
La demanda de dinero de las empresas: estimaciones con datos de panel

Este artículo ha sido elaborado por Olympia Bover, del Servicio de Estudios, y por Nadine Watson, de NERA (1).

1. INTRODUCCIÓN

La relación entre la demanda de dinero y sus determinantes es un elemento clave en la mayoría de las teorías sobre comportamiento macroeconómico. Además, la demanda de dinero es un componente fundamental en la formulación de la política monetaria. A pesar de que el tipo de intervención es, hoy en día, el instrumento principal de la política monetaria para conseguir la estabilidad de precios, los agregados monetarios siguen siendo un indicador relevante que se utiliza para juzgar el tono de la política monetaria.

Una de las magnitudes de interés que se obtienen de la estimación de una ecuación de demanda de dinero es la elasticidad de escala. Dicha elasticidad nos proporciona la información necesaria sobre el crecimiento de la oferta monetaria compatible con estabilidad de precios, dado el crecimiento económico observado. Los intentos más recientes de determinar la elasticidad de escala y estudiar la estabilidad de las funciones de demanda de dinero utilizan datos individuales de sección cruzada (a nivel de región, de familias, o de empresas) en lugar de datos de series temporales agregadas. Este cambio metodológico ha surgido en un intento de resolver los problemas que plantean los datos agregados en este contexto; por ejemplo, los sesgos que se producen en las estimaciones basadas en series temporales, dada la correlación entre las innovaciones tecnológicas agregadas y las variables de escala.

Los datos agregados son difíciles de interpretar, dado que sintetizan el comportamiento de agentes con demandas de dinero muy distintas. En cambio, el uso de datos individuales, además de solucionar los problemas mencionados anteriormente, permite tener en cuenta explícitamente factores inobservables que afectan a la demanda de dinero. Así, por ejemplo, el coste de gestión de efectivo varía para los distintos agentes no solo debido a diferencias en su sofisticación financiera, sino también a diferencias en el coste de oportunidad de no tener liquidez debido a distintos grados de acceso a los mercados de capitales.

(1) Este artículo es un resumen del Documento de Trabajo nº 0008, *Are There Economies of Scale in the Demand for Money by Firms? Some Panel Data Estimates*, Servicio de Estudios, Banco de España.

Con el fin de tener una visión completa de la demanda agregada de dinero se necesitarían estimaciones tanto a nivel de empresas como de familias. En este trabajo estimamos una ecuación para la demanda de dinero de las empresas utilizando datos de panel de la *Central de Balances del Banco de España* (CBBE) para el período 1983-1996. También presentamos estimaciones comparables para Estados Unidos y el Reino Unido utilizando datos de empresas de *Compustat* y *Datastream*, respectivamente. En dichas estimaciones contemplamos, entre otras, la posibilidad de que existan efectos específicos de empresa y errores de medida. La presencia de estos factores, si no se tiene en cuenta, produce sesgos en las estimaciones de las elasticidades. Los efectos específicos de empresa en una ecuación de tenencias de efectivo pueden surgir como resultado de diferencias en las funciones de producción de las empresas dentro de una misma industria que muy probablemente estén correlacionadas con el tamaño de la empresa y con el volumen de ventas. Por otra parte, son probables errores de medida no solo debido a medidas inexactas de las ventas (por ejemplo, es habitual el redondeo en las bases de datos de empresas), sino también debido a la posibilidad de que la medida de ventas anuales de que se dispone no corresponda exactamente a la información que utilizan las empresas cuando deciden sus tenencias de efectivo.

2. MARCO TEÓRICO

En la línea de los modelos de Baumol y Tobin, suponemos que las empresas necesitan efectivo para realizar transacciones y que los servicios de transacción junto con los demás *inputs* se combinan en una función de producción. El parámetro de la función de producción que mide cómo se combinan los servicios de transacción con los demás *inputs* refleja hasta qué punto hay economías de escala en la tenencia de saldos para transacciones. En nuestro análisis permitimos (gracias a disponer de datos de panel) que el nivel de transacciones y de efectivo esté relacionado con la adopción de innovaciones financieras en la economía, permitiendo que ese parámetro varíe a lo largo del tiempo. Si, por ejemplo, solo unas pocas empresas aceptan tarjetas de crédito, la sofisticación financiera de la empresa reducirá el número de transacciones y de efectivo en menor medida que si todas las aceptan. La adopción de tecnologías de la información en el proceso de compraventa es otro ejemplo de la importancia de la adopción generalizada de innovaciones antes de que puedan reducir el número de transacciones.

La ecuación de demanda de dinero que será el objeto de nuestro análisis empírico es la siguiente:

$$\log m_{it} = \log s_{it} - \log R_{it} - \log A_{it}$$

donde m_{it} representa los saldos reales de efectivo, s_{it} la producción, R_{it} el coste de oportunidad nominal del dinero, y A_{it} la sofisticación financiera de la empresa. El término A_{it} puede especificarse como $A_{it} = A_t H_i V_{it}$, donde A_t es un efecto de tiempo, H_i es un efecto de empresa, y V_{it} es un *shock* específico de la empresa en t . Los parámetros de interés en este trabajo son α y β , que representan la elasticidad de escala y al tipo de interés, respectivamente.

3. DATOS

Los datos de empresas utilizados en este trabajo provienen principalmente de la *Central de Balances del Banco de España*. Nuestra muestra final española recoge 5.649 empresas observadas a lo largo de varios años durante el período 1983-1996 (el número total de observaciones es de 23.749). Las empresas provienen de todos los sectores no financieros de la economía.

Para estimar la elasticidad de las tenencias de efectivo por parte de las empresas, la variable de dinero debe incluir cualquier forma de pago negociable inmediatamente. Utilizamos la variable de tesorería de la CBBE que recoge caja, cuentas corrientes y cuentas de ahorro. Como medida de producción tomamos en la mayor parte del trabajo la variable de ventas, y tanto ventas como tesorería están divididas por el deflactor del PIB (base 1986). La variable de tipo de interés específico de la empresa se define como los pagos por el crédito recibido dividido por la financiación externa. Finalmente, construimos una medida de la sofisticación financiera de la empresa para captar el impacto diferencial de los tipos de interés agregados sobre las decisiones de tenencia de efectivo de la empresa. La *proxy* utilizada para la sofisticación financiera es el porcentaje de deuda no bancaria sobre el total de deuda. Adicionalmente, utilizamos datos agregados para los tipos de interés.

Nuestra muestra de empresas de Estados Unidos se obtiene de la base de datos de *Compustat*. Para el Reino Unido utilizamos datos de *Datastream*. Los períodos muestrales son de 1978 a 1992 para Estados Unidos y de 1983 a 1997 para el Reino Unido, que son los períodos más similares a la CBBE, dados los datos de que disponemos. El número de observaciones es 28.859 para Estados Unidos y 9.672 para el

CUADRO 1

**Resultados para España utilizando la Central de Balances
Período muestral 1986-1996 (a)**

	MCO Niveles	MCO Primeras diferencias	MGM (c) Primeras diferencias sin error de medida	MGM (c) Primeras diferencias Errores de medida ruido blanco	MGM (c) Niveles Errores de medida ruido blanco
Log Ventas _{it}	0,722 (30,23)	0,445 (12,25)	0,489 (15,92)	0,994 (7,53)	0,748 (34,60)
Log Ventas _{it} *tendencia	-0,025 (3,18)	-0,032 (4,87)	-0,031 (5,33)	-0,031 (4,99)	-0,028 (3,97)
Log ventas _{it} *tendencia ²	0,001 (1,20)	0,001 (1,94)	0,001 (1,98)	0,001 (2,30)	0,001 (1,40)
Ficticias temporales	sí	sí	sí	sí	sí
Ficticias de industria	sí	no	—	—	sí
Contraste de correlación serial orden 1 (b)	27,97	-24,70	-24,73	-24,92	28,03
Contraste de correlación serial orden 2 (b)	23,18	-2,51	-2,53	-2,77	23,26
Contraste de Sargan % (valor p)			11,8	39,4	0,0
Instrumentos (+ ficticias temporales)			log s _{i1,...} log s _{iT}	log s _{i1,...} log s _{it-2} log s _{it+1,...} log s _{iT}	log s _{i1,...} log s _{it-1} log s _{it+1,...} log s _{iT}

(a) t-ratios entre paréntesis robustos a heteroscedasticidad y correlación serial.
(b) Excepto cuando el modelo ha sido estimado en niveles, los contrastes de correlación serial se basan en estimaciones de los residuos en primeras diferencias.
(c) Estimaciones robustas de segunda etapa.

Reino Unido, que corresponden a 6.772 y 1.572 empresas, respectivamente. La definición de la variable de ventas es directamente comparable en las tres bases de datos, y elegimos las variables de tenencias de efectivo más parecidas a nuestra definición de la CBBE. Se comprueba que la distribución de $\log(m_{it}/S_{it})$ es muy similar para los tres países, excepto en las colas superiores, donde las empresas de Estados Unidos y del Reino Unido tienen más tenencias de efectivo respecto a sus ventas que las de España.

4. RESULTADOS

4.1. Elasticidad de escala

Los principales resultados para España se recogen en el cuadro 1. Un resultado que se mantiene a lo largo de las distintas estimaciones para la muestra española es que la elasticidad de escala ha ido disminuyendo en el tiempo (este efecto queda recogido en las interacciones del logaritmo de las ventas con una tendencia y una tendencia al cuadrado) para el período que abarca de mediados de los ochenta a mediados de los noventa. Es sabido que este fue un período de crecientes innovaciones financieras, las cuales fueron siendo incorporadas por los agentes económicos de forma diversa. En el contexto de nuestro modelo, la progresiva adopción de innovaciones financie-

ras en la economía es un efecto que depende del tamaño de la empresa. Se trata, por consiguiente, de un resultado sensato, que indica que las innovaciones financieras tendentes a reducir la demanda de dinero actúan, al menos en parte, reduciendo la elasticidad de escala.

La primera columna presenta estimaciones en niveles, por mínimos cuadrados ordinarios (MCO). A pesar de haber tenido en cuenta diferencias sectoriales, los contrastes econométricos muestran indicios coherentes con la presencia de otras diferencias permanentes entre empresas en la demanda de dinero («efectos fijos»), probablemente correlacionadas con sus ventas. Estos efectos captarían la eficiencia de la gestión, o la sofisticación financiera de la empresa y estarían correlacionados negativamente con el producto de la empresa a través de su proceso productivo. Más adelante esta hipótesis se ve confirmada empíricamente.

En vista de la probable correlación negativa entre las ventas y los efectos de empresa, se esperaría que la elasticidad de escala medida sin tener en cuenta dichos efectos tuviera un sesgo negativo. Aprovechando la información con datos de panel, la realización de estimaciones en primeras diferencias debería hacer desaparecer este sesgo negativo. En cambio, como se observa en la columna 2, las elasticidades estimadas son más pequeñas todavía (MCO en primeras diferencias).

Resultados para el Reino Unido utilizando *Datastream*
Período muestral 1986-1997 (a)

	MCO Niveles	MCO Primeras diferencias	MGM (c) Primeras diferencias sin error de medida	MGM (c) Primeras diferencias Errores de medida ruido blanco	MGM (c) Niveles Errores de medida ruido blanco
Log Ventas _{it}	1,076 (27,54)	0,562 (5,88)	0,603 (9,07)	0,964 (5,22)	1,081 (30,37)
Log Ventas _{it} *tendencia	0,038 (2,86)	-0,015 (1,46)	-0,006 (0,67)	-0,001 (0,14)	0,003 (3,11)
Log Ventas _{it} *tendencia ²	-0,003 (3,17)	0,000 (0,59)	-0,000 (0,29)	-0,000 (0,08)	-0,003 (3,46)
Ficticias temporales	sí	sí	sí	sí	sí
Ficticias de industria	sí	no	—	—	sí
Contraste de correlación serial orden 1 (b)	17,08	-11,73	-11,75	-11,75	17,06
Contraste de correlación serial orden 2 (b)	15,06	-3,13	-3,16	-3,24	15,01
Contraste de Sargan % (valor p)			23,7	36,6	0,8
Instrumentos (+ ficticias temporales)			log s _{i1,...} log s _{iT}	log s _{i1,...} log s _{it-2} log s _{it+1,...} log s _{iT}	log s _{i1,...} log s _{it-1} log s _{it+1,...} log s _{iT}

(a) t-ratios entre paréntesis robustos a heteroscedasticidad y correlación serial.

(b) Excepto cuando el modelo ha sido estimado en niveles, los contrastes de correlación serial se basan en estimaciones de los residuos en primeras diferencias.

(c) Estimaciones robustas de segunda etapa.

Por otra parte, un error de medida en las ventas también causaría un sesgo negativo en la elasticidad estimada. Por errores de medida entendemos no solo errores de medición en sentido estricto (por ejemplo, en la CBBE se redondea la variable de ventas en millones de pesetas y en Compustat en miles de dólares), sino también discrepancias entre las ventas observadas y la variable de escala a la que realmente responde la demanda de dinero. Por ejemplo, nuestra medida de ventas es una medida anual que puede no corresponder exactamente con la información sobre ventas que la empresa tiene en cuenta cuando decide sus tenencias de efectivo de final de año. Además, este sesgo podría ser mucho mayor al considerar primeras diferencias, ya que en ese caso el error de medida en las ventas podría hacerse relativamente más importante.

En definitiva, es posible que las estimaciones en niveles estén sesgadas a la baja por las dos razones apuntadas (efectos de empresa correlacionados y errores de medida) y que las estimaciones en diferencias estén afectadas solo por un sesgo (debido a errores de medida), pero de mayor magnitud. Las estimaciones en diferencias por variables instrumentales que se presentan a continuación, permitiendo efectos correlacionados y un error de medida aleatorio en las ventas, son coherentes con esta interpretación de los datos.

Las estimaciones de variables instrumentales (MGM) se presentan en las columnas 3, 4, y 5. En la columna 3 solo se controla por efectos fijos correlacionados de empresa (análogo a MCO en diferencias), en la columna 5 solo por errores de medida aleatorios en las ventas, y en la columna 4 por ambas cosas. La diferencia en los parámetros estimados y los contrastes de especificación confirman la presencia de ambos factores. Es notoria la diferencia en el valor de la elasticidad cuando se tienen en cuenta dichos factores a la vez; para el principio del período muestral, pasa de 0,72 a 0,99. Es de señalar que se obtienen el mismo tipo de resultados si, como variable de escala, se utiliza una variable construida de *output* en lugar de las ventas.

Otra posibilidad que se contempla en el trabajo es que exista realimentación o simultaneidad debido a *shocks* tecnológicos, a pesar de haber permitido efectos de empresa y de tiempo. Sin embargo, como puede verse en el Documento de Trabajo, este no parece ser el caso. En efecto, la posibilidad que brindan los datos de panel de permitir explícitamente *shocks* tecnológicos agregados a través de las variables ficticias de tiempo parece alejar el posible problema de causalidad inversa entre las ventas y la demanda de dinero de las empresas.

CUADRO 3

Resultados para los Estados Unidos utilizando Compustat
Período muestral 1981-1992 (a)

	MCO Niveles	MCO Primeras diferencias	MGM (c) Primeras diferencias sin error de medida	MGM (c) Primeras diferencias Errores de medida ruido blanco	MGM (c) Niveles Errores de medida ruido blanco
Log Ventas _{it}	0,922 (67,15)	0,344 (10,57)	0,382 (13,12)	0,744 (10,69)	0,928 (69,64)
Log Ventas _{it} *tendencia	0,013 (2,39)	-0,000 (0,07)	0,000 (1,54)	0,004 (1,24)	0,011 (2,36)
Log Ventas _{it} *tendencia ²	-0,002 (3,82)	0,000 (0,98)	-0,000 (0,02)	-0,000 (0,72)	-0,002 (4,12)
Ficticias temporales	sí	sí	sí	sí	sí
Ficticias de industria	sí	no	—	—	sí
Contraste de correlación serial orden 1 (b)	32,55	-21,95	-22,00	-22,10	35,12
Contraste de correlación serial orden 2 (b)	26,62	-4,56	-4,64	-5,00	28,80
Contraste de Sargan % (valor p)			0,2	8,6	0,0
Instrumentos (+ ficticias temporales)			log s _{i1,...} log s _{iT}	log s _{i1,...} log s _{it-2} log s _{it+1,...} log s _{iT}	log s _{i1,...} log s _{it-1} log s _{it+1,...} log s _{iT}

(a) *t-ratios* entre paréntesis robustos a heteroscedasticidad y correlación serial.
(b) Excepto cuando el modelo ha sido estimado en niveles, los contrastes de correlación serial se basan en estimaciones de los residuos en primeras diferencias.
(c) Estimaciones robustas de segunda etapa.

4.2. Resultados para Estados Unidos y el Reino Unido

También se obtienen estimaciones comparables para los Estados Unidos y el Reino Unido. Una razón es comprobar hasta qué punto también están presentes errores de medida y efectos fijos de empresa correlacionados cuando se estiman ecuaciones de demanda de dinero con datos de empresas para países de referencia como Estados Unidos y el Reino Unido. Además, dado que se comprueba que este es el caso, se proporcionan elasticidades de escala para los Estados Unidos y el Reino Unido teniendo en cuenta ambos factores conjuntamente.

Los resultados para Estados Unidos y el Reino Unido están recogidos en los cuadros 2 y 3, respectivamente. Como puede verse, para estos países también se obtienen estimaciones sesgadas si no se tienen en cuenta conjuntamente los errores de medida y los efectos correlacionados de empresa. Las estimaciones muestran que, a lo largo de los períodos muestrales considerados, en los Estados Unidos y el Reino Unido las elasticidades de escala se han mantenido constantes, contrariamente a España. Para el Reino Unido se estima que esta elasticidad no es muy distinta de uno, parecida a la reinante en España a mediados de los años ochenta. Por otra parte, para los Estados

Unidos, la elasticidad estimada es de 0,7 aproximadamente, similar a nuestra estimación para España a mediados de los noventa.

Nótese que, contrariamente al caso español, en Estados Unidos y el Reino Unido el sesgo total debido a efectos de empresa resulta ser positivo. Una correlación positiva entre los efectos de empresa y las ventas puede darse si, por ejemplo, los efectos fijos recogen en mayor medida el nivel de salarios (inobservado) de los empresarios (véase Documento de Trabajo).

De acuerdo con el modelo teórico, se podría pensar que diferencias en las elasticidades de escala entre los tres países reflejan diferencias en la eficiencia de sus sistemas de pagos; por ejemplo, cheques frente a pagos electrónicos, o mejoras en el procesamiento de distintas formas de pago vía un aumento en la automatización. Sin embargo, estas diferencias no tienen por qué mantenerse para los correspondientes agregados de empresas si el grado de representatividad de las muestras utilizadas varía en los tres países.

4.3. Elasticidades a tipos de interés

Además de la elasticidad de escala, otro parámetro muy relevante es la elasticidad al tipo de interés de la demanda de dinero. Elasticida-

Resultados para la elasticidad al tipo de interés (España)
Período muestral 1986-1996 (a) (b) (c)

	Tipo de interés agregado de las alternativas a M2	Tipo de interés agregado de las alternativas a M2	Tipo de interés específico de la empresa
Log Ventas _{it}	0,878 (9,55)	0,788 (9,41)	0,949 (8,96)
Log Ventas _{it} *tendencia	-0,025 (8,38)	-0,025 (8,75)	-0,031 (5,42)
Log Ventas _{it} *tendencia ²	0,001 (5,21)	0,001 (4,95)	0,001 (2,43)
Log Tipo interés	-0,281 (5,39)	-0,309 (6,14)	-0,077 (2,27)
Log Tipo interés * % deuda no bancaria	—	0,006 (4,10)	—
Tendencia (en niveles)	sí	sí	
Ficticias temporales	—	—	sí
Contraste de correlación serial orden 1	-24,96	-24,90	-24,91
Contraste de correlación serial orden 2	-2,74	-2,65	-2,71
Contraste de Sargan % (valor p)	0,6	3,1	50,7
Instrumentos (+ ficticias temporales)	log s _{i1,...} log s _{it-2,} log s _{it+1,...} log siT	como en col. 1 más % deuda no bancaria _{1,...} % deuda no bancaria _t	como en col. 1 más log R _{i1,...} log R _{it-2,} log R _{it+1,...} log R _{iT}

(a) t-ratios entre paréntesis robustos a heteroscedasticidad y correlación serial.

(b) Estimaciones robustas de segunda etapa.

(c) Primeras diferencias y errores de medida ruido blanco.

des al tipo de interés agregado son más difíciles de identificar con datos de empresas, dada la importancia de la variación de serie temporal en este caso. No obstante, en el cuadro 4 se presentan algunas estimaciones de dichas elasticidades para España. En la primera columna se toma como variable de tipo de interés el tipo de interés compuesto agregado de activos financieros alternativos a M2. El problema con dicha estimación, tal como cabe esperar, es que los contrastes de especificación son mucho menos satisfactorios.

En la segunda columna permitimos que la elasticidad al tipo de interés varíe según el grado de sofisticación financiera de la empresa, y para ello introducimos una interacción entre el tipo de interés agregado y el porcentaje de deuda no bancaria de la empresa. Los efectos estimados indican que las empresas más sofisticadas financieramente son menos sensibles al tipo de interés agregado de la economía.

En la última columna se utiliza una medida del tipo de interés específico de la empresa. La elasticidad estimada es de -0,08 y el contraste de especificación es satisfactorio.

5. CONCLUSIONES

En el trabajo se ha mostrado cómo en las ecuaciones de demanda de dinero existen términos inobservables que hay que tener en cuenta en las estimaciones econométricas para obtener estimaciones fiables de las elasticidades. En concreto, estos términos son consecuencia de la existencia de errores de medida en ventas o *output* y de efectos permanentes de empresa que captan diferencias en sofisticación financiera o diferencias en eficiencia de la gestión de la empresa. Se ha comprobado la existencia de estos factores en el caso de los tres países analizados: España, Estados Unidos y el Reino Unido.

Cuando se controla adecuadamente por esos factores de forma conjunta, la elasticidad de escala para la muestra de empresas españolas era de 0,99 en 1986. Desde entonces y hasta mediados de los años noventa nuestras estimaciones indican que dicha elasticidad ha ido disminuyendo. Este resultado sugiere que las crecientes innovaciones financieras en este período han tendido a reducir la demanda de dinero reduciendo la elasticidad de escala principalmente. Sin embargo, para los Estados Unidos y el Reino Unido las elasticidades estima-

das para los períodos considerados han permanecido constantes (0,71 para los Estados Unidos y 0,96 para el Reino Unido).

También se hallan estimaciones de la elasticidad de la demanda de dinero de las empresas españolas al tipo de interés. La elasticidad al tipo de interés agregado es de $-0,3$, aproximadamente, pero el modelo no es enteramente

satisfactorio en este caso. Utilizando tipos de interés específicos de la empresa, la elasticidad estimada es de $-0,08$. Adicionalmente, hemos obtenido que el impacto de cambios en los tipos de interés agregados en la demanda de dinero es menor para empresas financieramente sofisticadas.

20.10.2000.