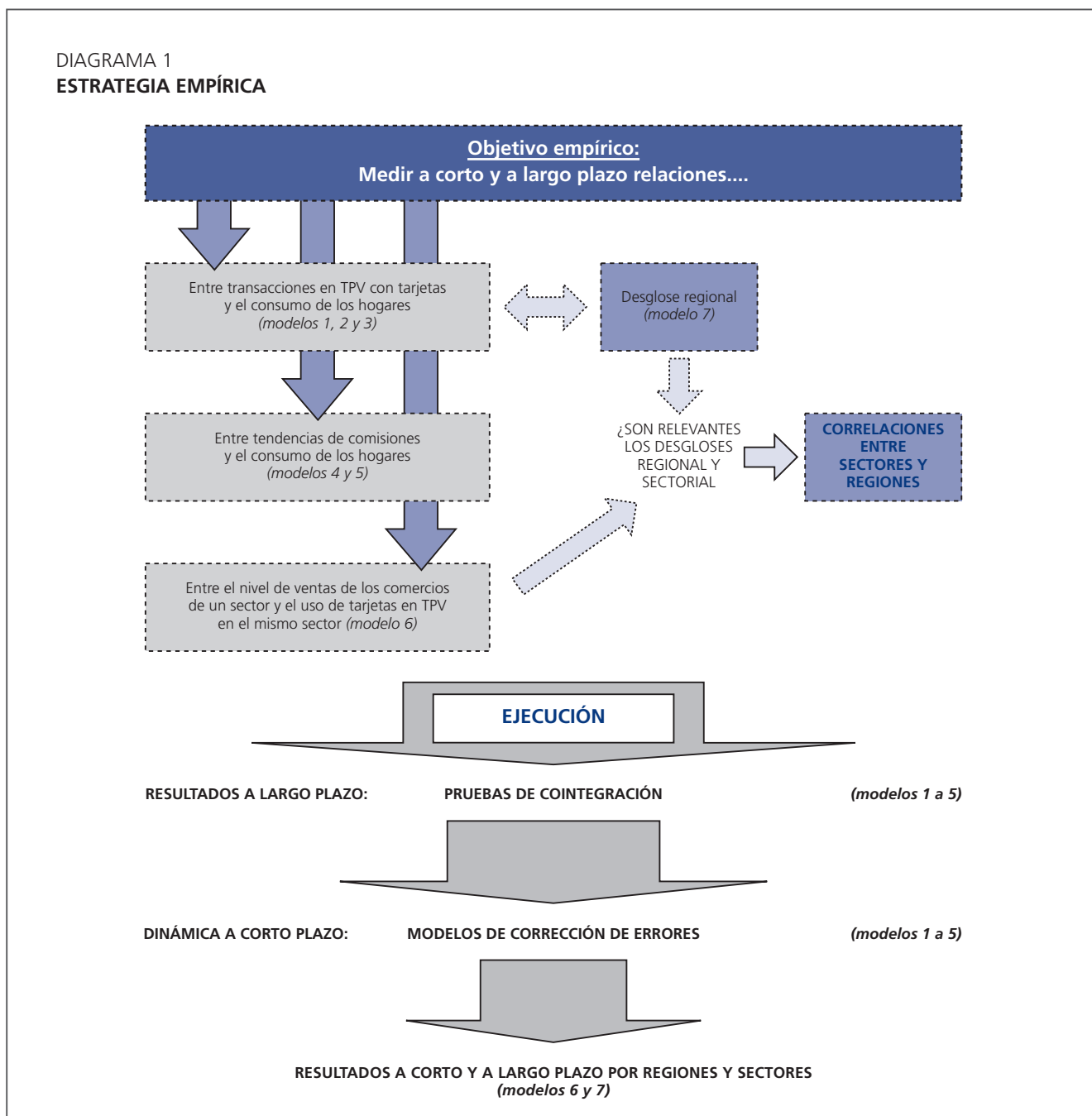
El procedimiento empírico de este trabajo consiste en dos pasos principales:

1) El análisis de las relaciones de cointegración a largo plazo. Mediante el empleo de las técnicas de cointegración, podemos definir las relaciones económicas a corto y a largo plazo que se encuentran «escondidas» en los datos con tendencias temporales. Las técnicas de cointegración se corresponden con muchas teorías económicas expresadas en términos de equilibrio a largo plazo, como la teoría del consumo. En este trabajo, intentamos analizar las relaciones a largo plazo entre el consumo por hogar y otras variables como el uso de tarjetas y las tasas. Entre otros resultados, las pruebas de cointegración nos permitirán constatar la existencia de elasticidades a largo plazo entre las variables de interés.

2) El análisis de la dinámica a corto plazo entre el consumo y las variables de pago. El objetivo en este caso es mostrar las relaciones existentes entre el consumo y el uso de tarjetas (y tasas). No obstante, las relaciones a corto plazo sólo serán válidas si se controlan adecuadamente las relaciones a largo plazo. Es, por lo tanto, necesario primero comprender la naturaleza de dichas relaciones a largo plazo antes de proceder a describir su dinámica a corto plazo.

Tanto la metodología econométrica a largo plazo como la de a corto plazo, se describen con más detalle en el apéndice de este trabajo. Las característi-

DIAGRAMA 1
ESTRATEGIA EMPÍRICA



cas básicas de las pruebas empíricas son las siguientes (véase diagrama 1):

a) El punto de partida consiste en un modelo estructural de cointegración con un vector autorregresivo (VAR) del consumo que incorpora el conjunto estándar de determinantes expuestos anteriormente («tipos de interés reales *ex-post*», «ingresos reales por hogar», «patrimonio neto real por hogar» y «precios reales de la vivienda»), además del uso de tarje-

tas y las variables de las tasas expresadas en términos reales. Este tipo de modelo ya se ha aplicado a España en trabajos como el de Estrada y Buisán (1999) y el de Sastre y Fernández-Sánchez (2005). La inclusión de los precios de la vivienda en las recientes especificaciones de dichos modelos es relevante, ya que los precios de la vivienda gozan de un peso considerable en las decisiones recientes tomadas por los hogares sobre el consumo y la inversión. Se estimaron cinco modelos diferentes de ecuaciones simultáneas

para analizar las relaciones a largo plazo. Inicialmente, todos los modelos incluyeron cinco variables endógenas: «tipos de interés reales *ex-post*», «ingresos reales por hogar», «patrimonio real por hogar», «precio real de la vivienda» y una variable de uso de tarjetas (o de tasas). Las variables de uso de tarjetas (o de tasas) se incorporaron de manera secuencial junto con otras variables para generar cinco modelos diferentes con cinco ecuaciones simultáneas cada uno: el logaritmo de «uso total de tarjetas por hogar» (modelo 1), «uso de tarjetas de crédito por hogar» (modelo 2), «uso de tarjetas de débito» (modelo 3), «comisiones de servicio por transacciones con tarjetas de crédito» (modelo 4) y «comisiones de servicio por transacciones con tarjetas de débito» (modelo 5). Para simplificar el modelo, se analizó si alguna de las variables podría considerarse como exógena. Se constató que «ingresos reales por hogar» y «precios de la vivienda» son exógenas. En la especificación final, por lo tanto, los ingresos reales por hogar y los precios de la vivienda se incorporan como variables exógenas.

b) Una vez que se han analizado las relaciones a largo plazo, procedemos a investigar las relaciones dinámicas a corto plazo entre el consumo y las variables de pago. Las relaciones a corto plazo se derivan de estimaciones por mínimos cuadrados ordinarios, con corrección del error de las variables expresadas en tasas de variación. Los resultados de la cointegración apuntan a que un término de corrección de error, representado por el vector de cointegración retardado un período, debería incorporarse a las ecuaciones del crecimiento del consumo por hogar y a cada uno de las cinco variables de «uso (tasas) de tarjetas» arriba mencionadas.

3. Variabilidad de los datos entre sectores y provincias: correlaciones

Ya que el objetivo de este trabajo es estimar las relaciones tanto a corto como a largo plazo entre sectores y provincias, merece la pena destacar que el desglose regional y sectorial ofrece suficiente variabilidad para que se consideren estos resultados de manera independiente. Este epígrafe ofrece datos descriptivos adicionales y estimaciones de correlación. Dicha información indica la necesidad de realizar las comprobaciones a corto y a largo plazo descritas con antelación, empleando un desglose sectorial (modelo 6) y otro regional (modelo 7).

Con respecto al desglose sectorial, se han agregado los datos procedentes del sector de tarjetas em-

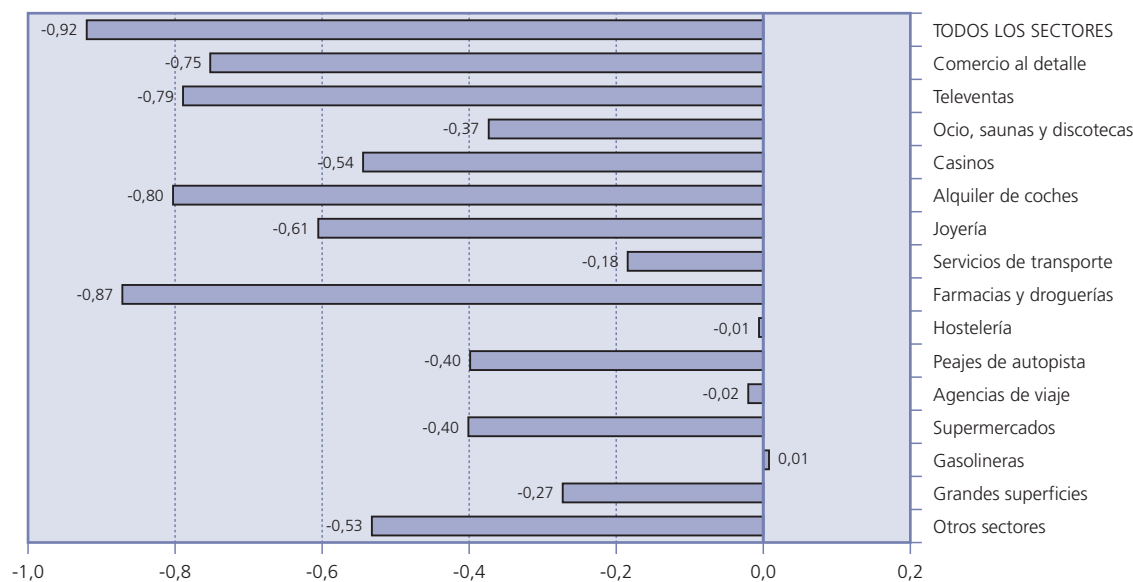
pleando las mismas categorías que las empleadas por el Banco de España sobre el uso de tarjetas y las tasas de intercambio (comisiones). Como ya se ha mencionado en el epígrafe III.2, las tasas de intercambio y las comisiones varían considerablemente entre los diferentes sectores. Tal y como muestra el gráfico 6, la variabilidad de las comisiones entre los diferentes sectores no es trivial. Dicho gráfico muestra la correlación entre comisiones y el uso de tarjetas en TPV en varios sectores durante el período 1999-2005. La correlación media equivale a -0,92. Hay que destacar, sin embargo, que esta correlación no implica causalidad. De todos modos, aunque la mayoría de las correlaciones entre los sectores sean negativas (con la excepción del valor 0,01 para las gasolineras), la magnitud de estas correlaciones es heterogénea. Algunas actividades comerciales, tales como farmacias y droguerías, alquiler de vehículos, venta a distancia y comercio al por menor, tienen correlaciones negativas que exceden 0,75 en valores absolutos. Por el contrario, otras actividades, como hostelería y agencias de viaje, tienen correlaciones muy cercanas a cero. Dada esta heterogeneidad sectorial, también se estimó un sexto modelo de cointegración. A diferencia de los modelos anteriores, éste emplea, en lugar del consumo, la «ratio de las ventas sectoriales sobre activos totales de las empresas del sector», estimando así las relaciones a largo y a corto plazo en cuatro sectores agregados:

- Supermercados, grandes superficies, comercio al detalle y servicios asociados.
- Ocio y servicios asociados.
- Servicios de transporte, peajes de autopista y gasolineras.
- Otros sectores.

La información sobre los sectores se agrega por dos motivos. *Primero*, porque las ventas del sector son una *proxy* más exacta de las actividades del sector que el consumo. El segundo se deriva del hecho de que la información disponible para calcular la «ratio de ventas sectoriales sobre activos totales» del Banco de España y el Registro Mercantil sólo permite este tipo de agregación.

Con respecto a la distribución por provincias, varios indicadores sugieren la reestimación de las relaciones a corto y a largo plazo empleando esta distribución. En primer lugar, tal y como muestra el gráfico 7, las correlaciones entre el uso de tarjetas y tres indicadores de la actividad financiera y económica

GRÁFICO 6
CORRELACIÓN ENTRE LAS COMISIONES MEDIAS (AL COMERCIANTE) DE SERVICIO
POR TRANSACCIONES EN TPV Y EL USO DE TARJETAS EN TPV ENTRE SECTORES (1999-2005)



Fuente: Banco de España y base de datos del sistema de tarjetas.

entre las 52 provincias es significativamente elevada durante el período 1999:1-2005:1. En concreto, la correlación media entre el valor de las transacciones con tarjeta por hogar en las provincias españolas y el valor añadido de las actividades de intermediación financiera (por hogar) en estas provincias equivale a 0,982. De modo similar, la correlación entre el valor de las transacciones con tarjeta por hogar y los ingresos reales por hogar equivale a 0,979, y la correlación entre el uso de tarjetas y el consumo por hogar equivale a 0,980.

Considerando la correlación observada entre el nivel de desarrollo económico (y financiero) y el uso de tarjetas, se añadió un séptimo modelo para incluir estimaciones a corto y a largo plazo de la relación entre el consumo y el uso de tarjetas. Las provincias se agregaron según una distribución en cuartiles, tomando los ingresos reales por hogar como criterio.

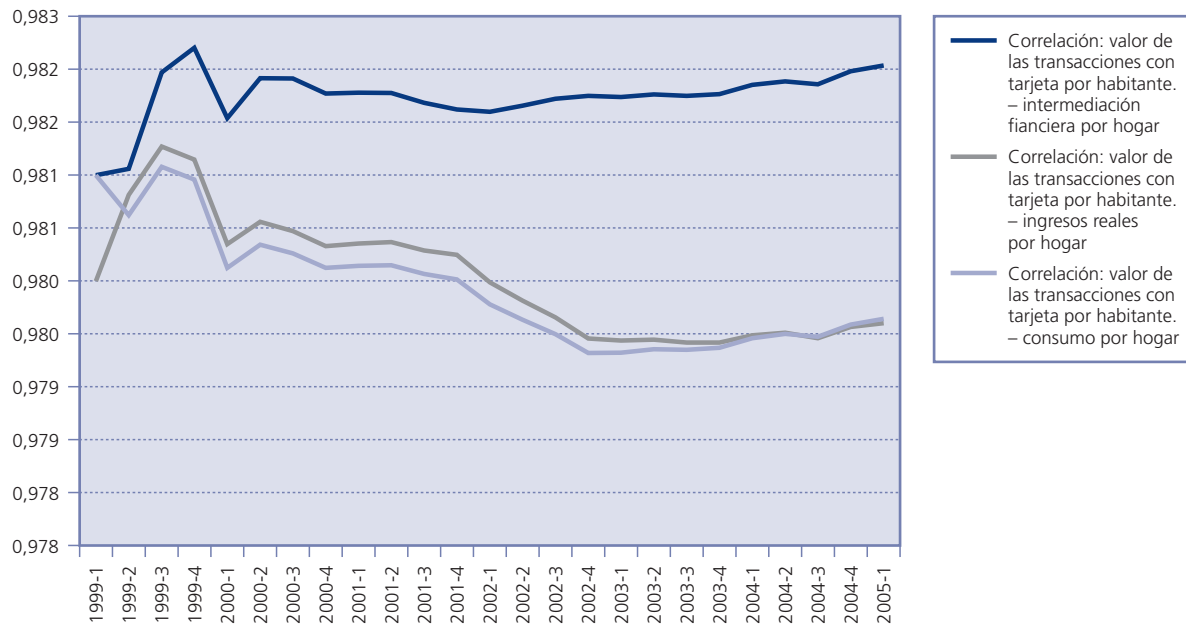
4. Resultados a largo plazo

El cuadro n.º 1 muestra las elasticidades a largo plazo correspondientes a los parámetros de los vectores de cointegración de los modelos 1 a 5. El modelo 1

informa sobre las elasticidades del consumo por hogar y el uso total de tarjetas por hogar (y viceversa), así como entre cada uno de ellos y el resto de las variables endógenas del sistema de cointegración VAR. La elasticidad a largo plazo del consumo al uso total de tarjetas equivale a 0,79, indicando que un incremento del 10 por 100 en el uso de las tarjetas de crédito resultaría en un incremento del 7,9 por 100 en el consumo por hogar. Por otra parte, la elasticidad del uso total de tarjetas por hogar al consumo por hogar equivale a 0,09. Aunque ambos efectos sean significativos estadísticamente, los efectos a largo plazo del uso de tarjetas en el consumo resultan ser considerablemente más elevados que los efectos del consumo en el uso de tarjetas (8). Este resultado es importante, ya que sugiere que el desarrollo tecnológico en los medios de pago (tarjetas) promueve el consumo a largo plazo.

Con respecto al resto de variables endógenas, la elasticidad del consumo por hogar a los tipos de interés *ex-post* equivale a -0,13, mientras que la elasticidad del consumo por hogar al patrimonio financiero neto por hogar es de 0,24. De manera similar, la elasticidad a largo plazo del uso total de tarjetas por hogar a los tipos de interés *ex-post* equivale a

GRÁFICO 7
CORRELACIONES TRIMESTRALES ENTRE AGREGADOS MACROECONÓMICOS Y FINANCIEROS Y EL USO DE TARJETAS EN TPV EN LAS PROVINCIAS ESPAÑOLAS (1999-2005)



Fuente: Instituto Nacional de Estadística (INE) y base de datos del sistema de tarjetas.

-0,09, y la elasticidad del uso total de tarjetas por hogar al patrimonio financiero neto por hogar es de 0,42. Tal y como se indicó en el epígrafe IV.2, los ingresos reales por hogar y los precios de la vivienda se incorporaron al modelo como valores constantes.

Por razones de espacio, centramos nuestra atención en la relación entre el consumo y las variables del uso de tarjetas (y las tasas) al analizar los resultados de los modelos 2 a 5. En el modelo 2, el uso de tarjetas de crédito por hogar se emplea en lugar del uso total de tarjetas. En este modelo, la elasticidad a largo plazo del consumo por hogar al uso de tarjetas de crédito por hogar equivale al 0,23. De manera similar, tal y como muestra el modelo 3, la elasticidad a largo plazo del consumo por hogar al uso de tarjetas de débito por hogar es 0,40, mientras que la elasticidad del uso de tarjetas de débito al consumo por hogar es cuatro veces menor (0,10). Una vez más, las diferencias en la magnitud de las elasticidades indican que los efectos del uso de las tarjetas de crédito en el consumo a largo plazo son más importantes que los del consumo en el uso de tarjetas. En términos generales, estos resultados apuntan a que el uso de tarjetas estimula las transacciones de consumo.

Junto con el uso relativo de tarjetas, la relación a largo plazo entre el consumo de los hogares y las comisiones se analizan en los modelos 4 y 5, en el cuadro n.º 1. La elasticidad a largo plazo del consumo a los cambios en las comisiones por transacciones con tarjetas de crédito equivale tan sólo a -0,02. Sin embargo, la elasticidad a largo plazo de las comisiones por transacciones con tarjetas de débito al consumo equivale a -0,40. Estos resultados sugieren que solamente se reducirán las comisiones cobradas a los comerciantes cuando crezca el consumo a largo plazo. Conclusiones similares se pueden aplicar a las estimaciones de la elasticidad a largo plazo del consumo por hogar a las comisiones por transacciones con tarjetas de débito (-0,05) y a la elasticidad a largo plazo de las comisiones por transacciones con tarjetas de débito al consumo por hogar (-0,37). Estos resultados parecen apoyar la hipótesis de que los proveedores de tarjetas sólo pueden bajar las tasas cuando se alcanza un cierto nivel de uso de tarjetas, para que tanto los consumidores como ellos mismos puedan gozar de las ventajas de estos pagos derivadas de las eficiencias de costes.

CUADRO N.º 1

**LAS RELACIONES ENTRE CONSUMO POR HOGAR, USO DE TARJETAS EN TPV Y COMISIONES.
ELASTICIDADES A LARGO PLAZO (1999-2005)**

	MODELO 1		MODELO 2		MODELO 3	
	Elasticidad del consumo por hogar a...	Elasticidad del uso total de tarjetas a...	Elasticidad del consumo por hogar a...	Elasticidad del uso de tarjetas de crédito a...	Elasticidad del consumo por hogar a...	Elasticidad del uso de tarjetas de débito a...
Consumo por hogar	—	0,09	—	0,08	—	0,10
Uso total de tarjetas por hogar	0,79	—	—	—	—	—
Uso de tarjetas de crédito por hogar	—	—	0,23	—	—	—
Uso de tarjetas de débito por hogar	—	—	—	—	0,40	—
Tipos de interés reales <i>ex-post</i>	-0,13	-0,09	-0,12	-0,11	-0,13	-0,06
Ingresos reales por hogar	0,5	0,7	0,5	0,7	0,5	0,7
Patrimonio financiero neto por hogar	0,24	0,42	0,34	0,39	0,28	0,29
Precio de la vivienda	-0,6	0	-0,6	0	0,6	0
			MODELO 4		MODELO 5	
			Elasticidad del consumo por hogar a...	Elasticidad de las comisiones de servicio por transacciones con tarjetas de crédito a...	Elasticidad del consumo por hogar a...	Elasticidad de las comisiones de servicio por transacciones con tarjetas de crédito a...
Consumo por hogar			—	-0,42	—	-0,37
Comisiones de servicio por transacciones con tarjetas de crédito			-0,02	—	—	—
Comisiones de servicio por transacciones con tarjetas de débito			—	—	-0,05	—
Tipos de interés reales <i>ex-post</i>			-0,14	0,05	-0,10	0,04
Ingresos reales por hogar			0,5	-0,2	0,5	-0,2
Patrimonio financiero neto por hogar			0,26	-0,13	0,29	-0,11
Precio de la vivienda			-0,6	0	-0,6	0

Nota: Las elasticidades mostradas en estos cuadros corresponden a los parámetros estimados de los vectores de cointegración en aquellos casos en los que la velocidad de los coeficientes de ajuste (no mostrados) resultó ser significativa por lo menos al 5 por 100. Los ingresos reales por hogar y el precio de la vivienda se incorporaron como variables restringidas en el modelo.

5. Resultados a corto plazo

El modelo a corto plazo consiste en estimaciones por mínimos cuadrados ordinarios, incluyendo el vector de cointegración a largo plazo entre los factores explicativos para controlar las interacciones entre las variables a largo plazo que puedan afectar la dinámica

a corto plazo (9). Las ecuaciones a corto plazo introducen hasta cuatro retardos de las variables endógenas. De nuevo, debido a razones de espacio, sólo se informa sobre las relaciones principales en las ecuaciones [1] a [5], que figuran a continuación. Los coeficientes estadísticamente significativos (por lo menos al nivel del 5 por 100) se muestran en negrita.

$$\begin{aligned}
 \Delta \text{ Consumo por hogar} = & -0,27 * C + 0,26 * \Delta \text{ **Uso total de tarjetas por hogar**} \\
 & \quad (0,24) \quad \quad \quad (0,22) \\
 & + 4,70 * \Delta \text{ **Tipos de interés reales ex-post**} + 0,03 * \Delta \text{ **Ingresos reales por hogar**} \\
 & \quad (3,22) \quad \quad \quad (0,01) \\
 & + 2,42 * \Delta \text{ **Patrimonio financiero neto por hogar**} - 0,90 * \Delta \text{ **Precio de la vivienda**} \\
 & \quad (0,63) \quad \quad \quad (1,79) \\
 & - 0,02 * CI (\Delta \text{ **Consumo por hogar**}) - 0,01 * CI (\Delta \text{ **Uso total de tarjetas por hogar**}) \\
 & \quad (0,02) \quad \quad \quad (0,01)
 \end{aligned} \tag{1}$$

$R^2 = 0,95$; Período de la muestra 1999:1-2005:1.

Tal como muestra la ecuación [1], la elasticidad a corto plazo del consumo por hogar al uso total de tarjetas (de débito y de crédito) por hogar es el 0,26 y significativo. De forma similar, los ingresos reales y el patrimonio financiero neto por hogar afectan las variaciones en el consumo de manera positiva y significativa. Los vectores de cointegración (*CI*) retardados un período también resultaron ser significativos en esta ecuación, apuntando a que las relaciones a largo plazo tienen un impacto significativo en la dinámica a corto plazo. Sin embargo, tal y como muestra la ecuación [2], las variaciones del

consumo por hogar no afectaron el uso total de tarjetas por hogar de manera significativa a corto plazo. Los resultados también apuntan a un efecto negativo y significativo de los tipos reales de interés *ex-post* y del precio de la vivienda en el uso de las tarjetas, además de un efecto positivo y significativo de los ingresos y del patrimonio financiero en el uso de las tarjetas. Las mismas conclusiones también son aplicables a las ecuaciones [3] y [4], donde se revela que el consumo no afecta de manera significativa a las variaciones en el uso de tarjetas de crédito y de débito por hogar.

$$\begin{aligned} \Delta \text{ Uso total de tarjetas por hogar} &= -0,66 * C + 1,27 * \Delta \text{ Consumo por hogar} \\ &\quad (0,40) \quad (0,59) \\ -6,85 * \Delta \text{ Tipos de interés reales ex-post} &+ 0,02 * \Delta \text{ Ingresos reales por hogar} \\ &\quad (0,40) \quad (0,01) \\ + 1,46 * \Delta \text{ Patrimonio financiero neto por hogar} &- 7,57 * \Delta \text{ Precio de la vivienda} \\ &\quad (1,12) \quad (2,00) \\ -0,09 * CI (\Delta \text{ Consumo por hogar}) &- 0,01 * CI (\Delta \text{ Uso total de tarjetas por hogar}) \\ &\quad (0,02) \quad (0,01) \end{aligned} \quad [2]$$

$R^2 = 0,97$; Período de la muestra 1999:1-2005:1.

$$\begin{aligned} \Delta \text{ Uso total de tarjetas de crédito por hogar} &= 0,18 * C + 0,91 * \Delta \text{ Consumo por hogar} \\ &\quad (0,44) \quad (0,66) \\ + 1,29 * \Delta \text{ Tipos de interés reales ex-post} &+ 0,02 * \Delta \text{ Ingresos reales por hogar} \\ &\quad (4,35) \quad (0,01) \\ + 0,26 * \Delta \text{ Patrimonio financiero neto por hogar} &+ 7,57 * \Delta \text{ Precio de la vivienda} \\ &\quad (1,20) \quad (2,20) \\ -0,04 * CI (\Delta \text{ Consumo por hogar}) &+ 0,01 * CI (\Delta \text{ Uso total de tarjetas por hogar}) \\ &\quad (0,02) \quad (0,01) \end{aligned} \quad [3]$$

$R^2 = 0,97$; Período de la muestra 1999:1-2005:1.

$$\begin{aligned} \Delta \text{ Uso de tarjetas débito por hogar} &= -0,36 * C + 0,64 * \Delta \text{ Consumo por hogar} \\ &\quad (0,45) \quad (0,76) \\ + 6,35 * \Delta \text{ Tipos de interés reales ex-post} &+ 0,03 * \Delta \text{ Ingresos reales por hogar} \\ &\quad (1,26) \quad (0,02) \\ + 1,35 * \Delta \text{ Patrimonio financiero neto por hogar} &- 6,39 * \Delta \text{ Precio de la vivienda} \\ &\quad (1,57) \quad (2,97) \\ -0,05 * CI (\Delta \text{ Consumo por hogar}) &- 0,01 * CI (\Delta \text{ Uso de tarjetas débito por hogar}) \\ &\quad (0,01) \quad (0,01) \end{aligned} \quad [4]$$

$R^2 = 0,94$; Período de la muestra 1999:1-2005:1.

Al igual que las comisiones de servicio, las ecuaciones [5] y [6] confirman la esperada elasticidad negativa a corto plazo de las comisiones por transacciones con tarjetas de débito (-0,29) y de crédito (-0,36) a las variaciones del consumo por hogar. Los

resultados también apuntan a un efecto positivo y significativo de los tipos reales de interés *ex-post* y del precio de la vivienda en las comisiones, además de un efecto negativo y significativo de los ingresos y del patrimonio financiero en las comisiones de servicio.

$$\begin{aligned} \Delta \text{ Comisiones de servicio por transacciones con tarjetas de crédito} &= -1,10 * C - 0,29 * \Delta \text{ Consumo por hogar} \\ &\quad (1,05) \quad (2,83) \\ &+ 11,98 * \Delta \text{ Tipos de interés reales ex-post} - 0,05 * \Delta \text{ Ingresos reales por hogar} \\ &\quad (10,33) \quad (0,03) \\ &- 2,58 * \Delta \text{ Patrimonio financiero neto por hogar} + 0,22 * \Delta \text{ Precio de la vivienda} \quad [5] \\ &\quad (2,83) \quad (5,36) \\ -0,02 * CI (\Delta \text{ Consumo por hogar}) &+ 0,01 * CI (\Delta \text{ Comisiones por transacciones con tarjetas de crédito}) \\ &\quad (0,04) \quad (0,01) \end{aligned}$$

$R^2 = 0,97$; Período de la muestra 1999:1-2005:1.

$$\begin{aligned} \Delta \text{ Comisiones de servicio por transacciones con tarjetas de débito} &= -1,11 * C - 0,36 * \Delta \text{ Consumo por hogar} \\ &\quad (0,33) \quad (0,48) \\ &+ 0,24 * \Delta \text{ Tipos de interés reales ex-post} - 0,08 * \Delta \text{ Ingresos reales por hogar} \\ &\quad (3,20) \quad (0,01) \\ &- 0,91 * \Delta \text{ Patrimonio financiero neto por hogar} - 0,84 * \Delta \text{ Precio de la vivienda} \quad [6] \\ &\quad (0,88) \quad (1,66) \\ + 0,01 * CI (\Delta \text{ Consumo por hogar}) &+ 0,01 * CI (\Delta \text{ Comisiones por transacciones con tarjetas de débito}) \\ &\quad (0,04) \quad (0,01) \end{aligned}$$

$R^2 = 0,97$; Período de la muestra 1999:1-2005:1.

6. Dinámica a corto y a largo plazo: desglose sectorial y regional

Siguiendo el mismo procedimiento de los epígrafes IV.4 y IV.5, se estimaron las elasticidades tanto a largo como a corto plazo de las ventas sectoriales al uso total de tarjetas, así como del uso total de tarjetas a las ventas sectoriales para cuatro sectores comerciales. Las dos relaciones de cointegración de los

modelos generales también resultaron ser válidas para el desglose por sectores.

Un resumen de los resultados entre sectores se muestra en el cuadro n.º 2. La variable «consumo» no se encuentra disponible para los sectores señalados y se reemplaza por las «ventas sectoriales». La elasticidad media a largo plazo de las ventas sectoriales (en términos relativos respecto a los activos to-

CUADRO N.º 2

LAS RELACIONES ENTRE VENTAS DEL SECTOR Y USO DE TARJETAS EN TPV. ELASTICIDADES Y DESGLOSE ENTRE SECTORES AGREGADOS (1999-2005)

	A LARGO PLAZO	A CORTO PLAZO	A LARGO PLAZO	A CORTO PLAZO
	Elasticidad de las ventas sectoriales al uso total de tarjetas por hogar	Elasticidad de las ventas sectoriales al uso total de tarjetas por hogar	Elasticidad del uso total de tarjetas por hogar a las ventas sectoriales	Elasticidad del uso total de tarjetas por hogar a las ventas sectoriales
Supermercados, grandes superficies, comercio al detalle y servicios asociados	1,0	0,29	0,09	0,05
Ocio y servicios asociados	1,2	0,31	0,12	0,07
Servicios de transporte, peajes de autopista y gasolineras	0,42	0,17	0,07	0,02
Otros sectores	0,59	0,19	0,08	0,02
Todos los sectores	0,88	0,28	0,10	0,05

Nota: Las elasticidades mostradas en estos cuadros corresponden a los parámetros estimados de los vectores de cointegración en aquellos casos en los que la velocidad de los coeficientes de ajuste (no mostrados) resultó ser significativa por lo menos al 5 por 100. Los ingresos reales por hogar y el precio de la vivienda se incorporaron como variables restringidas en el modelo.

CUADRO N.º 3

**LAS RELACIONES ENTRE CONSUMO POR HOGAR Y USO DE TARJETAS EN TPV EN PROVINCIAS ESPAÑOLAS.
ELASTICIDADES Y DESGLOSE ENTRE CUARTILES DE INGRESOS PER CÁPITA (1999-2005)**

NIVEL DE INGRESOS POR HOGAR	A LARGO PLAZO	A CORTO PLAZO	A LARGO PLAZO	A CORTO PLAZO
	<i>Elasticidad del consumo por hogar al uso total de tarjetas por hogar</i>	<i>Elasticidad del consumo por hogar al uso total de tarjetas por hogar</i>	<i>Elasticidad del uso total de tarjetas por hogar al consumo por hogar</i>	<i>Elasticidad del uso total de tarjetas por hogar al consumo por hogar</i>
Provincias en cuartila 4	0,83	0,30	0,11	0,03
Provincias en cuartila 3	0,80	0,28	0,10	0,03
Provincias en cuartila 2	0,75	0,22	0,08	0,01
Provincias en cuartila 1	0,64	0,20	0,06	0,01

Nota: Las elasticidades mostradas en estos cuadros corresponden a los parámetros estimados de los vectores de cointegración en aquellos casos donde la velocidad de los coeficientes de ajuste (no mostrados) resultó ser significativa por lo menos al 5 por 100. Los ingresos reales por hogar y el precio de la vivienda se incorporaron como variables restringidas en el modelo.

tales del sector) al uso total de tarjetas por hogar equivale a 0,88. El valor más alto de esta elasticidad se encuentra para el ocio y servicios asociados (1,2) y para supermercados, grandes superficies y comercio al detalle (1,0), mientras que el valor más bajo se encuentra para los servicios de transporte, peajes de autopista y gasolineras (0,42). De manera similar, la elasticidad a corto plazo de las ventas sectoriales al uso total de tarjetas por hogar equivale a 0,28 como media, abarcando desde 0,29 para el ocio y servicios asociados hasta 0,17 en el caso de servicios de transporte, peajes de autopista y gasolineras. No obstante, la elasticidad media a largo plazo del uso total de tarjetas por hogar a las ventas sectoriales es mucho menor (0,10), y abarca desde 0,12 para el ocio y servicios asociados hasta 0,07 para los servicios de transporte, autopistas y gasolineras. La elasticidad media a corto plazo del uso total de tarjetas por hogar a las ventas sectoriales es aún menor (0,05), y la misma distribución se aplica para los niveles observados entre los sectores. Estos resultados apoyan la hipótesis de que el uso de tarjetas promueve niveles más altos de ventas por parte de los comerciantes, mientras que las ventas de los comerciantes tienen un efecto sensiblemente más reducido en el uso de tarjetas.

El último grupo de resultados corresponde al desglose por provincias. El modelo de cointegración no pudo converger para algunas de las provincias analizadas. A consecuencia de ello, la muestra se dividió en cuatro cuartiles regionales en función del nivel de ingresos por hogar (desde el nivel más bajo, en la cuartila 1, al nivel más alto, en la cuartila 4), ya que se ha mostrado que esta variable discrimina bien entre provincias con diferentes niveles de uso de tarjetas (véase las correlaciones en el epígrafe IV.3). Un

resumen de los resultados se muestra en el cuadro número 3. La elasticidad a largo plazo del consumo por hogar al uso total de tarjetas por hogar decrece con el nivel de ingresos por hogar desde 0,83 en la cuartila más alta hasta 0,64 en la más baja. De todos modos, incluso en la cuartila más baja, el efecto a largo plazo del uso de tarjetas en el consumo sigue siendo considerable en términos cuantitativos. Las mismas conclusiones pueden aplicarse a las elasticidades a corto plazo del consumo al uso total de tarjetas por hogar, que abarcan desde 0,30 para las provincias más ricas hasta 0,20 para las de menores ingresos. De nuevo, cambiando la dirección de la causalidad, se apunta a un efecto más débil del consumo por hogar en el uso de tarjetas por hogar, tanto a corto como a largo plazo, aunque estas elasticidades también descienden en las cuatro cuartiles de provincias con el nivel de ingresos por hogar. En términos generales, estos resultados podrían tener implicaciones importantes para la convergencia regional, ya que sugieren que el uso de tarjetas funciona como un motor para estimular el consumo de los hogares, y que este efecto crece con el nivel de desarrollo regional.

V. CONCLUSIONES

Este trabajo repasa algunos de los principales debates regulatorios y sectoriales con respecto a las tasas de intercambio y las comisiones de los sistemas de tarjetas de pago. Del mismo modo, se ofrece evidencia que apoya la denominada determinación colectiva de estas tasas comparada con la intervención regulatoria. Puesto que estas cuestiones se han convertido en el centro de un debate importante entre los proveedores de medios de pago y los regulado-

res, en esta investigación se parte del sector español de tarjetas de pago como un laboratorio para comprobar algunas de las principales relaciones entre el uso de tarjetas y las tasas, además de entre el uso de tarjetas por hogares y la evolución de las ventas de los comerciantes.

La mayoría de los estudios teóricos y empíricos que versan sobre las políticas de fijación de precios en los sectores de tarjetas de crédito y débito parecen aportar evidencia a favor de la determinación colectiva (por el sector) de las tasas y en contra de una intervención regulatoria (costes más porcentaje fijo). Sin embargo, las experiencias regulatorias en algunos países como los Estados Unidos, Australia y el Reino Unido generalmente han favorecido la intervención regulatoria, argumentando que los precios eran excesivos. Dichas decisiones han creado mucha controversia y, a la luz de los resultados observados, no han tenido mucho éxito en términos de incrementos de eficiencia del sector ni de bienestar de los consumidores en estos países. Existen, por lo menos, tres motivos para apoyar la perspectiva de la determinación colectiva en contra de un enfoque regulatorio: 1) los sistemas de tarjetas sólo pueden permitirse una reducción de costes y precios cuando que alcanzan cierto nivel de uso de tarjetas; 2) el nivel de las comisiones se determina por el nivel del consumo y el uso de las tarjetas de crédito, y 3) las ventas de los comerciantes aumentan debido al incremento en el uso de las tarjetas de crédito y débito por los hogares.

La evidencia empírica para España mostrada en este trabajo se refiere a un período (1999-2005) en el cual la determinación colectiva de tasas ha sido el procedimiento de fijación de precios. Los resultados confirman algunos de los beneficios aportados por el uso de tarjetas y la determinación colectiva. En primer lugar, se constata que el uso de tarjetas, tanto a corto como a largo plazo, tiene un efecto positivo en el consumo. Por el contrario, el efecto positivo del consumo en el uso de tarjetas es mucho menor. En segundo lugar, las comisiones cobradas a comerciantes se reducen de manera significativa con el consumo. Finalmente, el trabajo también sugiere que existen importantes diferencias entre los sectores y las provincias en el nivel de uso de tarjetas y en los efectos para la fijación de tasas. En términos generales, los resultados de este trabajo parecen apoyar el actual sistema de fijación de precios en España, donde la determinación colectiva parece haber beneficiado a los consumidores mediante la reducción de tasas (una vez que se haya logrado un cierto nivel de uso de tarjetas), y también a los comer-

ciantes, incrementando la tasa de crecimiento de sus ventas.

NOTAS

(*) Traducción de Alfredo CHICOTE, revisada por la Redacción de PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA.

(1) Los comerciantes sostienen que, a la larga, los costes más altos que soportan, debidos al incremento de las comisiones de servicio, tienden a conducir a precios más altos para sus clientes, con independencia de si son usuarios de tarjetas de crédito o no.

(2) En líneas similares, la Office of Fair Trading (OFT) del Reino Unido está investigando a MasterCard. El pasado septiembre de 2005, la OFT resolvió que no cabía imponer sanción alguna a MasterCard, aunque ha subrayado que la determinación de las tasas de intercambio en el futuro debería basarse en los principios del planteamiento basado en los costes más un porcentaje fijo (*cost-plus approach*).

(3) GALLANT (1981), PULLEY y BRAUNSTEIN (1992), y McALLISTER y McMANUS (1993) ya han mostrado cómo las formas funcionales flexibles, como la función Fourier flexible o la función compuesta, pueden reflejar cambios desde economías de escala a diseconomías de escala en varios niveles de las transacciones bancarias.

(4) Procedente de la red Euro6000, que incluye datos sobre las transacciones realizadas con tarjetas, el valor de las transacciones, además de las tasas de intercambio y las comisiones por sectores de todas las redes de tarjetas que operan en España. Incluye también estimaciones sobre la distribución provincial de las transacciones con tarjeta.

(5) La evidencia empírica aportada en este artículo es un resumen de algunos de los resultados preliminares de un trabajo de investigación más extenso desarrollado por la Fundación de las Cajas de Ahorros (FUNCAS).

(6) Esta variable también ha sido empleada por SASTRE y FERNÁNDEZ-SÁNCHEZ (2005) en un modelo empírico sobre las decisiones de gasto de los hogares españoles. Refleja las expectativas sobre los intereses reales que afectan el consumo de los hogares y sus decisiones de inversión.

(7) Una explicación detallada sobre la estimación de esta variable empleando el Sistema de Contabilidad Estadística Nacional figura en ESTRADA y BUISÁN (1999).

(8) Una prueba sobre la diferencia media de ambos coeficientes revela que las diferencias entre ambas elasticidades son estadísticamente significativas.

(9) Según ENGLE y GRANGER (1987), si se cointegran dos variables —tal como es el caso del consumo y el uso de tarjetas, así como del consumo y las tasas de las tarjetas—, existe una especificación con corrección de errores para modelar estas relaciones. Aun siendo reducida la muestra, las relaciones de cointegración resultaron ser robustas a correcciones para muestras reducidas. Los resultados de la prueba de la traza con correcciones para muestras reducidas estaban en línea de los de la prueba de trazas estándar. Además, se ha demostrado que es mejor considerar un número sobreestimado de relaciones de cointegración en muestras reducidas que omitirlas (JOHANSEN, 1995).

BIBLIOGRAFÍA

- BAXTER, W. F. (1983), «Bank interchange of transactional paper: Legal and economic perspectives», *Journal of Law and Economics*, 26: 541-588.
- BALTO, D. A. (2002), «The problem of interchange fees: Costs without benefits?», *European Competition Law Review*, 21: 215-224.

- CARBÓ, S.; HUMPHREY, D., y LÓPEZ, R. (2003), «Effects of ATMs and electronic payments on banking costs», *Working Paper 177/2003*, Funcas, Madrid.
- CARLTON, D. W., y FRANKEL, A. S. (1995), «The antitrust economics of payment card networks», *Antitrust Law Journal*, 63: 643-668.
- CHANG, H. H., y EVANS, S. (2000), «The competitive effects of the collective setting of interchange fees by payment card systems», *The Antitrust Bulletin*, otoño: 641-677.
- CHAKRAVORTI, S., y TO, T. (2000), «Towards a theory of merchant credit card acceptance», mimeo, Federal Reserve Bank of Chicago.
- ENGLE, R., y GRANGER, C. (1987), «Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing», *Econometrica*, 55: 251-276.
- ESTRADA, Á., y BUISÁN, A. (1999), «El gasto de las familias en España», *Estudios Económicos*, n.º 65, Banco de España.
- FRANKEL, A. S. (1998), «Monopoly and competition in the supply and exchange of money», *Antitrust Law Journal*, 66: 313-361.
- GANS, J., y KING, S. P. (2003), «The neutrality of interchange fees in payment systems», *Review of Network Economics*, 2:125-145.
- GALLANT, A. R. (1981), «On the bias in flexible functional forms and essentially unbiased form: the Fourier-Flexible form», *Journal of Econometrics*, 15: 211-245.
- GREENSLADE, J. V.; HALL, S. G., y HENRY, S. G. B. (2002), «On the identification of cointegrated systems in small samples: a modelling strategy with an application to UK wages and prices», *Journal of Economic Dynamics and Control*, 26: 1517-1537.
- GUERIN-CALVERT, M., y ORDOVER, J. A. (2005), «Merchant benefits and public policy towards interchange: An economic assessment», presentada en la *New York Fed Conference on Antitrust Activity in Card-Based Payment Systems: Causes and Consequences*.
- HUMPHREY, D.; WILLESON, M.; LINDBLOM, T., y BERGENDAHL, G. (2003), «What does it cost to make a payment?», *Review of Network Economics*, vol. 2 (2): 159-174.
- JOHANSEN, S. (1988), «Statistical analysis of cointegration vectors», *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12: 231-254.
- (1991), «Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models», *Econometrica*, 59: 1551-1581.
- (1995), *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford University Press.
- MCALLISTER, P. H., y MCMANUS, D. (1993), «Resolving the scale efficiency puzzle in banking», *Journal of Banking and Finance*, 17: 389-405.
- PULLEY, L. B., y BRAUNSTEIN, Y. M. (1992), «A composite cost function for multiproduct firms with an application to economies of scope in banking», *The Review of Economics and Statistics*, 74: 213-230.
- RESERVE BANK OF AUSTRALIA (2002), *Reform of Credit Card Schemes in Australia. IV. Final Reforms and Regulation Impact Statement*, Reserve Bank of Australia, agosto.
- ROCHET, J. C., y TIROLE, J. (2002), «Cooperation among competitors: Some economics of payment card associations», *RAND Journal of Economics*, 33: 1-22.
- SASTRE, T., y FERNÁNDEZ-SÁNCHEZ, J. L. (2005), «Un modelo empírico de las decisiones de gasto de las familias», *Working Paper 0529*, Banco de España.
- SCHMALENSE, R. (2002), «Payment systems and interchange fees», *Journal of Industrial Economics*, 50: 103-122.
- WRIGHT, J. (2003), «Pricing in debit and credit card schemes», *Economics Letters*, 80: 305-309.
- (2004), «The determinants of optimal interchange fees in payment systems», *The Journal of Industrial Economics*, 52: 1-26.
- (2005), «Why do firms accept credit cards?», mimeografía, University of Auckland.

APÉNDICE

EL ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN A LARGO PLAZO Y LOS MODELOS DE CORRECCIÓN DE ERROR PARA LA DINÁMICA A CORTO PLAZO

Para realizar un análisis de las relaciones a largo plazo entre el consumo por hogar y otras variables, como el uso de tarjetas y las tasas de intercambio, se emplea como punto de partida un modelo estructural de cointegración con vectores autorregresivos (VAR) del consumo que incorpora el conjunto estándar de determinantes expuestos anteriormente («tipo de interés real *ex-post*», «ingresos reales por hogar», «patrimonio neto real por hogar» y «precios reales de la vivienda»), además del uso de tarjetas y las variables de las tasas expresadas en términos reales. Este tipo de modelo ya se ha aplicado a España en trabajos como el de Estrada y Buisán (1999) y el de Sastre y Fernández-Sánchez (2005). La inclusión de los precios de la vivienda en las recientes especificaciones de dichos modelos es de importancia, ya que los precios de la vivienda gozan de un peso importante en las decisiones tomadas por los hogares sobre el consumo y la inversión.

En lo que sigue, se emplean los logaritmos de las variables propuestas. Como paso previo, se determina el orden de integración de las diferentes series temporales. Se realizaron las pruebas estándar Dickey-Fuller aumentado (ADF) y la de Phillips-Perron, y las primeras diferencias fueron suficientes para lograr la estacionariedad. El análisis de las relaciones a largo plazo entre los hábitos del consumo, el uso de tarjetas y las tasas de intercambio se base en un planteamiento multivariante de las pruebas de cointegración propuesto por Johansen (1988, 1991 y 1995).

Un modelo general de cointegración VAR es dado por:

$$x_t = B_1 x_{t-1} + \dots + B_k x_{t-k} + \mu + \delta \tau_t + \varepsilon_t \quad [A1]$$

donde x representa un vector de cuatro variables endógenas incluyendo el logaritmo del consumo, los tipos de interés reales *ex-post*, los ingresos reales por hogar, el patrimonio financiero neto por hogar y los precios de la vivienda. Por otra parte, se definen hasta cinco modelos específicos diferentes, en los cuales se han incluido cinco variables «extra» de manera secuencial, junto con las otras cuatro para analizar sus relaciones a largo plazo. Tales variables son: el logaritmo de «uso total de tarjetas por hogar» (modelo 1), «uso de tarjetas de crédito por hogar» (modelo 2), «uso de tarjetas de débito por hogar» (modelo 3), «comisiones de servicio por transacciones con tarjetas de crédito» (modelo 4) y «comisiones de servicio por transacciones con tarjetas de débito» (modelo 5). μ es un vector de constantes, τ una tendencia temporal determinística y ε un vector de términos de errores de ruido blanco. Una característica importante de este modelo es la comprobación de la exogeneidad de las variables para simplificar el sistema VAR y obtener estimaciones de las relaciones de cointegración más robustas (Greenlade, *et al.*, 2002). Se adoptó un enfoque desde «lo general a lo específico» para obtener ecuaciones más parsimoniosas. En concreto, varias especificaciones se probaron con objeto de eliminar y/o fijar algunas de las variables como constantes. Se constató que «ingresos reales por hogar» y «precios de la vivienda» son exógenas (*). En la especificación final, los ingresos reales por hogar se incorporaron como restringidos al vector de cointegración del consumo de los hogares (con un valor de 0,5), a los vectores de cointegración del uso de las tarjetas (con un valor de 0,7) y a los vectores de cointegración de las comisiones (con un valor de 0,2). De igual manera, los precios de la vivienda se incorporaron como restringidos (con valores de 0,6, 0 y 0) a dichos vectores.

Dado que se emplearon datos trimestrales que abarcan el período 1999:1 a 2005:1, se asume que un modelo VAR (5) se «sobreajustaría» a los datos, y se emplea esta especificación como el punto de partida del procedimiento de comprobación secuencial. Además de una tendencia temporal sin restricciones, se permiten tres variables *dummies* centradas y estacionales. Como las pruebas F realizadas a los grupos de regresores indican que el cuarto y el quinto retardo de las diferentes variables, la tendencia temporal y los *dummies* estacionales son insignificantes, se estima el modelo sin ellos para comprobar las restricciones implícitas. Finalmente, pues, se procede a estimar los cinco modelos VAR, empleando hasta un total de tres retardos de las variables endógenas.

Para proceder, el modelo VAR se puede reformular como una forma de vectores de corrección de error:

$$\Delta x_t = C_1 \Delta x_{t-1} + \dots + C_{k-1} \Delta x_{t-k+1} + C_0 \Delta x_{t-1} + \mu + \varepsilon_t \quad [A2]$$

La metodología de Johansen se basa en la estimación de máxima verosimilitud, e intenta comprobar el rango de la matriz C_0 , que indica el número de relaciones a largo plazo entre las variables endógenas en el sistema. El estadístico de la traza de Johansen apuntó a que dos relaciones de cointegración son válidas para «consumo por hogar» con cada uno de las variables «extra» definidas en los modelos 1 a 5 («uso total de tarjetas por hogar», «uso de tarjetas de crédito por hogar», «uso de tarjetas de débito por hogar», «comisiones de servicio por transacciones con tarjetas de crédito» y «comisiones de servicio por transacciones con tarjetas de débito»).

Una vez que se esclarecieron las relaciones a largo plazo, se analizaron las relaciones dinámicas a corto plazo entre «consumo por hogar», por una parte, y «uso total de tarjetas por hogar», «uso de tarjetas de crédito por hogar», «uso de tarjetas de débito por hogar», «comisiones de servicio para transacciones con tarjetas de crédito» y «comisiones de servicio para transacciones con tarjetas de débito», por otra. Las relaciones a corto plazo se derivan de estimaciones por mínimos cuadrados ordinarios con corrección del error de las variables expresadas en tasas de variación. Los resultados de la cointegración apuntan a que un término de corrección de error —representado por el vector de cointegración retardado un período— debe ser incorporado a las ecuaciones del crecimiento del consumo por hogar y a cada uno de las cinco variables «extra» arriba mencionadas.

(*) Tanto la exogeneidad débil como la fuerte estaban garantizadas, ya que se constató que los ingresos reales por hogar y los precios de la vivienda motivaban el consumo y el uso de los instrumentos de pago, mientras no hubo ninguna evidencia de causalidad a la inversa.