

**MOROSIDAD DE LA DEUDA
EMPRESARIAL BANCARIA
EN ESPAÑA, 1992-2003**

2006

Sonia Ruano-Pardo
y Vicente Salas-Fumás

**Documentos de Trabajo
N.º 0622**

BANCO DE ESPAÑA



MOROSIDAD DE LA DEUDA EMPRESARIAL BANCARIA EN ESPAÑA, 1992-2003

**MOROSIDAD DE LA DEUDA EMPRESARIAL BANCARIA
EN ESPAÑA, 1992-2003**

**Modelos de la probabilidad de entrar en mora, del volumen de deuda
en mora y del total de deuda bancaria, a partir de datos individuales
de empresa (*)**

Sonia Ruano-Pardo

BANCO DE ESPAÑA

Vicente Salas-Fumás

UNIVERSIDAD DE ZARAGOZA Y BANCO DE ESPAÑA

(*) Los autores agradecen los comentarios y sugerencias de Jesús Saurina y de un evaluador anónimo.

El objetivo de la serie de Documentos de Trabajo es la difusión de estudios originales de investigación en economía y finanzas, sujetos a un proceso de evaluación anónima. Con su publicación, el Banco de España pretende contribuir al análisis económico y al conocimiento de la economía española y de su entorno internacional.

Las opiniones y análisis que aparecen en la serie de Documentos de Trabajo son responsabilidad de los autores y, por tanto, no necesariamente coinciden con los del Banco de España o los del Eurosistema.

El Banco de España difunde sus informes más importantes y la mayoría de sus publicaciones a través de la red INTERNET, en la dirección <http://www.bde.es>.

Se permite la reproducción para fines docentes o sin ánimo de lucro, siempre que se cite la fuente.

© BANCO DE ESPAÑA, Madrid, 2006

ISSN: 0213-2710 (edición impresa)
ISSN: 1579-8666 (edición electrónica)
Depósito legal: M.39391-2006
Imprenta del Banco de España

Resumen

El trabajo analiza los determinantes de la ratio de morosidad en la deuda bancaria empresarial en España durante el período 1992-2003, estudiando los factores que explican la entrada y salida de las empresas en la situación de mora en el pago de la deuda bancaria, y los factores que explican el volumen relativo de deuda en mora en las empresas morosas. La base de datos utilizada combina información a nivel de empresa no financiera procedente de dos fuentes: SABI-INFORMA y Central de Información de Riesgos del Banco de España. La metodología aplicada se sustenta en la estimación de modelos de selección de Heckman. Los resultados obtenidos indican que la tendencia positiva observada en la evolución de la morosidad agregada de la deuda bancaria a lo largo del período estudiado obedece sobre todo a una evolución decreciente de la ratio de morosidad de las empresas morosas mientras continúan en este estado. En cambio, la contribución a la morosidad agregada de la entrada y la salida de empresas de la situación de mora es relativamente estable en el tiempo.

Keywords: default of bank debt, non financial firms, Heckman's selection model, financial stability, financial distress.

JEL Classification: C24, G21; G28, G32.

1 Introducción

La estabilidad del sistema financiero descansa, en buena parte, en el cumplimiento por parte de las familias y las empresas que reciben financiación para el consumo o la inversión, de los plazos de pago de intereses y devolución del principal pactados con los intermediarios financieros que otorgan el correspondiente crédito. La evaluación del riesgo de crédito, entendido como la probabilidad de que se produzca un incumplimiento, total o parcial, de las obligaciones de pago, en combinación con la evaluación de la solvencia de las entidades de crédito para adaptarse a este riesgo absorbiendo *shocks* no previstos de antemano, constituye un elemento clave en la evaluación de la estabilidad del sistema financiero. Aunque el riesgo de crédito puede provenir de la financiación a familias y de la financiación a empresas por parte de bancos y cajas, con el fin de acotar su contenido y preservar una mayor homogeneidad, el trabajo se centra exclusivamente en el estudio del cumplimiento o no de los compromisos de pago de intereses y principal por parte de empresas no financieras.

La ratio de morosidad bancaria de las empresas, o porcentaje del total deuda bancaria contraída por estas empresas que representa la deuda que acumula incumplimientos en el pago de intereses y/o en la devolución del principal, es la variable que habitualmente sirve para el seguimiento del riesgo de crédito *ex post* que soportan los intermediarios financieros. El objetivo de este trabajo es proponer y aplicar una metodología para el análisis microeconómico de la morosidad en la deuda bancaria de las empresas no financieras, con el propósito de conocer mejor los distintos elementos que la determinan y, a partir de él, mejorar las prácticas de supervisión y seguimiento del riesgo de crédito en el marco de la estabilidad financiera. Esta mejor comprensión de la naturaleza de los factores microeconómicos que explican las variaciones de la ratio de morosidad agregada para el conjunto de una economía permite, a su vez, diseñar un indicador agregado de riesgo *ex ante* cuya construcción se basa en información esencialmente empresarial, así como realizar una valoración de la calidad y viabilidad de este indicador. En particular, el trabajo se centra en la ratio de morosidad de las empresas no financieras que representan prácticamente la mitad¹ de la actividad crediticia del sistema bancario español durante el período 1992-2003.

La ratio de morosidad agregada, que puede ser expresada como la media ponderada de las ratios de morosidad de la población de acreditados, utilizando como ponderaciones los pesos relativos en términos de la deuda bancaria², constituye un indicador sintético para seguimiento de los riesgos *ex post* que, desde un punto de vista agregado, amenazan a la estabilidad financiera, puesto que su variación temporal refleja de manera simultánea dos tipos de factores relevantes. En primer lugar, recoge las variaciones en la posición de la distribución estadística de la ratio de morosidad de la población de acreditados. En segundo lugar, tiene en cuenta las diferencias en términos del riesgo sistémico que implican acreditados con niveles de endeudamiento dispares, ponderando en mayor medida las variaciones en las ratios de morosidad que afectan a los más endeudados.

1. Este dato se refiere al peso relativo del sector de empresas no financieras en el crédito agregado para los negocios en España del conjunto de bancos y cajas en diciembre de 2005.

2. En este trabajo se han definido la deuda morosa en sentido amplio contabilizando en este concepto tanto las obligaciones de pago con más de 3 meses de mora, como aquellos importes que las entidades consideran de dudoso cobro.

Acorde con esta interpretación, este trabajo aborda el objetivo principal de explorar los determinantes de la ratio de morosidad agregada desde dos enfoques diferentes. El primer enfoque se basa en la descomposición factorial de las variaciones de la ratio de morosidad agregada que se realiza a partir de la información para la población de empresas no financieras que proporciona la Central de Información de Riesgos del Banco de España (CIR)³. Esta metodología persigue separar las contribuciones a las variaciones interanuales de la ratio de morosidad agregada de los cambios en los ratios de morosidad individuales y de los cambios en los pesos relativos de las empresas. Adicionalmente, la descomposición factorial que se propone en este trabajo ha tenido en cuenta que, en parte, la evolución de la ratio de morosidad agregada refleja los cambios a lo largo del tiempo en la composición de la población de empresas en situación de mora como consecuencia de la entrada y salida de las empresas de dicha situación. Ello ha permitido, por un lado, cuantificar de forma separada el impacto del reemplazamiento de las cohortes de empresas que salen por las cohortes de empresas que entran en situación de mora y, por otro lado, cuantificar el impacto de las variaciones en los ratios de morosidad y/o el peso relativo de las empresas que permanecen en mora durante al menos dos períodos consecutivos.

El segundo enfoque se basa en la utilización de técnicas econométricas para explorar los determinantes de la ratio de morosidad agregada basándose en la información a nivel de empresa para una muestra de gran tamaño (más de 1.500.000 observaciones) extraída de la base de datos SABI-INFORMA. Este enfoque centra la atención en el estudio de la relación existente entre las características económico financieras de las empresas y su situación de morosidad. En particular, la modelización empírica de la esperanza condicional de la ratio de morosidad agregada se fundamenta en la estimación de un modelo de selección (de Heckman) para la ratio de morosidad de las empresas individuales. Esta forma de modelización permite separar la incidencia de las características de las empresas en los dos determinantes del valor esperado de la ratio de morosidad: i) la probabilidad de que la empresa sea morosa dadas sus características y, ii) condicional a que la empresa se encuentre en situación de mora, el valor esperado de su ratio de morosidad en función de las características de la empresa.

El enfoque micro-económico se aplica también a la explicación de la entrada y salida de las empresas en situación de mora a través de un modelo empírico que se estima de forma separada para grupos de empresas que varían en función de la situación de morosidad de la empresa en el período previo al que se revela su situación de morosidad. En primer lugar, el modelo de selección (de Heckman) para la subpoblación de empresas que no eran morosas en el período anterior permite estudiar la influencia de las características de las empresas en su probabilidad de entrar o no entrar en situación de mora y, en su caso, en el nivel de la ratio de morosidad. En segundo lugar, el modelo de selección (de Heckman) aplicable a las empresas que ya eran morosas en el período previo, formaliza la dependencia respecto a las características individuales de la decisión de continuar o salir de la situación de morosidad y, en su caso, de la ratio de morosidad de la empresa.

Una vez identificadas las variables económico-financieras que inciden en las probabilidades de impago y en las esperanzas condicionales de la ratio de morosidad, el trabajo explora en qué medida la información económico-financiera de las empresas, de la que se dispone con cierto retraso, se puede utilizar para formular un modelo predictivo para las probabilidades de impago y para la función de esperanza condicional de la ratio de

3. La CIR recoge la información relativa a todos los riesgos concedidos por las entidades de crédito con un montante superior a los 6.000 euros.

morosidad de las empresas a partir del cual construir un predictor paramétrico de la ratio de morosidad agregada.

Este último objetivo de construcción de un indicador del riesgo de impago del sistema bancario basándose en información económico-financiera a nivel de empresa, ha sido abordado en varios trabajos empíricos precedentes. Atendiendo a la metodología que se emplea para construir el indicador de riesgo agregado se distingue entre aquellos trabajos que construyen indicadores de tipo no paramétrico y los que construyen indicadores de tipo paramétrico. En el primer grupo se encuentran, entre otras, las propuestas de Ruano y Salas (2004) y de la Financial Stability Review (2004) que categorizan las empresas de la población en varias categorías con diferente nivel de riesgo, atendiendo a los valores de dichas empresas en uno o varios ratios financieros⁴. Así, la deuda en riesgo se define como el porcentaje de deuda bancaria que concentran las empresas en situación de mayor riesgo. Implícitamente, este tipo de indicadores asumen que hay dos tipos de empresas en la población: aquellas que se encuentran en situación de riesgo, a las que imputan una probabilidad de impago igual a 1, y aquellas que están fuera de las categorías de riesgo, a las que imputan una probabilidad de impago igual a 0. Asimismo, se asume implícitamente que, en caso de impago, la totalidad de la deuda resultaría impagada.

Los trabajos de Bunn y Redwood (2003), para Reino Unido, y Benito, Delgado y Martínez-Pagés (2004), para España, proponen indicadores agregados de riesgo que se estiman a partir de información a nivel microeconómico de tipo económico-financiera para una muestra de empresas no financieras, empleando técnicas paramétricas. Ambos trabajos emplean una metodología similar consistente en la estimación de la probabilidad de impago⁵ de las empresas en función de sus características económico-financieras, aplicando técnicas econométricas⁶.

A partir de estas estimaciones de las probabilidades de impago, y en base al concepto de *deuda en riesgo* introducido por Benito, Whitley y Young (2001), la deuda en riesgo de la empresa se determina como el producto de la probabilidad de impago por el nivel de endeudamiento bancario de la empresa. Finalmente, el indicador agregado de deuda en riesgo se construye sumando los importes de la deuda en riesgo correspondientes a todas las empresas de la población y se expresa en valores relativos sobre el endeudamiento bancario agregado. De esta forma, se llega a un indicador sintético que refleja simultáneamente las probabilidades de impago de las empresas, que varían en función de las características de la empresa, y las diferencias en el riesgo sistémico a nivel individual.

Respecto a los estimadores de tipo no paramétrico de la deuda en riesgo, esta metodología asigna a las empresas probabilidades de impago que dependen principalmente de la situación económica y financiera de las mismas. No obstante, y tal como los propios

4. En Ruano y Salas (2004) las empresas se agrupan en varias categorías de riesgo atendiendo a su rentabilidad. En la Financial Stability Review (2004) las categorías de riesgo se definen atendiendo al ratio de cobertura de la deuda (definido como cociente entre los beneficios y la deuda) y al ratio de solvencia (definido como cociente entre los recursos propios y el activo).

5. El trabajo de Bunn y Redwood (2003) estima la probabilidad de que una empresa cese su actividad. Este evento representa un riesgo para el sistema financiero en la medida en que el cierre de las empresas puede estar correlacionado con el incumplimiento de las obligaciones de pago. El trabajo de Benito, Delgado y Martínez-Pagés (2004) estima la probabilidad de que la empresa sea morosa o dudosa respecto a alguna de sus obligaciones de pago. Para el caso español, la estimación de la probabilidad de impago para empresas no financieras fue abordada por primera vez en los trabajos de Trucharte y Marcelo (2002) y Corcóstegui, González-Mosquera, Marcelo y Trucharte (2003), con el fin de establecer un sistema de clasificación de acreditados basado en la información económico-financiera de las empresas.

6. Para una revisión de la literatura sobre determinantes de la probabilidad de quiebra empresarial o impago, que arranca con los trabajos pioneros de Beaver (1966) y Altman (1968), véase Bunn y Redwood (2003).

autores reconocen, este método de estimación de la deuda en riesgo asume implícitamente que la ratio de morosidad de las empresas que impagan es siempre igual a 1. Puesto que, en general, este supuesto no se cumple, los indicadores agregados que proponen estos autores han de interpretarse como una cota máxima para el verdadero valor de la deuda en riesgo.

El estimador de la ratio de morosidad agregada que se propone en este trabajo, puede interpretarse como una generalización de los indicadores agregados de deuda en riesgo propuestos en los trabajos de Bunn y Redwood (2003) y de Benito, Delgado y Martínez-Pagés (2004), en la medida en que la deuda en riesgo de las empresas se estima como producto de la ratio de morosidad esperada de la empresa y el importe de su deuda bancaria total. El valor esperado de la ratio de morosidad de las empresas se estima utilizando un modelo de selección (de Heckman) que tiene en cuenta que dicho valor esperado es el producto de la probabilidad de impago y el valor esperado de la ratio de morosidad, condicional a que la empresa se encuentre en situación de mora. En consecuencia, esta modelización de las ratios de morosidad individuales relaja el supuesto de que la ratio de morosidad de las empresas en situación de mora es igual a 1 y corrige la sobre valoración de la deuda en riesgo que se produce en otras aproximaciones. El procedimiento para construir el indicador agregado de riesgo propuesto en este trabajo tiene en cuenta los tres tipos de determinantes que subyacen a la evolución de la deuda en riesgo: las variaciones en la probabilidad de impago de las empresas y las variaciones en la importancia relativa de las mismas desde un punto de vista del riesgo sistémico. A su vez, esta importancia relativa depende de la magnitud de las ratios de morosidad individuales y de los pesos relativos de las empresas en términos de su endeudamiento bancario.

Adicionalmente, nuestro trabajo contribuye a la literatura en otras dos direcciones. En primer lugar, realiza una descomposición factorial de la evolución temporal de la ratio de morosidad agregada que permite cuantificar la importancia relativa de tres tipos de factores: i) el reemplazamiento de las empresas que salen de la situación de impago por las empresas que entran en situación de impago; ii) las variaciones de la ratio de morosidad de las empresas que permanecen en situación de impago durante al menos dos períodos consecutivos, y iii) las variaciones en los pesos relativos de las empresas. En segundo lugar, el trabajo modeliza los determinantes microeconómicos de la ratio de morosidad agregada teniendo en cuenta, de forma simultánea, el impacto de las características de las empresas tanto en las probabilidades de impago como en las ratios de morosidad individuales; al mismo tiempo que incorpora de forma explícita en la modelización la influencia de las características individuales en sus decisiones de entrada y salida de la situación de morosidad.

El resto del trabajo está estructurado como sigue. En la sección 2, se describen las características de las bases de datos empleadas para el análisis empírico de los determinantes de las variaciones de la ratio de morosidad agregada. En la sección 3, se describe la metodología empleada para realizar la descomposición factorial de las variaciones interanuales de la ratio de morosidad agregada relativa a las empresas no financieras españolas a durante el período 1992-2003. En la sección 4 se describe el modelo de selección (de Heckman) condicional a la situación de morosidad en $t-1$ con el que se modeliza de forma empírica la influencia de las características económico-financieras de las empresas en sus decisiones relativas a las decisiones de entrada-salida de la situación de morosidad y, en su caso, en el nivel de la ratio de morosidad. Asimismo se presentan los resultados empíricos obtenidos a partir de la información disponible para una muestra de gran tamaño relativa a empresas financieras españolas, diferenciando entre el modelo explicativo y los modelos predictivos con uno o dos retardos. Por último, la sección 5 resume las principales conclusiones del trabajo.

2 Las bases de datos

Los resultados empíricos que se recogen en este trabajo se han obtenido a partir de la información de dos bases de datos con diferentes características, desde el punto de vista de su naturaleza estadística y sus contenidos informativos. Ambas bases de datos han sido construidas a partir de la información a nivel de empresa que se ha extraído de la Central de Información de Riesgos del Banco de España (CIR), relativa a los riesgos contraídos por las entidades de crédito residentes en España con empresas españolas (residentes en España), y de la base de datos de SABI-INFORMA, relativa a las características económicas y financieras de una muestra de empresas no financieras españolas.

La primera base de datos, construida a partir de la información de CIR, contiene información sobre los riesgos bancarios en las empresas no financieras españolas en el período 1992-2003. La segunda base de datos contiene información sobre las características económico-financieras y sobre los riesgos contraídos por las entidades de crédito para una muestra de empresas no financieras. En la construcción de esta base de datos se ha combinado la información que proporciona SABI-INFORMA, acerca de las características económicas y financieras de una muestra de empresas no financieras españolas durante el período 1992-2003, con la información relativa a los riesgos bancarios que proporciona la CIR para dicha muestra de empresas en el mismo período.

A continuación se describen brevemente el contenido informativo y las características de las bases de datos CIR, SABI-INFORMA y de la que resulta del cruce de ambas.

2.1 Los datos CIR

La base de datos CIR recoge la información relativa a todos los riesgos concedidos por las entidades de crédito residentes en España con un montante superior a los 6.000 euros. En la medida en que la información de la CIR puede considerarse como un censo de los riesgos que exceden el citado umbral, los estadísticos que se obtengan a partir de la información contenida en esta base de datos pueden interpretarse como estadísticos poblacionales.

La información de CIR se ha procesado seleccionando los riesgos del sistema crediticio que corresponden a empresas no financieras españolas⁷, que han sido agregados a nivel de acreditado. Esta base de datos, construida a partir de la información extraída de CIR, proporciona, pues, información para empresas no financieras españolas con financiación bancaria de entidades residentes en el territorio español referida al período 1992-2003. Las variables que se han construido con los datos de la CIR se definen a continuación.

– *Deuda bancaria*: recoge el importe del endeudamiento total de la empresa contraído con entidades de crédito.

– *Deuda morosa*: recoge el importe total de las obligaciones de pago de la empresa que acumulan más de tres meses de mora o que las entidades de crédito consideran de dudoso cobro.

7. La CIR proporciona información acerca del sector en el que desarrolla su actividad la empresa (CNAE 3 dígitos). No obstante, esta información es estática en el sentido de que a cada empresa se le asocia el código CNAE del momento en el que se registra por primera vez y este código de actividad no se modifica con los posteriores cambios de actividad que pueden experimentar las empresas. En aquellas empresas que están disponibles en SABI-INFORMA se ha utilizado el código de actividad de esta base de datos, dado que en este caso el código se refiere a la actividad de la empresa en cada fecha.

– *Ratio de morosidad*: se define como la proporción de la deuda bancaria que se encuentra dudosa o morosa, siempre y cuando esta exceda un umbral del 5%. Si la ratio de morosidad de la empresa se encuentra por debajo de este umbral, se asume que la ratio de morosidad es cero y se imputa a la empresa un importe igual a cero en la deuda morosa⁸.

– *Empresa morosa*: se clasifica en la categoría de empresas morosas aquellas empresas que tienen una ratio de morosidad que supera el 5%.

El cuadro 1 resume los estadísticos descriptivos de la base de datos sobre riesgos bancarios en empresas no financieras españolas en el período 1992-2003, construida a partir de la información de CIR. La información extraída de CIR para empresas no financieras se refiere a los riesgos de un número medio de empresas que supera el medio millón de empresas. El número de empresas no financieras registradas en la CIR ha crecido de forma sistemática durante todo el período analizado, habiendo pasado de alrededor de 300.000 acreditados al principio del período a cerca de 740.000 empresas en el año 2003⁹. Este crecimiento explica, en parte, la importante expansión del crédito del sistema bancario a las empresas no financieras españolas, cuyo importe se sitúa, en 2003, próximo a los 575.000 millones de euros, más del triple que a principios del período. Este fuerte crecimiento del crédito refleja, además, el crecimiento que ha experimentado el importe de la deuda bancaria media por empresa, que ha pasado de 572.979 euros, en 1992, a 778.174 euros en 2003, que representa un crecimiento acumulado del 35,8%¹⁰. En media, el porcentaje de empresas no financieras que se clasifican como morosas de acuerdo a la definición que hemos utilizado en este trabajo, ha sido del 8,5%. No obstante, este porcentaje ha experimentado una substancial caída a lo largo del período analizado hasta situarse ligeramente por debajo del 3,5% en 2003, tras haber alcanzado un máximo superior al 16% en 1993, coincidiendo con el momento más recesivo del período.

En relación con los riesgos que concentran las empresas morosas y su evolución cabe destacar que las empresas morosas, han concentrado, en media, alrededor del 11% del endeudamiento bancario de las empresas no financieras en el período 1992-2003. Este porcentaje ha disminuido de manera sistemática desde 1993, año en que alcanzó un valor máximo del 21,7%, hasta situarse por debajo del 5% en los últimos dos años. Este descenso explica, en parte, la tendencia decreciente de la ratio de morosidad agregada en las empresas no financieras que ha pasado de valores superiores al 8% a principios del período a valores situados en torno al 1% en los últimos dos años. Este comportamiento de la morosidad agregada refleja también la menor importancia relativa de la deuda morosa, en términos del endeudamiento bancario de las empresas morosas que, a principios del período se situaba alrededor del 40% y, en los últimos años se ha situado por debajo del 25%.

2.2 Los datos de SABI-INFORMA

La base de datos SABI es un producto comercializado por una empresa privada (INFORMA) que suministra la información económico-financiera que las empresas y empresarios individuales depositan en los Registros Mercantiles Provinciales. La cartera de empresas para

8. El umbral del 5% permite filtrar los impagos técnicos que no reflejan situaciones reales de riesgo de crédito. Este tipo de filtros han sido aplicado con anterioridad en otros trabajos que utilizan información de la CIR relativa a la deuda morosa o dudosa. Véanse Trucharte y Marcelo (2001); Corcóstegui, González-Mosquera, Marcelo y Trucharte (2003); Benito, Delgado y Martínez-Pagés (2004), y Jiménez y Saurina (2004).

9. El crecimiento del número de empresas no financieras con relaciones bancarias ha sido inferior al que reflejan estas cifras debido a que, con anterioridad a 2005 la regulación vigente imponía la obligación de declarar solamente los riesgos superiores a 4.000.000 de pesetas. En 1995, se produjo un cambio en la regulación del Banco de España, que se mantiene en vigor hasta la actualidad, por el que el umbral mínimo se situó en 1.000.000 de pesetas (6.000 euros). Este cambio explica en parte el importante aumento del número de acreditados entre 1995 y 1996 (del 23,3%).

10. El crecimiento real del crédito ha sido inferior al que reflejan estas cifras en la medida en que el crecimiento observado refleja el impacto del cambio en la regulación del Banco de España por el que, a partir de 2005, se redujo el umbral mínimo para el importe de los riesgos de declaración obligatoria.

las que INFORMA adquiere la información depositada en los Registros Mercantiles ha crecido de forma importante desde el año 1992, en que se creó la empresa, lo que ha permitido mejoras de la representatividad de la muestra. En la actualidad, la base de datos SABI-INFORMA contiene información referida a unas 580.000 empresas, que suponen más del 50% de las empresas españolas. Aunque los criterios de selección de las empresas de la cartera no son de tipo estadístico orientados a preservar la representatividad de la misma, el creciente tamaño de la muestra de empresas ha significado mejoras en la representatividad y la cobertura de la muestra a lo largo del período 1992-2003.

Con el fin de depurar la base de datos SABI-INFORMA de aquellas empresas con información contable incompleta o inconsistente, se han eliminando todas las observaciones para una misma empresa referidas a una fecha si, para dicha fecha, la empresa declara: i) gastos financieros iguales o superiores a la deuda total, ii) recursos propios negativos y/o iii) ingresos por ventas negativos. Asimismo se han eliminado las observaciones de variables no negativas positivas por definición cuando la empresa declara un valor negativo¹¹.

El cuadro 2 recoge la información acerca de la cobertura de la muestra construida a partir de la información procedente de Informa durante el período analizado. Tras aplicar estos controles, el número de empresas disponibles en la muestra oscila entre 39.021, en 1992, y 248.452, en 2000. Ello implica que la base de datos bruta con la que se ha trabajado, que comprende el período 1992-2002, contiene, en media, información relativa a unas 154.000 empresas no financieras, que concentran en torno al 66% del valor añadido y el 59% de los activos totales de las empresas no financieras. El fuerte aumento del número de empresas para las que Informa proporciona información a partir del año 1994, da lugar un aumento de la cobertura de la muestra a lo largo del tiempo. En el año 2000, la cobertura de la muestra de empresas de Informa alcanza el 77,3% del valor añadido y el 68% de los activos totales del sector empresas no financieras.

Las variables utilizadas en el análisis construidas con la información extraída de SABI-INFORMA se definen en el Anejo 1. Concretamente, se han utilizado indicadores de sector (desagregación a 9 sectores de actividad), tamaño (definido en términos del total activo), y ratios financieros de rentabilidad (ROA-r), liquidez y endeudamiento¹².

2.3 Los datos del cruce SABI-CIR

Del cruce de las dos bases de datos con información para empresas no financieras españolas, SABI-INFORMA y CIR, resulta una base de datos que contiene información sobre las características financieras y sobre los riesgos bancarios relativa una muestra de empresas españolas a largo del período de 1992-2003 (en adelante nos referiremos a esta muestra como el cruce SABI-CIR).

Esta base de datos tiene carácter de panel incompleto como consecuencia de las entradas y salidas de empresas de la muestra debidas, en primer lugar, a la creación y al cierre de empresas, en segundo lugar, a las incorporaciones y salidas de empresas de la cartera de empresas para la que INFORMA adquiere la información de los registros mercantiles y, por último, al filtrado que se ha realizado en la base de datos por el que se

11. En concreto se ha aplicado este criterio de depuración a las siguientes variables: total activo, ingresos financieros, gastos financieros, deuda a largo plazo, deuda a corto plazo, deuda con proveedores y tesorería.

12. Para una discusión detallada de la interpretación económica de los ratios financieros de rentabilidad, liquidez y de endeudamiento utilizados en este trabajo, véase Ruano y Salas (2004). Este trabajo presenta también el análisis descriptivo de la evolución temporal de la distribución de estos ratios en las empresas no financieras españolas durante el período 1992-2002, utilizando información extraída de SABI-INFORMA.

pueden perder observaciones de la empresa en determinadas fechas. Este problema ha tratado de minimizarse imputando valores a las observaciones intermedias utilizando la información que proporciona la empresa para la variable en cuestión en una ventana de más menos dos años alrededor de la fecha a la que se imputa el valor.

En conjunto, la muestra final de empresas con información disponible para todas las variables que se utilizan en el análisis posterior contiene alrededor de 1.600.000 observaciones, referidas a unas 560.000 empresas diferentes observadas en el período 1993-2003¹³. En el cuadro 3 se recogen los tamaños muestrales para el cruce SABI-CIR y los estadísticos relativos al endeudamiento bancario y a la morosidad en esta base de datos. El número medio de empresas en la muestra, con información completa disponible para el análisis posterior se sitúa próximo a las 140.000 empresas. No obstante, en número de empresas en la muestra varía sustancialmente de unos años a otros, con un mínimo de 54.844 empresas en el año 2002 y un máximo de 237.332 empresas en 2003.

Tal como recoge el cuadro 4, la cobertura de la muestra disponible de empresas en el cruce SABI-CIR respecto a la población de empresas no financieras registradas en la CIR en términos del número total de empresas es, en media, del 25,4%. Los aumentos del tamaño muestral a lo largo del período analizado se han traducido en una tendencia creciente en la cobertura de la muestra que, en 2003, supera el 32%, duplicando prácticamente la cobertura del primer año. La cobertura de la base de datos es aun mayor si se expresa en términos de la deuda bancaria, que se ha situado, en promedio, alrededor del 47%. Siendo ésta mucho mayor en los dos últimos años, en los que se alcanza una cobertura máxima del 71,5%. Esta mayor cobertura respecto a la deuda bancaria revela que las empresas que quedan excluidas de la muestra tienden a ser relativamente más pequeñas.

Adicionalmente, conviene tener en cuenta que la muestra de empresas de la base de datos del cruce SABI-CIR representa solo parcialmente a las empresas morosas, tal como evidencia el cuadro 4 que pone de manifiesto una menor tasa de cobertura para las empresas morosas que para el conjunto de la población. En particular, la cobertura media de la muestra para la subpoblación de empresas morosas se sitúa alrededor del 7%, en términos del número de empresas y aumenta hasta el 19,4% en términos del importe de deuda morosa. Ello indica que el importe medio de la deuda morosa por empresa es superior en las empresas de la muestra que en la población. Finalmente, cabe señalar que las mejoras de la cobertura de la muestra a lo largo del tiempo han significado también aumento en la cobertura de la muestra respecto a la población de empresas morosas.

Estas características de la muestra implican necesariamente que el análisis de la morosidad basado en la información muestral incurre en sesgos apreciables tal como muestra la comparación de los estadísticos relativos a la morosidad obtenidos a partir de la información de CIR para la población de empresas no financieras con los obtenidos a partir de la información del cruce INFORMA-CIR para la muestra disponible de empresas que se recoge en el gráfico 1. No obstante, conviene señalar, que aunque el análisis basado en la información extraída de SABI-INFORMA no está exento de limitaciones, la representatividad de la población que alcanza esta muestra es muy superior que la que proporcionan otras bases de datos con información para empresas no financieras españolas.

13. Los estadísticos que se presentan en esta sección se refieren a la muestra disponible para las estimaciones del modelo explicativo.

3 Análisis factorial de la evolución de la ratio de morosidad agregada

En esta sección se propone una metodología que permite cuantificar el impacto de factores de distinta naturaleza en las variaciones de la ratio de morosidad bancaria agregada del conjunto de empresas de una economía. Una primera aproximación, permite analizar la influencia de tres tipos de factores en la ratio de morosidad agregada: 1) los cambios en la proporción de empresas morosas; 2) los cambios en el peso relativo de la empresa morosa media, definido en términos de deuda bancaria que se concentra en ellas y 3) los cambios en la ratio de morosidad agregada en la subpoblación de empresas morosas. En una segunda aproximación, se tiene en cuenta que las variaciones de la ratio de morosidad agregada reflejan, por un lado, las variaciones en la composición de la población de empresas morosas como consecuencia del reemplazamiento de las empresas en las que cesa la condición de morosidad por las empresas que, no habiendo sido morosas en el período anterior, entran en mora y, por otro lado, las variaciones en el peso relativo y/o la ratio de morosidad de las empresas en las que persiste la situación de morosidad.

Para analizar las variaciones en la ratio de morosidad agregada a lo largo del período 1992-2003 y los determinantes que subyacen a dicha evolución se ha utilizado la información que proporciona la Central de Información sobre Riesgos del Banco de España sobre la deuda bancaria y la deuda bancaria morosa de las empresas no financieras españolas¹⁴. Dadas las características de la CIR, los resultados pueden considerarse válidos a nivel poblacional. El carácter de esta base de datos permite disponer de información a nivel de empresa sobre los niveles de endeudamiento y las ratios de morosidad lo que hace posible profundizar en el estudio de los factores que se encuentran detrás de las variaciones en la ratio de morosidad agregada de las empresas morosas.

Sea RM_t la ratio de morosidad agregada para el conjunto de empresas en el período t , que se construye agregando la información a nivel de empresa de acuerdo a la siguiente expresión: $RM_t = \frac{\sum_{i=1}^N DBM_{it}}{\sum_{i=1}^N DB_{it}}$, donde DB_{it} y DBM_{it} denotan, respectivamente, la deuda bancaria y la deuda bancaria morosa de la empresa i en el período t ; donde $i=1, \dots, N$ y $t=1, \dots, T$. Teniendo en cuenta que, en cada fecha t , cabe diferenciar dos categorías de empresas en la población dependiendo de si éstas tienen o no deuda bancaria morosa, la ratio de morosidad agregada puede expresarse como:

$$RM_t = \lambda_t \cdot RM_t^M \quad [1]$$

donde λ_t y RM_t^M denotan, respectivamente, la proporción de deuda bancaria total que se concentra en las empresas con mora, y la ratio de morosidad de las empresas morosas (en adelante, nos referiremos a esta variable como ratio de morosidad condicional), que se definen de acuerdo a las siguientes expresiones:

¹⁴. Para construir la clasificación sectorial de las empresas que, en una primera fase, permite seleccionar las empresas industriales se ha combinado la información sobre códigos CNAE disponible tanto en INFORMA como en CIR. Para aquellas empresas que están presentes tanto en la base de datos de CIR como en la muestra de INFORMA, se ha utilizado el código CNAE de INFORMA. En el resto de casos se utiliza el código CNAE que se registra en CIR. La asignación por sectores de actividad que resulta de la información contenida en CIR ha de ser utilizada con cautela en la medida en que en esta base de datos el código de actividad que se asigna a la empresa corresponde a la actividad con el que se registró el primer riesgo de la empresa y no evoluciona con los posibles cambios de actividad que pudiera experimentar la empresa a lo largo del tiempo.

$$\lambda_t \equiv \frac{\sum_{i=1}^N DB_{it} \cdot \mathbf{1}(RM_{it} > 0)}{\sum_{i=1}^N DB_{it} \cdot \mathbf{1}(RM_{it} > 0) + DB_{it} \cdot \mathbf{1}(RM_{it} = 0)}$$

y

$$RM_t^M = \frac{\sum_{i=1}^N DBM_{it} \cdot \mathbf{1}(RM_{it} > 0)}{\sum_{i=1}^N DB_{it} \cdot \mathbf{1}(RM_{it} > 0)}$$

donde RM_{it} denota la ratio de morosidad de la empresa i en el período t y $\mathbf{1}(\cdot)$ es una variable indicador que toma valor 1 si la empresa tiene deuda bancaria morosa en el año t y cero en caso contrario. En consecuencia, las variaciones temporales en la ratio de morosidad agregada están determinadas, en primer lugar, por los cambios en el peso relativo de las empresas morosas y, en segundo lugar, por los cambios en la ratio de morosidad condicional.

El gráfico 2 representa la evolución temporal de la ratio de morosidad agregada en las empresas no financieras españolas a lo largo del período 1992-2003, junto con la evolución de sus dos componentes, la ratio de morosidad condicional y el peso relativo de las empresas morosas en la población. Tal como refleja el gráfico, el comportamiento de la ratio de morosidad agregada en el período estudiado refleja, en general, las contribuciones en una misma dirección de los dos componentes de esta ratio. Concretamente, las mejoras sostenidas experimentadas por la ratio de morosidad agregada, a partir de 1994 y que ha situado la ratio en mínimos históricos, han sido la consecuencia de descensos sistemáticos, tanto en la ratio de morosidad de la subpoblación de empresas morosas como en el peso relativo de estas empresas en términos de su deuda bancaria.

La expresión que permite aislar el impacto de ambos efectos en las variaciones absolutas de la ratio de morosidad agregada es la siguiente:

$$\Delta RM_t = \lambda_t \cdot RM_t^M - \lambda_{t-1} \cdot RM_{t-1}^M = (\lambda_t - \lambda_{t-1}) \cdot RM_t^M + \lambda_{t-1} \cdot (RM_t^M - RM_{t-1}^M) \quad [2]$$

El primer término de esta expresión cuantifica qué proporción de la variación en la ratio de morosidad agregada es atribuible a cambios en el peso de las empresas morosas, medido en términos de la deuda bancaria. Asimismo, el segundo término cuantifica el impacto de cambios en la ratio de morosidad agregada de las empresas morosas. El cuadro 5 recoge las variaciones interanuales de la ratio de morosidad agregada en el período 1992-2003 y cuantifica la importancia del peso relativo de las empresas morosas y de la ratio de morosidad agregada de las empresas morosas.

A la vista de los resultados presentados en este cuadro cabe diferenciar tres subperíodos en el comportamiento de la ratio de morosidad agregada. El primer subperíodo, entre 1992 y 1994, se caracteriza por aumentos de la ratio de morosidad que se produjeron, fundamentalmente, como consecuencia del aumento de la ratio de morosidad en la subpoblación de empresas morosas. El segundo subperíodo, entre 1995 y 1998, se caracteriza por disminuciones interanuales de la ratio de morosidad agregada de gran magnitud, que en conjunto resultaron en una caída acumulada de la ratio de morosidad

agregada de 6,17 pp, hasta situarse ligeramente por debajo del 2,5%. Estas fuertes caídas interanuales se explican, principalmente, por la disminución del peso relativo de las empresas morosas en el volumen total de deuda bancaria de las empresas no financieras y, en menor medida, a la mejora de la ratio de morosidad condicional. Finalmente, el subperíodo comprendido entre 1999 y 2003, se caracteriza también por mejoras sistemáticas de la ratio de morosidad agregada, aunque de menor magnitud que las registradas en el período anterior. La menor importancia relativa de las mejoras de la ratio de morosidad agregada en este período se justifica por la menor incidencia de las disminuciones del peso relativo de las empresas morosas que, no obstante, ha continuado influyendo positivamente en la ratio de morosidad agregada hasta el año 2003. Asimismo, la evolución de esta ratio refleja, excepto en el año 2001, las mejoras interanuales de la ratio de morosidad condicional.

A continuación, las secciones 3.1 y 3.2, discuten los factores que determinan las variaciones de la ratio de morosidad agregada, distinguiendo entre los factores que inciden en el peso de las empresas morosas y los que inciden en la ratio de morosidad condicional.

3.1 Determinantes de las variaciones en el peso relativo de las empresas morosas

En esta sección se discuten los factores que subyacen a las variaciones temporales de la proporción de deuda bancaria que concentran las empresas morosas y se analiza la importancia relativa de estos factores para explicar las variaciones del peso relativo de las empresas morosas en el período 1992-2003.

Manipulando algebraicamente la expresión para el peso relativo de las empresas morosas, λ_t , se deriva la siguiente expresión:

$$\lambda_t = N_t \cdot \theta_t \cdot p_t,$$

$$\text{donde } p_t = N_t^m / N \text{ y } \theta_t = \frac{\sum_{i=1}^N DB_{it} \cdot \mathbf{1}(RM_{it} > 0) / N_t^m}{\sum_{i=1}^N DB_{it} \cdot \mathbf{1}(RM_{it} > 0) + DB_{it} \cdot \mathbf{1}(RM_{it} = 0)};$$

siendo N_t y N_t^m , respectivamente, el número total de empresas y el número de empresas morosas en la población.

Combinando la expresión para λ_t con la expresión [1] para la ratio de morosidad agregada se tiene que:

$$RM_t = N_t \cdot \theta_t \cdot p_t \cdot RM_t^M \quad [3]$$

Esta expresión puede interpretarse como una media ponderada de los ratios de morosidad esperadas de las empresas de la población para una fecha t , asumiendo que las ponderaciones (θ_t) y las ratios de morosidad esperadas, que por definición son el producto de la probabilidad de encontrarse en situación de morosidad (p_t) y la ratio de morosidad condicional a ser morosa RM_t^M , son constantes para toda la población de empresas.

En definitiva, la expresión indica de forma explícita que los cambios en la ratio de morosidad agregada inducidos por las variaciones en peso relativo de las empresas morosas están asociados a las variaciones en la probabilidad de estar en situación de mora (p_t) y/o en el peso relativo de la empresa morosa media, definido en términos de la deuda bancaria (θ_t).

El gráfico 3 muestra la evolución del peso relativo de las empresas morosas, en términos de la deuda bancaria, y el comportamiento de sus dos principales determinantes: la proporción de empresas morosas en la población y el peso relativo de la empresa morosa media en términos de la deuda bancaria. La conclusión que puede extraerse de este gráfico es que el comportamiento del peso relativo de las empresas morosas en el período analizado refleja un perfil temporal análogo en la proporción de empresas morosas y en el tamaño relativo, en términos de la deuda bancaria, de la empresa morosa media. En definitiva, las mejoras de la ratio de morosidad agregada, atribuibles en gran medida a un descenso del peso relativo de las empresas morosas en la población, son en última instancia, el resultado de caídas simultáneas en la proporción de empresas morosas y, en media, en el tamaño relativo de las empresas morosas.

3.2 Descomposición factorial de las variaciones interanuales de la ratio de morosidad condicional

La descomposición factorial de las variaciones temporales en la ratio de morosidad condicional (RM_t^M) que se propone en esta sección, toma como punto de partida el hecho de que, en una fecha t , dicha ratio puede expresarse como una media ponderada de las ratios de morosidad individuales (RM_{it}), siendo las ponderaciones los pesos individuales de las empresas en relación con la deuda bancaria agregada que se concentra en las empresas morosas (θ_{it}^M), tal como refleja la siguiente expresión:

$$RM_t^M = \frac{\sum_{i=1}^N DBM_{it} \cdot \mathbf{1}(RM_{it} > 0)}{\sum_{i=1}^N DB_{it} \cdot \mathbf{1}(RM_{it} > 0)} = \sum_{i=1}^N \left(\frac{DB_{it} \cdot \mathbf{1}(RM_{it} > 0)}{\sum_{i=1}^N DB_{it} \cdot \mathbf{1}(RM_{it} > 0)} \right) \times \left(\frac{DBM_{it}}{DB_{it}} \right) = \sum_{i=1}^N \theta_{it}^M \cdot RM_{it} ,$$

donde $\theta_{it}^M = \frac{DB_{it} \cdot \mathbf{1}(RM_{it} > 0)}{\sum_{i=1}^N DB_{it} \cdot \mathbf{1}(RM_{it} > 0)}$ y $RM_{it} = \frac{DBM_{it}}{DB_{it}}$; $i=1, \dots, N$; $t=1, \dots, T$.

Por tanto, la variación de la ratio de morosidad condicional entre t y $t-1$ se puede expresar de acuerdo con la siguiente expresión:

$$\Delta RM_t^M = RM_t^M - RM_{t-1}^M = \sum_{i=1}^N \theta_{it}^M \cdot RM_{it} - \theta_{it-1}^M \cdot RM_{it-1} = \sum_{i=1}^N (\theta_{it}^M - \theta_{it-1}^M) \cdot RM_{it} + \sum_{i=1}^N \theta_{it-1}^M \cdot (RM_{it} - RM_{it-1})$$

Adicionalmente, nótese que atendiendo a la situación de morosidad de las empresas en dos fechas t y $t-1$, es posible diferenciar entre tres categorías excluyentes de empresas. En primer lugar, la subpoblación integrada por empresas que siendo morosas en $t-1$, persisten en la situación de morosidad en t , que denotaremos con «P» (*persisten*). En segundo lugar, la subpoblación de empresas que, siendo no morosas en $t-1$, entran en situación de mora en el período t ¹⁵, que denotaremos con «E» (*entran*). Por último, las empresas que, siendo morosas en $t-1$, salen de la situación de morosidad en t ¹⁶, que denotaremos con «S» (*salen*).

15. En esta categoría estarían incluidas las empresas que no estando en la población (o en la muestra) en $t-1$, lo están en t y además tienen deuda bancaria morosa.

16. En esta categoría estarían incluidas las empresas que estando en la población (o en la muestra) en $t-1$ y teniendo deuda bancaria morosa, no lo están en t .

Ello nos permite reescribir las variaciones de la ratio de morosidad agregada de las empresas morosas de modo que se recojan de forma diferenciada las contribuciones de los cambios en el peso relativo y/o en la ratio de morosidad de las empresas en las que la morosidad persiste en las dos fechas y del reemplazamiento de las empresas que salen de la situación de morosidad por las que entran en dicha situación en cada fecha. Nótese que el impacto del cambio de composición de la población de empresas morosas como consecuencia del reemplazamiento de unas empresas morosas por otras, será tanto más importante cuanto mayores sean las diferencias entre las distribuciones de los ratios de morosidad y de los tamaños relativos, medidos en términos de la deuda bancaria, de las dos subpoblaciones. La siguiente expresión recoge la descomposición factorial de las variaciones de la ratio de morosidad condicional:

$$\begin{aligned} \Delta RM_t^M &= \sum_{ii \in P} (\theta_{it}^M \cdot RM_{it} - \theta_{it-1}^M \cdot RM_{it-1}) + \sum_{ii \in E} \theta_{it}^M \cdot RM_{it} - \sum_{ii \in S} \theta_{it-1}^M \cdot RM_{it-1} = \\ &= \left(\sum_{ii \in P} (\theta_{it}^M - \theta_{it-1}^M) \cdot RM_{it} + \sum_{ii \in P} \theta_{it-1}^M \cdot (RM_{it} - RM_{it-1}) \right) + \left(\sum_{ii \in E} \theta_{it}^M \cdot RM_{it} - \sum_{ii \in S} \theta_{it-1}^M \cdot RM_{it-1} \right). \end{aligned} \quad [4]$$

En el cuadro 6 y el gráfico 4 se recogen los resultados de la descomposición factorial de las variaciones de la ratio de morosidad agregada en las empresas no financieras españolas durante el período 1992-2003. Aunque es difícil establecer conclusiones de tipo general, puesto que el signo y/o la importancia relativa de los cuatro componentes de la ratio de morosidad condicional varía mucho de unos años a otros, los resultados obtenidos permiten concluir que el dinamismo de la ratio de morosidad condicional y, en consecuencia, el de la ratio de morosidad agregada, refleja tanto los cambios inducidos por los cambios en la composición de la población como las variaciones en el peso y/o la ratio de morosidad de las empresas en las que persiste la situación de mora.

En relación con las empresas que permanecen al menos dos períodos en situación de morosidad, puede decirse que, en general, el comportamiento de éstas ha favorecido las sucesivas mejoras de la ratio de morosidad condicional. Ello se atribuye, fundamentalmente, a las mejoras en la distribución de los ratios de morosidad en estas empresas, puesto que, en general, la importancia relativa de los cambios en los pesos relativos de las empresas es escasa.

El impacto de la entrada y salida de empresas sobre las variaciones de la ratio de morosidad condicional presenta un comportamiento muy irregular, tanto en la magnitud como en el signo, durante el período estudiado. No obstante, este componente, explica casi por sí solo, el comportamiento de la ratio de morosidad condicional en algunas fechas. Más concretamente, explica casi en su totalidad los aumentos de la ratio de morosidad condicional en 1993 y 2001, así como las caídas de esta ratio en 1997 y 1998.

4 Determinantes microeconómicos de la ratio de morosidad agregada

En esta sección se propone un procedimiento para la estimación de la ratio de morosidad agregada basado en la utilización de la información económica-financiera de las empresas recogida en los estados financieros públicos que éstas tienen obligación de depositar en los Registros Mercantiles Provinciales. Este estimador permite, en primer lugar, disponer de un modelo que relaciona la situación de morosidad de las empresas con variables que describen la situación económico-financiera de éstas; en segundo lugar, valorar en qué medida la información pública de los estados financieros es relevante para explicar las variaciones observadas en la ratio de morosidad agregada; y, por último, construir un indicador adelantado de deuda en riesgo a nivel agregado basado en la utilización de la información económico-financiera de las empresas de la que se dispone con cierto desfase temporal.

La ratio de morosidad agregada puede expresarse como suma de: i) la función de esperanza condicional (*fec*) de la ratio de morosidad dadas las características de las empresas de la población que se recogen en la matriz Z_t , de dimensiones $N_t \times K$, siendo N_t el número de empresas en la población y K el número de características observables de la empresa, y ii) una perturbación aleatoria (que denotaremos ν_t), de acuerdo con la siguiente expresión:

$$RM_t = E\left(\sum_{i=1}^N \theta_{it} \cdot RM_{it} \mid Z_t\right) + \nu_t.$$

Además, asumiendo que θ_{it} es observable (esto es: $\theta_{it} \subset Z_t$)¹⁷ y que, dadas las características propias, la ratio de morosidad de las empresas es independiente en media de las características de otras empresas, esto es, que $E(RM_{it} \mid Z_t) = E(RM_{it} \mid Z_{it})$, la *fec* de la ratio de morosidad agregada puede expresarse como una media ponderada de las *fec* de las ratios de morosidad de las empresas, dadas sus propias características económico-financieras. Esto es:

$$E\left(\sum_{i=1}^N \theta_{it} \cdot RM_{it} \mid Z_t\right) = \sum_{i=1}^N \theta_{it} E(RM_{it} \mid Z_{it}).$$

En consecuencia, la modelización empírica de la ratio de morosidad agregada ha de basarse en la estimación de la *fec* de las ratios de morosidad de las empresas dadas sus características observables. La *fec* de la ratio de morosidad de las empresas puede expresarse, a su vez, como el producto de la probabilidad de ser morosa, condicional a las características de la empresa, por el valor esperado de la ratio de morosidad de la empresa dado que esta se encuentra en situación de mora y dadas las características de la empresa. Esto es, la modelización de la *fec* de la ratio de morosidad debe tener en cuenta que:

$$E(RM_{it} \mid Z_{it}) = P(RM_{it} > 0 \mid Z_{it}) \times E(RM_{it} \mid RM_{it} > 0, Z_{it}).$$

17. Este supuesto se cumpliría siempre si la ratio de morosidad se definiese como el porcentaje de la deuda bancaria en $t-1$ que se encuentra en situación de morosidad en t .

El estimador de la deuda en riesgo que utilizan los trabajos empíricos de Bunn y Redwood (2003) y Benito, Delgado y Martínez-Pagés (2004) se obtiene de la expresión:

$$\sum_{i=1}^N \theta_{it} \cdot \hat{p}_{it}, \quad [5]$$

donde \hat{p}_{it} denota el valor estimado de la probabilidad de que la empresa i -ésima sea morosa en el período t ¹⁸. La ecuación [5] proporciona un estimador de la ratio de morosidad agregada para el conjunto de empresas de la economía bajo el supuesto de que toda la deuda de la empresa entrará en mora, es decir, asumiendo implícitamente que el valor esperado de la ratio de morosidad de las empresas morosas es igual 1. Por ello, se trata de un estimador de la ratio de morosidad agregada que estima la *fec* de la ratio de morosidad de la empresa como $\hat{E}(RM_{it}|Z_{it}) = \hat{p}_{it}$, que, en consecuencia, tiende a sobrevalorar la ratio de morosidad agregada.

En este trabajo proponemos un estimador de la ratio de morosidad agregada basado en la estimación de la *fec* de la ratio de morosidad de las empresas que proporciona el modelo de selección de Heckman. Dicho modelo permite estimar la *fec* de la ratio de morosidad de la empresa, teniendo en cuenta simultáneamente sus dos componentes: la probabilidad de que, dadas las características de la empresa, ésta se encuentre en una situación de morosidad y la *fec* de la ratio de morosidad, dado que la empresa se encuentra en situación de mora. En definitiva, la expresión compacta del estimador de la ratio de morosidad agregada que proponemos en este trabajo se basa en la siguiente expresión¹⁹:

$$\hat{E}(RM_{it} | Z_{it}) = \sum_{i=1}^N \theta_{it} \cdot \hat{E}^H(RM_{it}|Z_{it}) = \sum_{i=1}^N \theta_{it} \cdot \hat{P}^H(RM_{it} > 0 | Z_{it}) \cdot \hat{E}^H(RM_{it} | RM_{it} > 0, Z_{it}). \quad [6]$$

El resto de la sección está estructurada como sigue. En primer lugar, se describe la aplicación del modelo de selección de Heckman al caso de las decisiones relacionadas con las situaciones de morosidad de las empresas. En segundo lugar, se presentan los resultados empíricos distinguiendo entre el modelo empírico explicativo y el modelo empírico predictivo.

4.1 Un modelo de selección para la ratio de morosidad

En el análisis de los determinantes de la ratio de morosidad de la empresa hay que tener en cuenta la singularidad de la variable endógena. El valor observado de la ratio de morosidad a nivel de empresa refleja dos tipos de decisiones de naturaleza y, posiblemente también, determinantes diferentes. Por un lado, la decisión de la empresa de realizar o no el incumplimiento de alguna de las obligaciones de pago contraídas con entidades de crédito. Por otro lado, en caso de que la empresa tome la decisión de impagar, su decisión relativa al nivel de la ratio de morosidad. En consecuencia, empíricamente la ratio de morosidad

¹⁸. La estimación de las probabilidades de quiebra a partir de la información a nivel de empresa extraída de los estados financieros fue abordada por primera vez por Ohlson (1980). Los trabajos de Bunn y Redwood (2003) y Benito, Delgado y Martínez-Pagés (2004), aplican esta metodología para estimar, respectivamente, las probabilidades de quiebra y de impago a partir de la información financiera de la empresa basándose en un modelo de probabilidad probit.

¹⁹. Nótese que la expresión [3] para la ratio de morosidad agregada puede interpretarse como un caso particular de la expresión [5], en el que se asume que tanto los pesos de las empresas, como las probabilidades de impago y la ratio de morosidad de las empresas morosas son idénticos para todos los individuos de la población. Técnicamente, los estimadores de la probabilidad de impago y de la función de esperanza condicional de la ratio de morosidad de las empresas morosas implícitos en la expresión [3] coinciden con los que resultarían de la estimación de un modelo de Heckman considerando como únicas variables explicativas las variables artificiales de tipo temporal.

observada será igual a cero si la empresa decide racionalmente no impagar, y, en caso contrario, coincidirá con el valor de la variable latente que refleja el valor de la ratio de morosidad. Previsiblemente, la situación de impago dependerá también de la posición que adopte el banco pues éste puede decidir refinanciar a una empresa con dificultades transitorias de liquidez para atender deudas anteriores, lo cual evitaría la situación de impago, o por el contrario el banco puede decidir cortar cualquier posibilidad de financiación adicional y reconocer la mora desde el primer momento en que se produce.

Una cuestión conceptual y metodológica relevante es si la decisión de entrar en mora incumpliendo el compromiso, tiene un impacto cualitativo distinto sobre la empresa y su relación con la entidad financiera correspondiente, del que resulta de variaciones en la cantidad de deuda en mora una vez que la empresa ya es morosa. Es razonable suponer que entrar en mora tiene por sí mismo consecuencias importantes para la reputación de la empresa y para el coste de la financiación futura. Para el banco ayudar a la empresa a transitar por un período de dificultades financieras refinanciando la deuda supone renovar la confianza en la empresa y en las personas responsables de ella, mientras que no refinanciar y reconocer la mora significa poner en duda esa confianza. Por todo ello, nuestra propuesta conceptual es suponer que existe un umbral de costes por pérdida de reputación y confianza que condicionan la decisión de entrar en mora o no hacerlo, el cual justifica proponer un modelo específico para explicar dicha decisión, diferenciado del modelo que explica el volumen de deuda en mora para las empresas ya morosas.

El modelo de selección desarrollado por Heckman (1979) es un modelo biecualcional que permite tratar de forma simultánea aunque diferenciada los determinantes de las decisiones de impagar o no de las empresas y las decisiones acerca del nivel de la ratio de morosidad. Más concretamente, el modelo consta de dos ecuaciones. En primer lugar, la «ecuación de participación» modeliza los determinantes de la decisión de llevar o no a cabo una determinada acción, en nuestra aplicación, el incumplimiento de las obligaciones de pago. Algebraicamente, la decisión de impagar se modeliza de acuerdo con la siguiente expresión:

$$z_i' \delta + u_{1i} \geq 0, \quad [7]$$

donde z_i denota el vector $(1 \times k_1)$ de características de la empresa i -ésima, δ denota el vector $(K_1 \times 1)$ de parámetros y u_{1i} denota la perturbación de naturaleza aleatoria.

En segundo lugar, la ecuación de regresión para la ratio de morosidad de las empresas que impagan, en cuyo caso la ratio de morosidad observada coincide con la ratio de morosidad latente, se recoge en la siguiente expresión:

$$r_i^* = x_i' \beta + u_{2i}, \quad [8]$$

donde r_i^* denota la transformación logística de la ratio de morosidad latente de la empresa²⁰, x_i se refiere al vector $(1 \times k_2)$ de las características de la empresa i -ésima que determinan el nivel de su ratio de morosidad, β denota el vector $(K_2 \times 1)$ de parámetros y u_{2i} denota la perturbación de naturaleza aleatoria.

20. La ratio de morosidad de las empresas morosas (rm_i^*) toma, por definición, valores en el intervalo (0, 1). La transformación logística de esta variable, esto es: $r_i^* = \log\left(\frac{rm_i^*}{1 - rm_i^*}\right)$, toma valores en el intervalo (0, $+\infty$), por lo que es adecuada para utilizar como variable dependiente en el modelo de regresión lineal.

Bajo los supuestos de que las variables explicativas de la ecuación [8] sean un subconjunto de las variables de la ecuación [7], $x_i \subset z_i$, y de que las perturbaciones aleatorias de las ecuaciones [7] y [8] son realizaciones de la siguiente distribución normal bivalente:

$$\begin{pmatrix} u_{1i} \\ u_{2i} \end{pmatrix} \Big| z_i \sim N \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & \rho \\ \rho & \sigma_2^2 \end{pmatrix},$$

se puede probar que el modelo para las ratios de morosidad de las empresas que incumplen alguna de sus obligaciones de pago (para quienes $r_i = r_i^*$) es el que se recoge en la siguiente expresión:

$$r_i = x_i' \beta + \frac{\rho}{\sigma_1} \lambda \left(\frac{\delta}{\sigma_1} z_i \right) + \xi_i,$$

donde $\lambda(\cdot) \equiv \frac{\phi(\cdot)}{\Phi(\cdot)}$, siendo $\phi(\cdot)$ y $\Phi(\cdot)$ las funciones de densidad y de distribución $N(0,1)$,

respectivamente. El procedimiento habitual de estimación en dos etapas²¹ proporciona estimaciones consistentes y asintóticamente normales de los parámetros del modelo.

Finalmente, en la modelización empírica de la ratio de morosidad a nivel de empresa se ha tenido en cuenta que los factores que influyen, tanto en la decisión de ser moroso como en la decisión acerca del montante relativo de morosidad, pueden ser y/o afectar de diferente manera, dependiendo de la situación de morosidad en la que se encuentra la empresa en el momento de la decisión.

4.2 Resultados

En esta sección se presentan los resultados de las estimaciones del modelo de selección de Heckman para la ratio de morosidad de las empresas, diferenciando entre dos subpoblaciones de empresas en función de la situación de morosidad en el período precedente. Asimismo, se ha estimado un modelo para la ratio de morosidad de carácter explicativo, en el que las variables explicativas utilizadas son contemporáneas a la ratio de morosidad, y un modelo de tipo predictivo, en el que las variables explicativas están desfasadas (uno o dos períodos) respecto a la ratio de morosidad. Tanto para el modelo empírico explicativo como para el predictivo, el procedimiento para validar las estimaciones se ha basado en la comparación de la ratio de morosidad agregada observada con la predicción de la ratio de morosidad agregada que se construye a partir de las estimaciones de los modelos de selección para la ratio de morosidad de las empresas en las subpoblaciones que ya eran morosas en el período anterior y las que no lo eran.

Los resultados que se recogen en esta sección se han obtenido a partir de los datos para las empresas no financieras del cruce SABI-CIR que contiene información sobre el endeudamiento bancario y sobre el importe de deuda bancaria que se encuentra morosa (extraída de CIR) y sobre las características económicas y financieras (extraída de SABI-INFORMA). Esta base de datos constituye un panel incompleto con información de periodicidad anual para el período 1992-2003, relativa a una muestra de gran tamaño

21. En la primera etapa, se estiman los parámetros del modelo probit para la decisión de participación de las empresas y se computa un estimador de λ , de acuerdo con el principio de analogía, esto es: $\hat{\lambda}_i = \lambda \left(\frac{\delta}{\hat{\sigma}_1}, z_i \right)$. En la segunda etapa, se estiman por mínimos cuadrados ordinarios los parámetros del modelo en la ecuación de regresión: $r_i = x_i' \beta + \alpha \hat{\lambda}_i + \zeta_i$.

de empresas no financieras españolas. En las estimaciones, la muestra se ha tratado como un pool con cerca de 1.600.000 observaciones para unas 560.000 empresas diferentes.

La información sobre la variable dependiente ha sido tratada para evitar el problema del truncamiento de la variable dependiente. Este truncamiento se debe a que la regulación del Banco de España establece que, en determinadas circunstancias²², las entidades de crédito contabilicen la totalidad de la deuda bancaria de la empresa como dudosa. En estas circunstancias, la ratio de morosidad es igual a 1 y, en consecuencia, la transformación logística de la ratio de morosidad está indeterminada²³. La solución adoptada para no perder estas observaciones ha sido realizar una estimación preliminar de la ecuación de regresión para la ratio de morosidad con la muestra truncada²⁴. A partir de los parámetros estimados, se ha realizado una estimación de las ratios de morosidad para las empresas afectadas por la censura. Finalmente, se ha reemplazado el valor observado de la ratio de morosidad correspondiente a las empresas para las que esta ratio toma valor 1, por el valor estimado en la ecuación de regresión preliminar para la muestra truncada.

4.2.1 UN MODELO EXPLICATIVO

En esta sección presentamos los resultados de la estimación del modelo de selección de Heckman para la ratio de morosidad en las empresas no financieras presentado en la sección 4.1 de carácter explicativo. Esto es, en la modelización que se discute en esta sección la variable dependiente y las variables explicativas de las dos ecuaciones del modelo de selección de Heckman son contemporáneas. Un resumen de los resultados²⁵, diferenciando entre las dos categorías de empresas que se definen atendiendo a la condición de morosidad de las mismas en el año anterior al de la toma de decisiones, se recoge en el cuadro 7. Para cada categoría de empresas, el panel inferior recoge los resultados de la primera etapa de estimación del modelo probit para la decisión de las empresas de incumplir o no en el período las obligaciones de pago contraídas frente a entidades de crédito. A su vez, el panel superior recoge los resultados de la estimación de la ecuación de regresión para el nivel de la (transformación logística de la) ratio de morosidad en las empresas morosas.

La muestra disponible para el período 1993-2003 consta de 1.599.453 observaciones, de las que cerca del 99% corresponden a la submuestra de empresas que no eran morosas en el año previo al que corresponde la observación. El resto de observaciones corresponden a la submuestra de empresas que en el año anterior al que corresponde la observación eran morosas.

La elección de las variables explicativas de la situación de morosidad de las empresas se ha realizado teniendo en cuenta la información disponible en los estados contables de las empresas y tomando como referencia la selección de variables realizada en otros trabajos con propósitos similares. Para explicar el estatus de la empresa en relación con la situación de morosidad las variables a priori relevantes son²⁶: i) la rentabilidad de la

22. La normativa establece que se contabilice la totalidad del crédito como dudoso si: i) los riesgos morosos exceden el 25% del total y/o transcurre un año de cuotas impagadas.

23. El problema del truncamiento de la variable dependiente desaparecería, pues, si se excluyese la deuda dudosa en el cómputo de la ratio de morosidad.

24. Concretamente, se ha realizado la regresión MCO de la transformación logística de la ratio de morosidad sobre las siguientes variables: resultado económico (ROA-r), ratio de endeudamiento, ratio de liquidez y ratio de cobertura. Además, se han incluido en la regresión variables artificiales de sector, tamaño y año.

25. Los resultados detallados de las estimaciones se recogen en los cuadros A.2.1.1 y A.2.1.2, en el Anejo 2.

26. Los trabajos empíricos precedentes de Trucharte y Marcelo (2002), Bunn y Redwood (2003), y Benito, Delgado y Martínez-Pagés (2004) han considerado ratios financieros análogos a los que nosotros incorporamos en nuestro análisis en la modelización de las probabilidades de impago de las empresas teniendo en cuenta las características individuales.

empresa, medida por sus resultados económicos sobre los activos invertidos (ROA); ii) un indicador de si la empresa se encuentre o no en pérdidas económicas, denotada como $1(\text{ROA}-r < 0)$, que se define una variable dicotómica que toma el valor 1 si la empresa obtiene una rentabilidad de los activos inferior al coste medio de su deuda y 0 en caso contrario; iii) el grado de apalancamiento, iv) el grado de liquidez de los activos de la empresa para hacer frente a sus compromisos de pago a corto plazo y v) el grado de cobertura de los beneficios de la empresas respecto a sus gastos financieros. Adicionalmente, aunque no se muestran en el cuadro 7, se han incorporado en el análisis variables explicativas artificiales de sector y tamaño, que permiten captar diferencias estructurales entre categorías de empresas relacionadas con ambas características y, finalmente, se ha incluido un conjunto de variables artificiales de tiempo que permite captar el impacto de perturbaciones de carácter agregado o cíclico que pudieran tener un efecto simétrico en las decisiones de toda la población de empresas.

La inclusión del indicador de pérdidas económicas responde a la premisa de que el hecho de estar en pérdidas económicas supone un signo de la gravedad en la situación económico-financiera que tiene valor añadido para las entidades financieras que deben intervenir en la decisión de refinanciar el crédito o no respecto a la mera información que representa el conocimiento del volumen de beneficios que aproxima la capacidad de generar fondos por parte de la empresa, el grado de cobertura de estos beneficios respecto a los gastos financieros a los que ha de hacer frente la empresa, el grado de liquidez y el nivel de endeudamiento de la empresa.

No obstante, se considera que, una vez que la empresa se encuentra en situación de impago, el montante de deuda impagada se explica solamente con la rentabilidad, medida por el ROA, además de la cobertura, la liquidez y el apalancamiento. Así, cuando la variable dependiente es el montante de la ratio de morosidad, se ha excluido de la lista de variables explicativas el indicador de si la empresa se encuentra o no en situación de pérdidas económicas.

Los resultados obtenidos indican que, en empresas que no eran morosas en el momento de la decisión, tanto la probabilidad de entrar en situación de mora como el nivel de la ratio de morosidad, varían significativamente en función del tamaño, la actividad y el momento temporal. Asimismo, ambas variables están influenciadas significativamente por la rentabilidad, el endeudamiento, la liquidez y la cobertura de la deuda de la empresa. En particular, la probabilidad de entrar en mora es, para cualquier nivel de significación, más elevada en empresas con mayor ratio de endeudamiento y menores ratios de liquidez y de cobertura. Adicionalmente, la influencia de la rentabilidad de la empresa en la decisión de entrar en mora se ha modelizado mediante la inclusión de dos tipos de variables. Por un lado, se ha incluido en la especificación un ratio de rentabilidad (ROA) que representa una medida continua de la capacidad de la empresa para generar fondos. El coeficiente asociado a esta variables es negativo y significativo lo que indica que, manteniéndose constantes el resto de características de la empresa, un descenso de la rentabilidad de la empresa se encuentra asociado a un aumento en el riesgo de impago de la misma, medido este por la probabilidad de que se produzca dicho impago.

Por otro lado, se ha incluido en la especificación una variable discreta que categoriza a las empresas en dos grupos diferenciados de riesgo: las empresas de alto riesgo, aquellas con una rentabilidad económica no positiva (esto es, $\text{ROA}-r \leq 0$) y las empresas de bajo riesgo, aquellas con una rentabilidad económica positiva. Más concretamente, el indicador de

riesgo, en términos de la rentabilidad de la empresa, que se ha incluido en el modelo probit para la probabilidad de entrar en mora es una variable artificial que toma valor uno en las empresas de riesgo alto y cero en caso contrario. En consecuencia, el signo positivo del coeficiente asociado a esta variable revela diferencias significativas en la probabilidad de entrar en mora a favor de las empresas de menor riesgo, manteniéndose constantes el resto de características de las empresas. La significación estadística simultánea de las dos medidas de rentabilidad, la continua y la discreta, es consistente con la presunción de que la información acerca de si la empresa se encuentra o no en situación de pérdidas económicas, además de las ratios de rentabilidad, cobertura, liquidez y endeudamiento, es valorada por las entidades financieras que toman la decisión de proveer o no fondos adicionales a la empresa para refinanciar su deuda financiera y que ésta no entre en situación de mora.

En relación con la estimación de la *fec* de la ratio de morosidad de las empresas que entran en mora en una fecha dada, los resultados indican que, en media, el nivel inicial de la ratio de morosidad es decreciente con la rentabilidad (medida por ROA-r) y el grado de cobertura que alcanzan los beneficios en relación con los gastos financieros. La liquidez y el grado de cobertura, sin embargo, no parecen influir de forma significativa en la decisión de la empresa sobre el nivel de la ratio de morosidad. Finalmente, el coeficiente para la lambda de Heckman que se estima a partir de los coeficientes de la primera etapa es significativo, lo que implica que los estimadores de los coeficientes en un modelo de regresión uniecuacional para la ratio de morosidad estimado a partir de la submuestra de empresas morosas serían sesgados.

El modelo estimado para las decisiones relacionadas con la morosidad para las empresas que se encuentran en mora en el momento de la toma de la decisión incluye una lista de variables explicativas análoga a la utilizada para la subpoblación de empresas que no se encontraban en mora. Adicionalmente, en este caso, se ha considerado que las decisiones de las empresas podrían estar influidas también por el nivel de la ratio de morosidad en el año anterior. Los resultados indican que esta variable es significativa, para cualquier nivel de significación, tanto para explicar la decisión de la empresa de salir o continuar en mora como para explicar el nivel de la ratio de morosidad en aquellas empresas que deciden continuar siendo morosas. Más concretamente, el coeficiente asociado a la ratio de morosidad desfasada un período es positivo tanto en el modelo para la probabilidad de continuar o salir de la situación de morosidad como en el modelo de regresión para las empresas que deciden continuar siendo morosas, lo que evidencia la persistencia temporal de la situación de morosidad de las empresas.

Adicionalmente, la probabilidad de continuar siendo morosas es mayor en las empresas con rentabilidad económica no positiva, y es decreciente con el nivel de rentabilidad de la empresa, así como con las ratios de cobertura y con la ratio de liquidez. Por el contrario, esta probabilidad es creciente con el nivel del ratio de endeudamiento. Por su parte, el nivel de la ratio de morosidad de las empresas que ya eran morosas con anterioridad, es decreciente con la rentabilidad y el ratio de cobertura de la empresa pero no parece estar influido significativamente por las ratios de endeudamiento y liquidez. Aunque no se presentan, los resultados para esta subpoblación de empresas evidencian diferencias significativas en las constantes de las ecuaciones de participación y de regresión para diferentes años, así como por sector. Por categorías de tamaño, sin embargo, las diferencias son menos nítidas. Por último, el coeficiente para la lambda de Heckman no es significativo para los niveles de significación habituales.

Para validar globalmente las estimaciones del modelo empírico que hemos desarrollado para explicar las decisiones relacionadas con la morosidad de las empresas hemos construido el estimador de la ratio de morosidad agregada, que se define en la ecuación [6], a partir de las estimaciones de las probabilidades de impago y de las ratios de morosidad en caso de impago para todas las empresas de la muestra. En el gráfico 5 se representan gráficamente la ratios de morosidad agregada observada y la estimación de esta ratio de acuerdo con el procedimiento descrito (panel superior). Asimismo, se representan gráficamente las contribuciones a las ratios de morosidad agregada observadas y estimadas correspondientes a las subpoblaciones de empresas morosas (panel inferior) y no morosas (panel central) en el período anterior al de la toma de decisiones. Además, en cada caso, se representa gráficamente una estimación de la deuda en riesgo definida de acuerdo con la ecuación [5] y, en consecuencia, definida de forma análoga al indicador sintético utilizado en los trabajos de Bunn y Redwood (2003) y Benito, Delgado y Martínez-Pagés (2004). Para computar este estimador agregado de deuda en riesgo se han utilizado las probabilidades de impago a nivel de empresa estimadas en el modelo probit de participación del modelo de selección de Heckman para las dos subpoblaciones de empresas consideradas.

Los resultados muestran que las estimaciones de la ratio de morosidad agregada basadas en un modelo de selección, en el que se trata de manera diferenciada el comportamiento de las empresas en función de la situación de morosidad en el período previo al de la toma de decisiones por parte de la empresa, son mucho más precisas que las que se derivan de las estimaciones de un modelo de probabilidad que, por definición, tiende a sobrevalorar las ratios de morosidad de las empresas en la medida en que impone que este sea igual a 1.

Hasta el momento hemos considerado un estimador de la deuda en riesgo basado en los pesos relativos (en términos de la deuda bancaria) de las empresas. Hemos explorado en qué medida la información de los estados financieros de las empresas es útil para estimar estos pesos relativos de las empresas. Para ello hemos ajustado un modelo de regresión al importe de la deuda bancaria de las empresas (las estimaciones se recogen en el cuadro A.4.1 del Anejo 4); a partir de las estimaciones del crédito bancario de las empresas obtenidas hemos computado las ponderaciones individuales de las empresas, en términos del crédito bancario, y hemos construido un segundo indicador de la ratio de morosidad agregada en el que los pesos observados han sido reemplazados por los pesos estimados. Los resultados obtenidos, que se representan gráficamente en el gráfico 6, revelan la robustez del estimador de la ratio de morosidad agregada, puesto que los estimadores basados en los pesos observados y en los pesos estimados son muy similares tanto el nivel como en el perfil.

4.2.2 UN MODELO PREDICTIVO

En esta sección se propone una extensión del modelo empírico sobre los determinantes de la morosidad en las empresas expuesto en la sección 4.2.1 en la que se utiliza la información económico-financiera de las empresas desfasada para predecir las ratios de morosidad individuales y, en última instancia, construir un indicador adelantado de la deuda en riesgo de las empresas basado en la siguiente expresión:

$$\hat{E}(RM_t | Z_{t-s}) = \sum_{i=1}^N \theta_{it-s} \cdot \hat{E}^H(RM_{it} | Z_{it-s}) = \sum_{i=1}^N \theta_{it-s} \cdot \hat{P}^H(RM_{it} > 0 | Z_{it-s}) \cdot \hat{E}^H(RM_{it-s} | RM_{it-s} > 0, Z_{it-s}), \quad s = 1, 2. \quad [9]$$

donde s denota el número de períodos de adelanto para la predicción de la ratio de morosidad agregada. Nótese que la expresión [9] es análoga a la expresión [6] en la que se basaba la construcción del estimador de la deuda en riesgo a partir de un modelo explicativo (i.e., basado en la información económico-financiera contemporánea) para las decisiones relacionadas con la morosidad de las empresas. El estimador adelantado que se define en la ecuación [9] se basa en un modelo predictivo para las ratios de morosidad de las empresas a partir de la información económico-financiera de las empresas de la que se dispone con cierto retraso.

El modelo empírico para la predicción de las ratios de morosidad de las empresas es análogo al modelo explicativo de la sección 4.2.1, en el que los valores corrientes de las variables explicativas de las ecuaciones de participación y de regresión (que se recogen en las expresiones [7] y [8]) se reemplazan por valores desfasados uno o dos períodos de dichas variables. Adicionalmente, la variable artificial temporal es sustituida por la tasa de variación del PIB real.

El cuadro 8 resume los resultados de las estimaciones de los modelos predictivos de la ratio de morosidad de las empresas con uno y con dos años de adelanto. En ambos casos, se presentan por separado los resultados para las subpoblaciones de empresas morosas y no morosas en el momento en el que se realiza la predicción.

En el modelo predictivo a un año los resultados indican que la probabilidad de impago es mayor en la empresas que tienen una rentabilidad económica no positiva. Además, esta probabilidad es creciente con el nivel de endeudamiento de las empresas y decreciente con la rentabilidad la liquidez de la empresa. Asimismo, la probabilidad de que una empresa que no es morosa en el momento en que se realiza la predicción entre en mora al año siguiente está inversamente relacionada con el grado de cobertura de los gastos financieros de la empresa y con el crecimiento de la economía²⁷. Finalmente, la probabilidad de que una empresa morosa continúe siéndolo está positivamente relacionada con la tasa de morosidad corriente de la empresa. No obstante, esta probabilidad no varía significativamente con la cobertura de los gastos financieros ni con el ciclo económico.

En relación con las estimaciones de la ecuación de regresión correspondiente al modelo predictivo a un año, cabe señalar que la ratio de morosidad del período t es creciente con el nivel de endeudamiento y decreciente con la rentabilidad y la el grado de cobertura de los gastos financieros de la empresa y, todo ello, independientemente del estatus de la empresa en relación con su situación de morosidad del período año anterior. Adicionalmente, en las empresas que ya eran morosas en $t-1$, el nivel de la ratio de morosidad del período t , está positivamente correlacionado con el nivel de dicha ratio en el año anterior e inversamente correlacionado con la tasa de crecimiento de la economía. En las empresas que entran en mora el nivel de la ratio de morosidad inicial no parece estar influido por la coyuntura económica, medida por el crecimiento del PIB. La liquidez desfasada, no parece afectar significativamente al nivel corriente de la ratio de morosidad en ninguna de las dos subpoblaciones consideradas.

La validación del modelo de predicción de la ratio de morosidad agregada se realiza comparando gráficamente la ratio de morosidad agregada real con el estimador de esta ratio

²⁷. Se ha incluido la tasa de variación del PIB real contemporánea a la ratio de morosidad que el modelo predice. En una explotación de este modelo predictivo, esta tasa no sería observable y, en su caso, se utilizaría el crecimiento predicho del PIB real para el año siguiente.

obtenido de acuerdo con la expresión [9]. Nuevamente, los resultados que se recogen en el gráfico 7 son satisfactorios, en la medida en que el error de predicción del nivel de la ratio de morosidad agregada es muy inferior al que se comete cuando se utiliza un indicador de deuda en riesgo basado en las estimaciones de las probabilidades de impago que se derivan de un modelo probit basado en información desfasada sobre las características económico-financieras de las empresas²⁸.

Finalmente, los resultados del modelo predictivo con dos desfases son similares a los obtenidos en el modelo explicativo y en el modelo predictivo con un desfase en cuanto a las estimaciones de las probabilidades de impago. No obstante, los coeficientes para el modelo de regresión de la ratio de morosidad de las empresas son, por lo general, no significativos. Independientemente de ello, el nivel del indicador agregado construido a partir de estas estimaciones es similar al de la ratio de morosidad agregada para las empresas de la muestra, tal como se muestra en el gráfico 8.

28. Aunque no se recoge en este documento, se ha computado también un indicador adelantado de la ratio de morosidad agregada que utiliza, en vez de los primeros retardos de los pesos relativos de las empresas en términos de la deuda bancaria, una predicción de dichos pesos basada en la información desfasada sobre la situación económico-financiera de la empresa. El error de predicción de la ratio de morosidad de este indicador es ligeramente mayor que el del indicador adelantado basado en los pesos relativos desfasados.

5 Resumen y conclusiones

Este trabajo analiza los determinantes del comportamiento de la ratio de morosidad agregada en las empresas no financieras españolas en el período 1992-2003 desde dos enfoques diferentes. El primer enfoque se basa en una descomposición factorial de las variaciones interanuales de la ratio de morosidad agregada haciendo uso de la información sobre los riesgos de las empresas no financieras extraída de la base de datos de la CIR. El segundo consiste en la modelización empírica de las decisiones de las empresas relacionadas con la morosidad, que permite relacionar dichas decisiones con variables que recogen la situación económico-financiera a nivel de cada empresa. En este segundo enfoque, las estimaciones se han realizado a partir de la información de un panel incompleto con un elevado número de observaciones relativo a una muestra de empresas no financieras españolas. La base de datos utilizada es el resultado del cruce de la información sobre los riesgos de las empresas extraída de la CIR con la información pública que las empresas depositan en los Registros Mercantiles Provinciales, fundamentalmente de carácter económico o financiero (contenida en el balance y la cuenta de resultados), extraída de la base de datos de SABI-INFORMA.

La descomposición factorial de las variaciones de la ratio de morosidad propuesta en este trabajo ha permitido cuantificar la importancia relativa de factores de diferente naturaleza. Por un lado, considera explícitamente la importancia de las variaciones en el peso relativo de las empresas morosas que, a su vez, es el resultado, fundamentalmente, de cambios en la probabilidad de que una empresa extraída aleatoriamente de la población se encuentre en situación de morosidad (que se cuantifica con el estimador de dicha variable a partir de la distribución empírica) y de los cambios en el tamaño relativo (en términos de la deuda bancaria).

Por otro lado, cuantifica la influencia de los cambios en la ratio de morosidad condicional, esto es, de la ratio de morosidad agregada en la subpoblación de empresas morosas. A su vez, atribuye las variaciones de la ratio de morosidad de las empresas morosas a dos tipos de factores. En primer lugar, los cambios en la composición de la población de empresas morosas como consecuencia del reemplazamiento de las empresas que salen de la situación de morosidad por las empresas que entran en mora. En segundo lugar, los cambios en la ratio de morosidad individual y/o en el tamaño relativo de las empresas en las que persiste la situación de morosidad.

La principal conclusión de este análisis es que las variaciones agregadas de la ratio de morosidad son el resultado del efecto combinado de todos los factores mencionados cuya importancia relativa ha variado de unos años a otros. En términos generales, puede decirse que el descenso sostenido de la ratio de morosidad durante la segunda mitad de la última década refleja el importante impacto negativo de las salidas de empresas de la situación de morosidad, contrarrestado en parte por el impacto de la entrada de otras empresas, así como una mejora generalizada en las distribuciones de la ratio de morosidad y, en menor medida, de los pesos relativos en la subpoblación de empresas morosas. Más recientemente, en los años 2002 y 2003, las disminuciones de la ratio agregada se explican por las mejoras en la distribución de la ratio de morosidad de las empresas morosas, contrarrestada por el mayor peso relativo de las empresas que componen esta subpoblación. Por el contrario, aunque el impacto bruto de la salida de empresas de la situación de morosidad ha sido muy importante, la entrada de empresas en mora lo ha sido aún más, por

lo que el efecto neto de los cambios de composición de la población ha contrarrestado en gran medida el efecto favorable atribuible a las empresas en las que persiste la situación de morosidad.

El segundo enfoque utilizado para analizar los determinante de la ratio de morosidad agregada se basa en la utilización de técnicas econométricas que consisten en el desarrollo de un modelo de selección (de Heckman) aplicado a las decisiones de las empresas relacionadas con la morosidad donde estas decisiones se relacionan, principalmente, con los ratios financieros que sintetizan la situación de la empresa en el momento de la toma de decisiones. Más concretamente, el modelo empírico desarrollado permite analizar los determinantes de dos tipos de decisiones: la decisión de entrar, permanecer o salir de la situación de morosidad y la decisión, en caso de que la empresa decida impagar, acerca del nivel de la ratio de morosidad. Los resultados indican que la probabilidad de que una empresa sea morosa, como el valor esperado de la ratio de morosidad en empresas morosas, son crecientes con la fragilidad económica y financiera de las empresas. Además, los resultados obtenidos indican que la situación de morosidad tiende a persistir a lo largo del tiempo, independientemente del grado de fragilidad de la empresa.

Adicionalmente, el trabajo propone un estimador de la ratio de morosidad agregada cuyo cómputo se basa en las estimaciones de la función de esperanza condicional de los ratios de morosidad de las empresas obtenidas utilizando una aplicación del modelo de selección de Heckman. La comparación de este estimador con el estimador agregado de deuda en riesgo utilizado en trabajos empíricos anteriores, que se basa en un modelo empírico que tiene en cuenta solamente las predicciones de las probabilidades de impago, indica que los errores de predicción basados en un modelo de selección para los ratios de morosidad son sistemáticamente inferiores a los basados en un modelo sobre los ratios de morosidad. Ello pone de manifiesto que la metodología propuesta en este trabajo es más adecuada para el cómputo de indicadores sintéticos que relacionen la evolución de los indicadores de fragilidad económica y financiera a nivel de empresa con el comportamiento de los riesgos a nivel agregado.

Finalmente, el trabajo desarrolla una extensión del modelo empírico sobre los ratios de morosidad orientada a la construcción de un indicador adelantado de deuda en riesgo en las empresas no financieras que explote la información económico-financiera de las empresas de la que se dispone con cierto desfase temporal (uno o dos años). Los resultados obtenidos son análogos a los comentados para el modelo empírico explicativo, aunque cabe decir que, como era de esperar, la calidad de las estimaciones empeora a medida que aumenta el horizonte temporal con el que se realiza la predicción.

Bibliografía

- ALTMAN, E. (1968). «Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy», *Journal of Finance*, vol. 23, n.º 4, septiembre, pp. 589-906.
- BEAVER, W. (1966). «Financial ratios as predictors of bankruptcy», *Journal of Accounting Research*, Supplement, pp. 71-102.
- BENITO, A., F. J. DELGADO y J. MARTÍNEZ-PAGÉS (2004): *A synthetic indicador of financial pressure for Spanish firms*, Documentos de Trabajo, n.º 0411, Banco de España.
- BENITO, A., J. WHITLEY y G. YOUNG (2001). «Analysing corporate and household sector balance sheets», *Financial Stability Review*, diciembre, pp. 160-174.
- BUNN, P., y V. REDWOOD (2003). *Company accounts based modelling of business failures and the implications for financial stability*, Working Paper 210, Bank of England.
- CORCÓSTEGUI, C., L. GONZÁLEZ-MOSQUERA, A. MARCELO y C. TRUCHARTE (2003). «Ciclo económico y capital regulatorio: evidencia en un sistema de clasificación de acreditados», *Estabilidad Financiera*, mayo, Banco de España, pp. 71-101.
- HECKMAN, J. J. (1979). «Sample Selection Bias as a Specification Error», *Econometrica*, 47, pp. 153-161.
- JIMÉNEZ, G., y J. SAURINA (2004). «Collateral, type of lender and relationship banking as determinants of credit risk», *Journal of Banking and Finance*, 28, pp. 2191-2212.
- OHLSON, J. A. (1980). «Financial Ratios and the probabilistic prediction of bankruptcy», *Journal of Accounting Research*, 18, 1, pp.109-131.
- RUANO, S., y V. SALAS (2004). «Indicadores de riesgo a partir de los resultados contables de las empresas», *Estabilidad Financiera*, n.º 7, pp. 161-183.
- TRUCHARTE, C., y A. MARCELO (2002). «Un Sistema de Calificación de Acreditados», *Estabilidad Financiera*, marzo, Banco de España, pp. 93-115.

Cuadro 1. Estadísticos descriptivos para la población de empresas no financieras (millones de € y %)

	Nº empresas	Nº morosas	Porcentaje empresas morosas	Deuda bancaria	Deuda bancaria en morosas	Deuda bancaria morosa	Ratio de morosidad ¹	Ratio de morosidad condicional ²
1992	294.367	37.538	12,75	168.666	32.617	9.730	5,77	29,83
1993	317.963	51.207	16,10	168.397	36.506	14.202	8,43	38,90
1994	334.112	52.377	15,68	172.236	33.155	14.877	8,64	44,87
1995	381.618	49.156	12,88	190.399	30.142	13.256	6,96	43,98
1996	470.567	51.412	10,93	203.324	28.696	11.305	5,56	39,39
1997	508.913	42.027	8,26	229.557	23.437	8.838	3,85	37,71
1998	550.976	32.076	5,82	265.011	19.461	6.542	2,47	33,62
1999	591.892	26.408	4,46	319.317	21.653	5.938	1,86	27,42
2000	635.617	24.694	3,89	384.406	24.131	5.386	1,40	22,32
2001	670.576	25.541	3,81	438.365	23.512	5.699	1,30	24,24
2002	697.837	26.152	3,75	506.651	24.491	5.464	1,08	22,31
2003	738.355	25.692	3,48	574.569	26.359	5.613	0,98	21,29

1. Cociente de la deuda bancaria morosa entre la deuda bancaria total, en porcentaje.

2. Cociente de la deuda bancaria morosa entre la deuda bancaria concentrada en empresas morosas, en porcentaje.

Fuente: elaboración propia con datos de CIR.

Cuadro 2. Tamaños muestrales y cobertura de la base de datos de SABI-INFORMA (miles de € y %)

	Total sector sociedades no financieras ^a		SABI-INFORMA ^b				
			Número de empresas ¹	VA ²	Total activo (me)	Cobertura	
	VABcf (me)	Total activo (me)				VA	Total activo
1992			39.201	80.271	309.889		
1993			68.187	128.008	506.389		
1994	192.817	819.481	89.310	112.002	431.011	58,1	52,6
1995	218.627	874.689	113.674	126.338	485.592	57,8	55,5
1996	229.903	961.708	148.574	144.491	567.807	62,8	59,0
1997	245.796	1.052.675	169.357	162.238	645.199	66,0	61,3
1998	262.834	1.221.825	202.922	188.025	749.684	71,5	61,4
1999	281.055	1.397.432	233.632	209.092	898.406	74,4	64,3
2000	303.985	1.626.562	248.452	235.118	1.105.596	77,3	68,0
2001	326.318	1.814.867	190.201	219.086	1.037.002	67,1	57,1
2002	347.907	1.915.443	192.742	206.694	932.792	59,4	48,7
2003	366.302	2.230.579	101.019	140.702	790.822	38,4	35,5
Media	277.554	1.391.526	149.773	162.672	705.016	63,3	56,3

a) Fuentes: Central de Balances del Banco de España. Resultados anuales de las empresas no financieras, 1999, 2000, 2001 y 2002 (según datos publicados por la Contabilidad Nacional del INE y las Cuentas financieras de la economía española BE). Los datos correspondientes al año 1994 constituyen estimaciones a partir de los datos de las empresas en la Central de Balances publicadas en el informe del año 1997.

b) SABI-INFORMA y elaboración propia.

1) Total empresas, excluidas las del sector "intermediación financiera" antes de imputar observaciones intermedias. Muestra común para el cálculo de las coberturas en términos del valor añadido y el total activo.

2) BAII más amortizaciones y gastos de personal.

Cuadro 3. Estadísticos descriptivos para la muestra de empresas resultante del cruce SABI-INFORMA y CIR (millones de € y %)

	Nº empresas	De las que: son morosas	Porcentaje empresas morosas	Total deuda bancaria	De la que: en empresas morosas	Total deuda bancaria morosa	Ratio de morosidad ¹	Ratio de morosidad condicional ²
1992	54.844	891	1,62	74.245	2.719	831	1,12	30,58
1993	58.394	1.676	2,87	73.035	3.690	1.455	1,99	39,43
1994	70.852	2.147	3,03	78.445	3.516	1.724	2,20	49,04
1995	85.383	2.002	2,34	88.612	3.281	1.533	1,73	46,73
1996	106.085	2.310	2,18	88.464	3.529	1.404	1,59	39,79
1997	131.768	2.245	1,70	105.723	3.502	1.386	1,31	39,59
1998	156.081	2.420	1,55	118.079	3.558	1.409	1,19	39,60
1999	172.274	2.473	1,44	139.312	3.423	1.452	1,04	42,42
2000	186.244	2.411	1,29	167.409	3.100	1.288	0,77	41,56
2001	192.814	2.830	1,47	181.082	3.391	1.346	0,74	39,69
2002	200.334	3.091	1,54	263.530	4.084	1.793	0,68	43,91
2003	237.332	3.006	1,27	410.633	5.598	2.025	0,49	36,17

1. Cociente de la deuda bancaria morosa entre la deuda bancaria total, en porcentaje.

2. Cociente de la deuda bancaria morosa entre la deuda bancaria concentrada en empresas morosas, en porcentaje.

Fuente: elaboración propia con datos de SABI-INFORMA y CIR.

Cuadro 4: Coberturas de la muestra de empresas no financieras del cruce INFORMA-CIR en términos de número de empresas, deuda bancaria y deuda bancaria morosa (en porcentaje)

	Total empresas	Total empresas morosas	Deuda bancaria	Deuda bancaria concentrada en morosas	Deuda bancaria morosa
1992	18,6	2,4	44,0	8,3	8,5
1993	18,4	3,3	43,4	10,1	10,2
1994	21,2	4,1	45,5	10,6	11,6
1995	22,4	4,1	46,5	10,9	11,6
1996	22,5	4,5	43,5	12,3	12,4
1997	25,9	5,3	46,1	14,9	15,7
1998	28,3	7,5	44,6	18,3	21,5
1999	29,1	9,4	43,6	15,8	24,5
2000	29,3	9,8	43,6	12,8	23,9
2001	28,8	11,1	41,3	14,4	23,6
2002	28,7	11,8	52,0	16,7	32,8
2003	32,1	11,7	71,5	21,2	36,1

Fuente: elaboración propia con datos de SABI-INFORMA y CIR.

Cuadro 5. Descomposición factorial de las variaciones interanuales de la ratio de morosidad agregada (% y puntos porcentuales)

	ratios de morosidad: total empresas	ratios de morosidad: empresas morosas	porcentajes de deuda bancaria en empresas morosas	Descomposición variaciones en la ratio de morosidad agregada		
				variación total	efecto variaciones en ponderaciones	efecto variaciones en ratios de morosidad
1992	5,77	29,83	19,34			
1993	8,43	38,90	21,68	2,66	0,91	1,75
1994	8,64	44,87	19,25	0,20	-1,09	1,29
1995	6,96	43,98	15,83	-1,68	-1,50	-0,17
1996	5,56	39,39	14,11	-1,40	-0,68	-0,73
1997	3,85	37,71	10,21	-1,71	-1,47	-0,24
1998	2,47	33,62	7,34	-1,38	-0,96	-0,42
1999	1,86	27,42	6,78	-0,61	-0,15	-0,45
2000	1,40	22,32	6,28	-0,46	-0,11	-0,35
2001	1,30	24,24	5,36	-0,10	-0,22	0,12
2002	1,08	22,31	4,83	-0,22	-0,12	-0,10
2003	0,98	21,29	4,59	-0,10	-0,05	-0,05

Fuente: elaboración propia con datos de CIR.

Cuadro 6. Descomposición factorial de las variaciones interanuales de la ratio de morosidad agregada de las empresas morosas (puntos porcentuales)

	variación total	cambios en la morosidad (1)	cambios en los pesos relativos (2)	entrada en situación de mora (3)	salida de situación de mora (4)	Empresas que persisten (1)+(2)	Reemplazamiento de empresas (3)+(4)
1993-1992	9,07	-6,93	8,47	12,09	-4,56	1,54	7,53
1994-1993	5,97	-2,42	6,02	8,18	-5,81	3,60	2,37
1995-1994	-0,89	-1,22	0,64	6,14	-6,46	-0,58	-0,32
1996-1995	-4,58	-4,56	-0,33	7,06	-6,76	-4,88	0,30
1997-1996	-1,68	2,55	-1,79	4,88	-7,32	0,76	-2,44
1998-1997	-4,10	1,36	-1,92	6,31	-9,85	-0,56	-3,53
1999-1998	-6,19	-5,10	0,58	5,01	-6,68	-4,52	-1,68
2000-1999	-5,10	-3,68	-0,61	4,42	-5,23	-4,29	-0,82
2001-2000	1,92	-0,87	0,35	6,28	-3,84	-0,51	2,44
2002-2001	-1,93	-3,13	1,34	8,24	-8,37	-1,80	-0,13
2003-2002	-1,02	-3,71	0,09	6,39	-3,79	-3,62	2,61

Fuente: elaboración propia con datos CIR.

Cuadro 7. Resultados de las estimación de un modelo explicativo de selección de Heckman para la ratio de morosidad

	Empresas morosas en t-1		Empresas no morosas en t-1	
	Coeficiente	P-valor ¹	Coeficiente	P-valor ¹
Ecuación de Regresión				
ROA	-0,977	0	-1,264	0
TR_ ratio morosidad (t-1)	0,592	0		
Ratio endeudamiento	0,047	0,368	-0,018	0,720
Ratio Liquidez	0,000	0,992	-0,012	0,593
Ratio cobertura	-0,002	0,094	-0,008	0
lambda	0,278	0,468	0,538	0
Ecuación de participación				
ROA	-0,854	0	-0,346	0
1/(ROA-r≤0)	0,094	0	0,277	0
TR_ ratio morosidad (t-1)	0,230	0		
Ratio endeudamiento	0,217	0	0,400	0
Ratio Liquidez	-0,029	0,040	-0,108	0
Ratio cobertura	-0,002	0	-0,007	0
Test Wald	4.020	0	4.909,0	0
grados de libertad	52		50	
Número de observaciones	22.787		1.591.132	
Censuradas	9.824		1.576.030	
No censuradas	12.963		15.102	

1. Errores estandar robustos a correlación entre observaciones de la misma empresa. Las estimaciones incluyen además variables artificiales de sector, tamaño y año.

Cuadro 8. Resultados de las estimación de un modelo predictivo de selección de Heckman para la ratio de morosidad

	Modelo para predicción con un año de adelanto				Modelo para predicción con dos años de adelanto			
	Empresas morosas en t-1		Empresas no morosas en t-1		Empresas morosas en t-2		Empresas no morosas en t-2	
	Coefficiente	P-valor ¹	Coefficiente	P-valor ¹	Coefficiente	P-valor	Coefficiente	P-valor
Ecuación de Regresión								
tv. PIB real	-0,027	0,013	0,010	0,415				
tv. PIB real (t-1)					-0,001	0,974	0,021	0,047
ROA (t-1)	-0,822	0,001	-1,374	0				
ROA (t-2)					-0,594	0,155	-1,354	0
TR_ratio morosidad (t-1)	0,579	0						
TR_ratio morosidad (t-2)					0,315	0		
Ratio endeudamiento (t-1)	0,289	0	0,317	0				
Ratio endeudamiento (t-2)					0,168	0,239	0,321	0,002
Ratio Liquidez (t-1)	-0,011	0,590	0,006	0,809				
Ratio Liquidez (t-2)					-0,003	0,920	0,031	0,266
Ratio cobertura (t-1)	-0,002	0	-0,005	0				
Ratio cobertura (t-2)					0,001	0,547	-0,002	0,368
lambda	0,160	0,666	0,344	0,023	-0,509	0,224	0,074	0,639
Ecuación de participación								
tv. PIB real	0,013	0,088	-0,057	0				
tv. PIB real (t-1)					0,007	0,446	-0,040	0
ROA (t-1)	-1,013	0	-0,387	0				
ROA (t-2)					-1,111	0	-0,668	0
1[ROA-r(t-1)≤0]	0,101	0	0,261	0				
1[ROA-r(t-2)≤0]					0,163	0	0,250	0
TR_ratio morosidad (t-1)	0,230	0						
TR_ratio morosidad (t-2)					0,192	0		
Ratio endeudamiento (t-1)	0,371	0	0,644	0				
Ratio endeudamiento (t-2)					0,530	0	0,800	0
Ratio Liquidez (t-1)	-0,039	0,020	-0,127	0				
Ratio Liquidez (t-2)					-0,051	0,015	-0,142	0
Ratio cobertura (t-1)	0,001	0,292	-0,006	0				
Ratio cobertura (t-2)					0,001	0,328	-0,005	0
Test Wald	3.776,2	0	7600,0	0	2.265,4	0	9153,0	0
grados de libertad	33		32		33		32	
Número de observaciones	22.031		1.534.774		17.397		1.234.707	
Censuradas	9.430		1.520.199		10.476		1.217.820	
No censuradas	12.601		14.575		6.921		16.887	

1. Errores estandar robustos a correlación entre observaciones de la misma empresa. Las estimaciones incluyen además variables artificiales de sector, tamaño y año.

Gráfico 1: Comparación de los agregados poblacionales (CIR) y los agregados muestrales (cruce INFORMA-CIR)

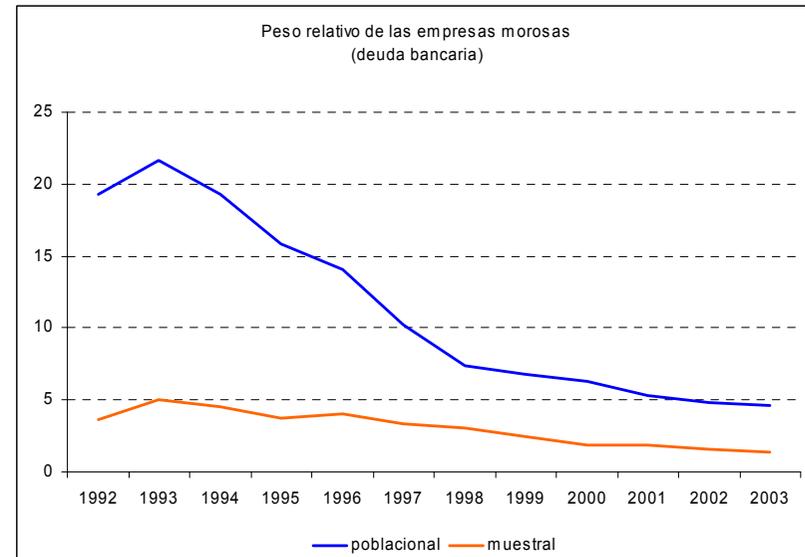
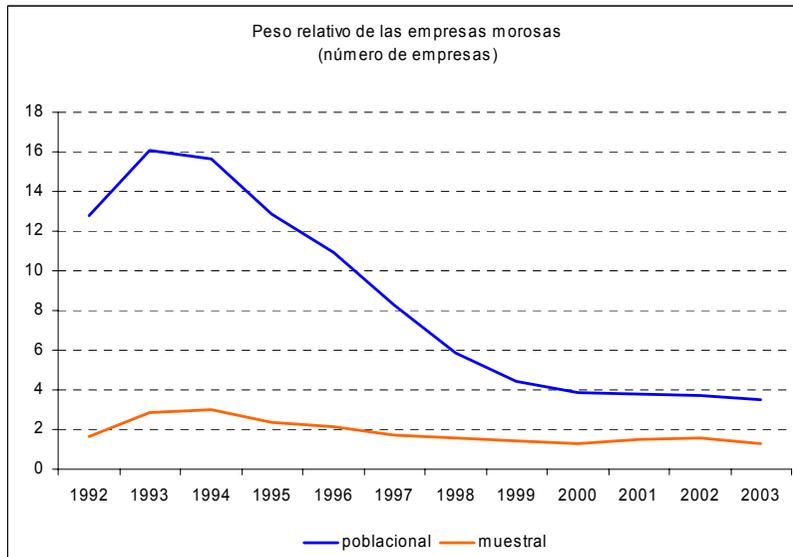
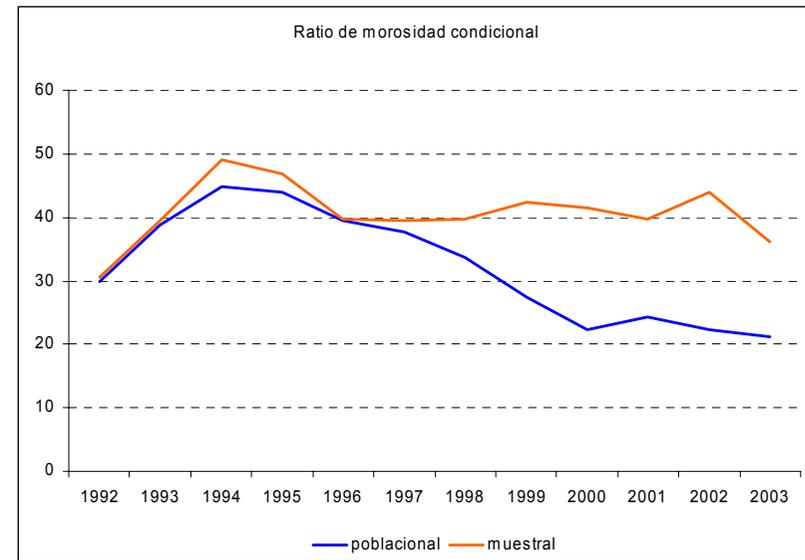
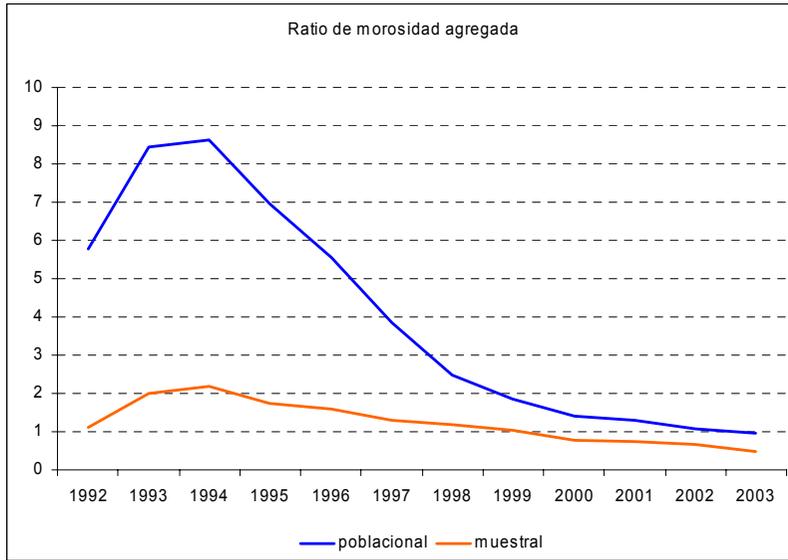


Gráfico 2: Evolución de la ratio de morosidad agregada y de sus determinantes:
El peso relativo de las empresas morosas y la ratio de morosidad condicional

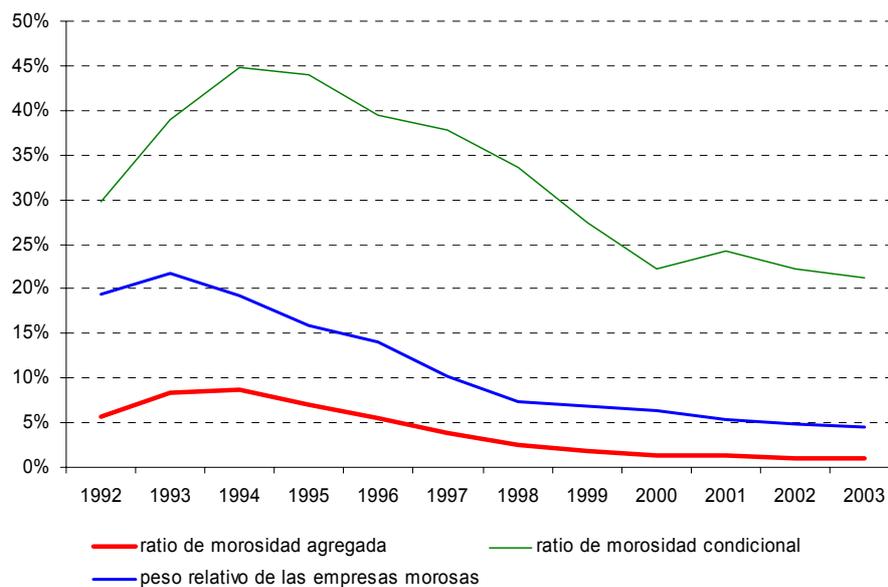


Gráfico 3: Evolución del peso relativo de las empresas morosas y de sus determinantes:
El peso relativo de la empresa morosa media y la proporción de empresas morosas

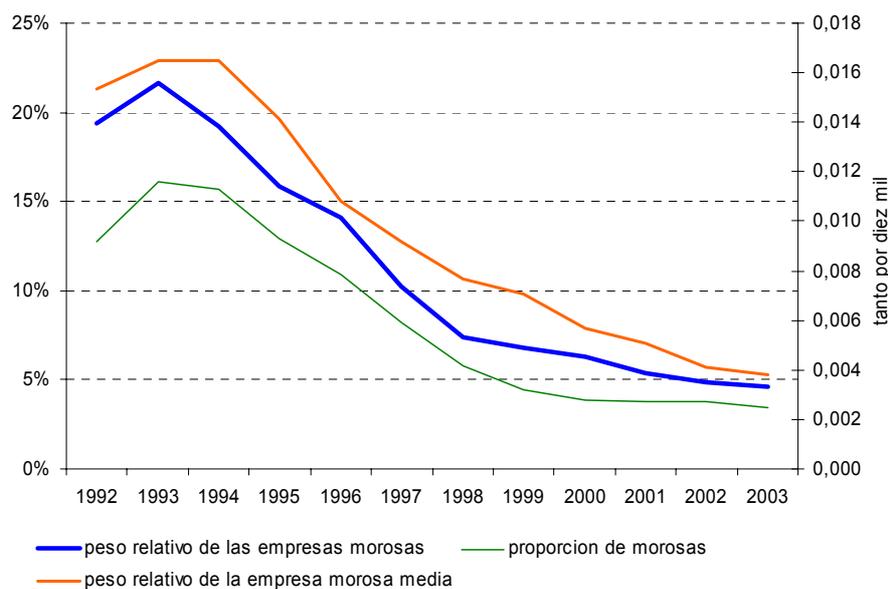


Gráfico 4: Descomposición factorial de las variaciones interanuales de la ratio de morosidad condicional

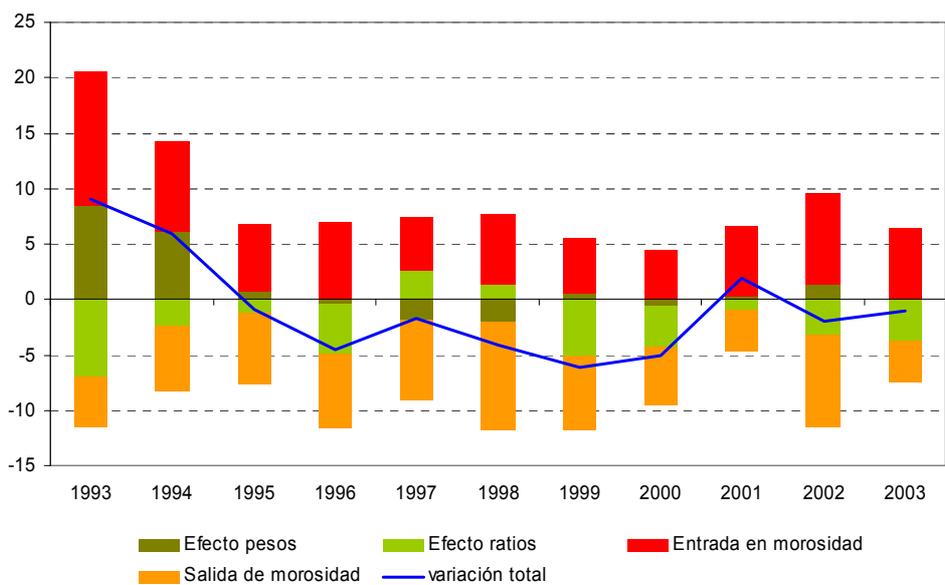
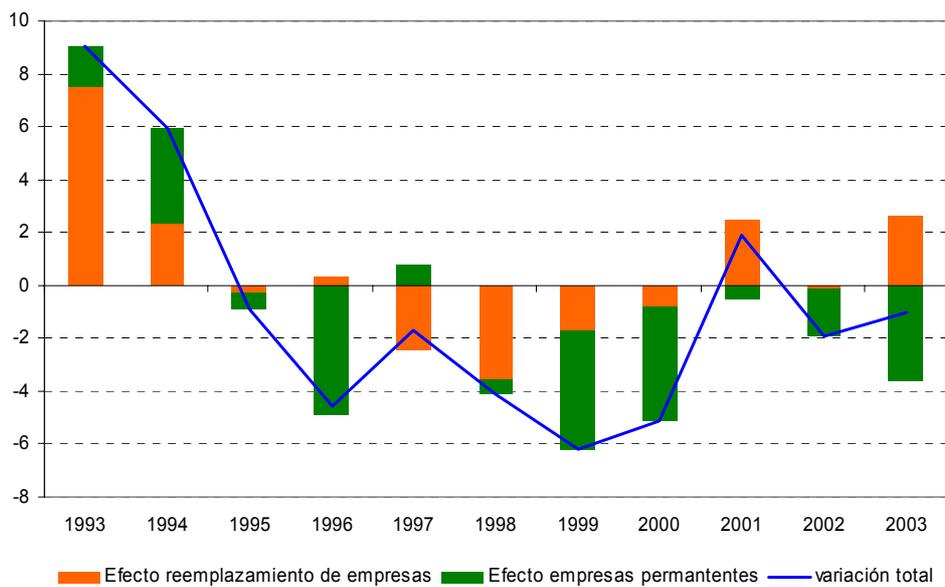


Gráfico 5. Estimación de la ratio morosidad agregada basada en las estimaciones del Modelo explicativo de selección de Heckman para la ratio de morosidad de las empresas (pesos observados)

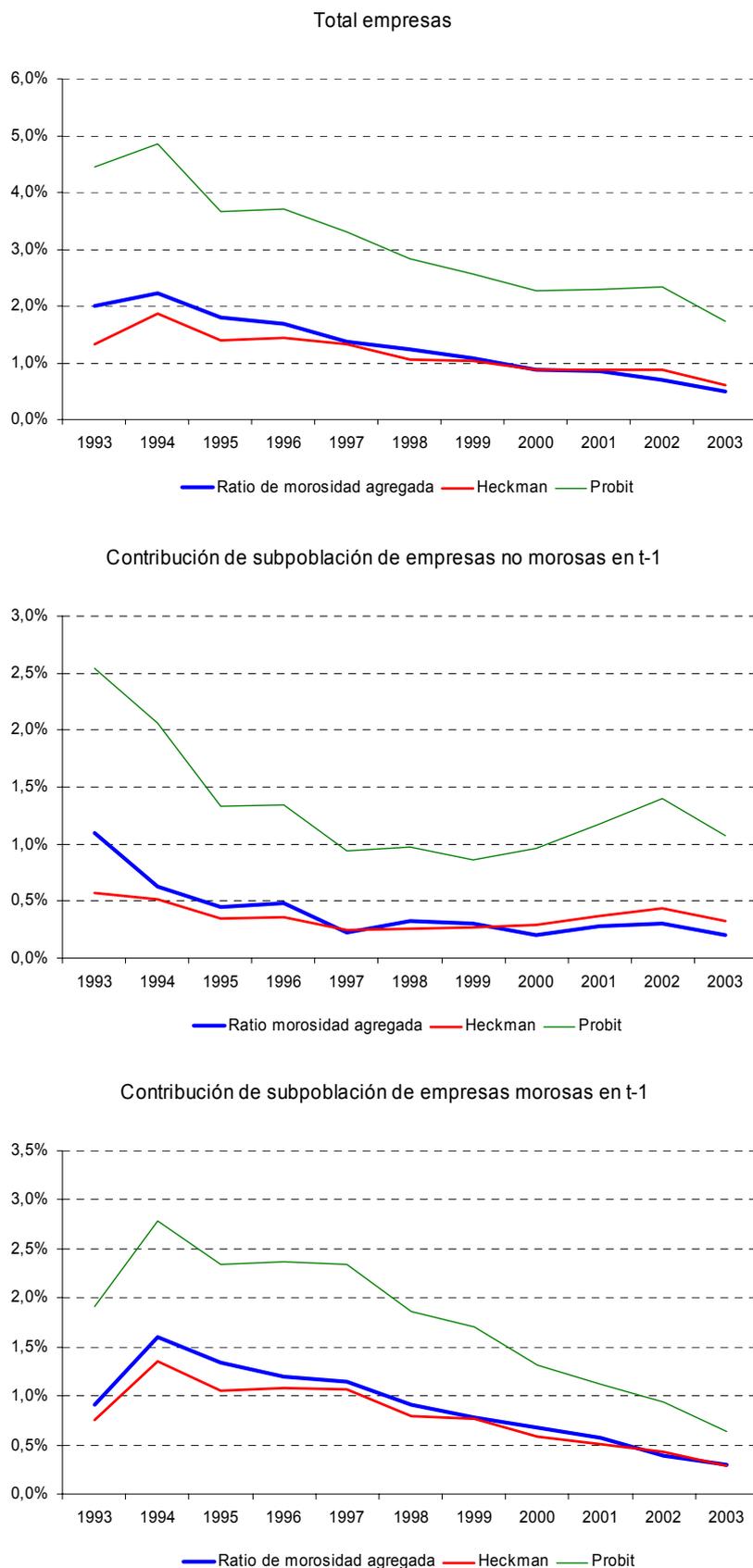


Gráfico 6. Estimaciones de la ratio morosidad agregada basada en las estimaciones del Modelo explicativo de selección de Heckman para la ratio de morosidad de las empresas (pesos observados vs pesos estimados)

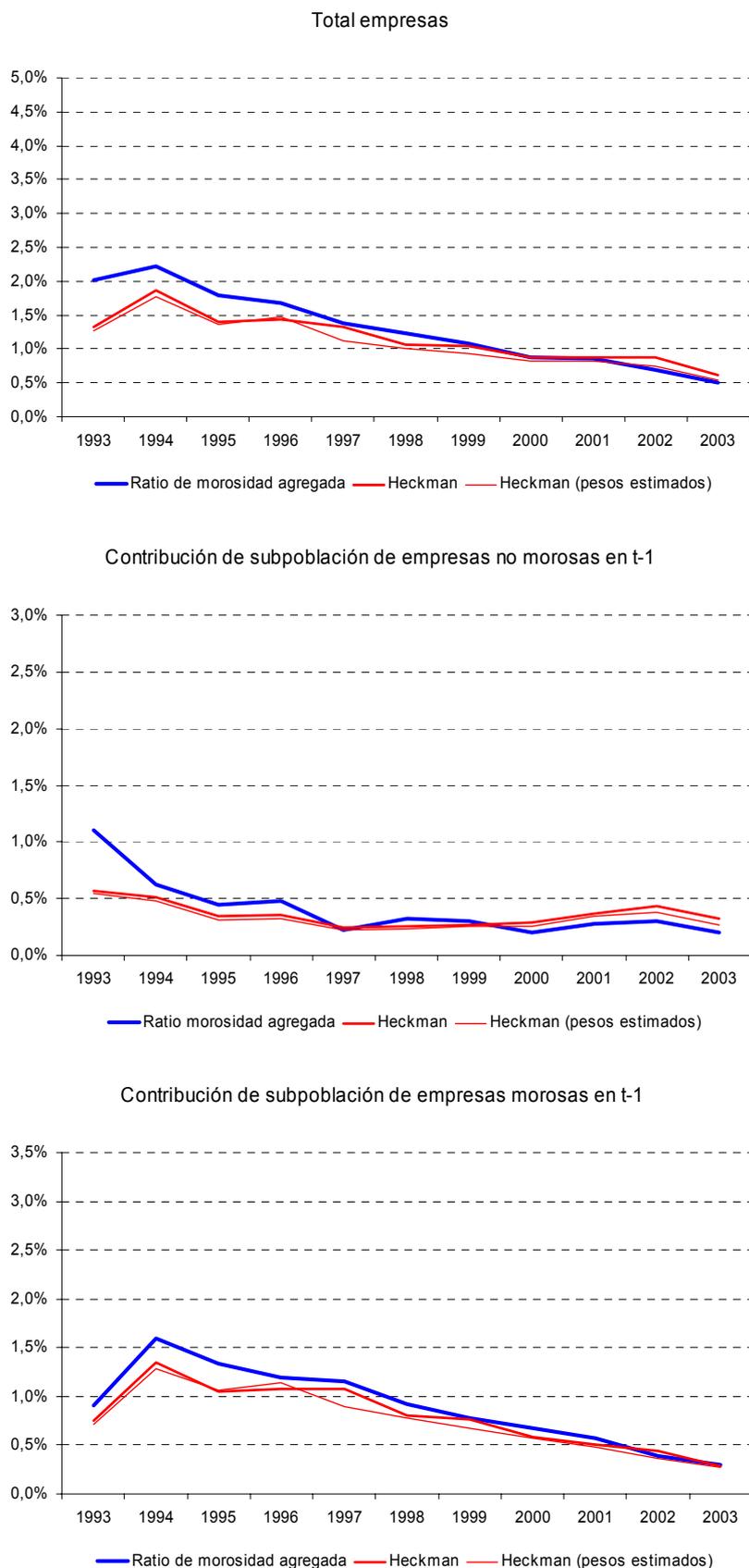


Gráfico 7. Estimaciones de la ratio morosidad agregada basada en las estimaciones del Modelo predictivo (un retardo) de selección de Heckman para la ratio de morosidad de las empresas

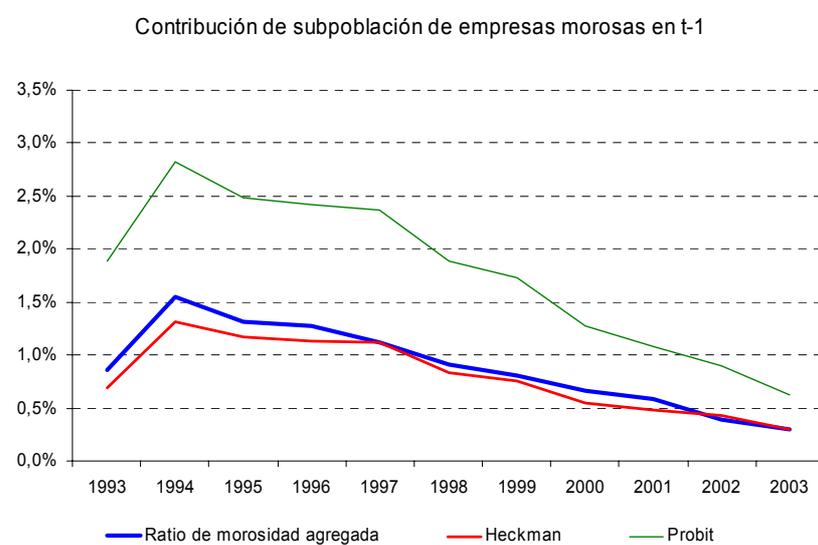
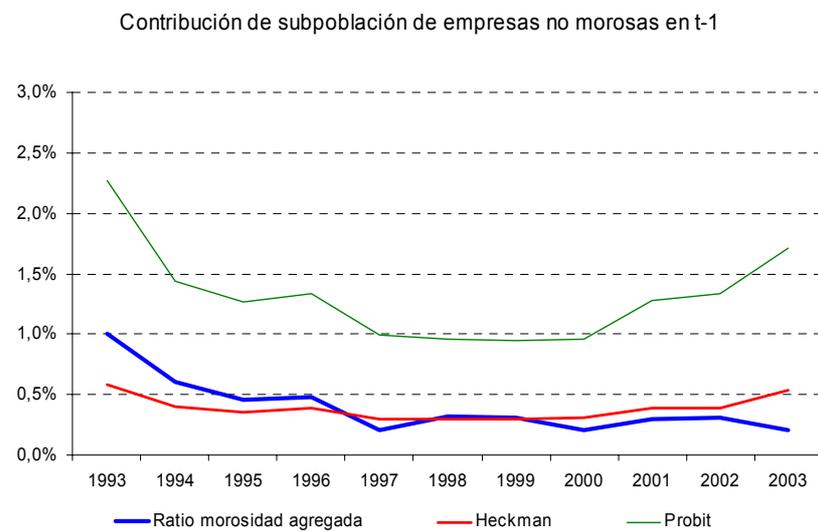
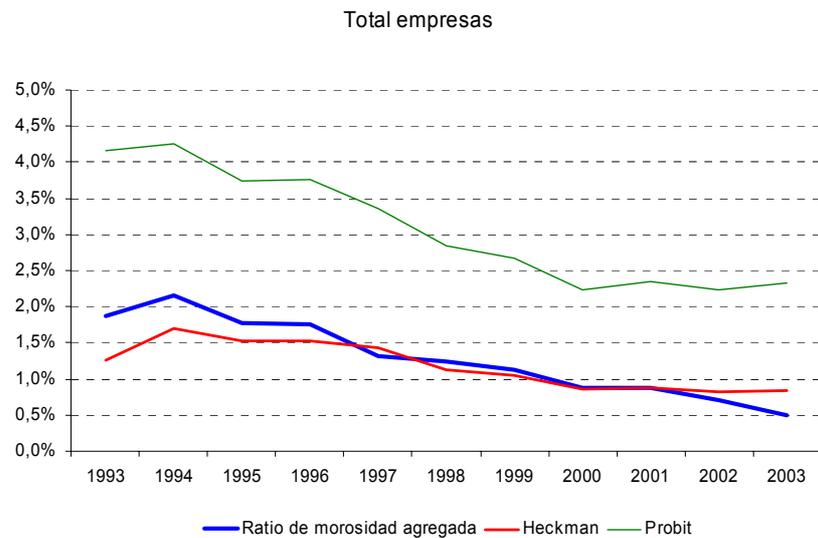
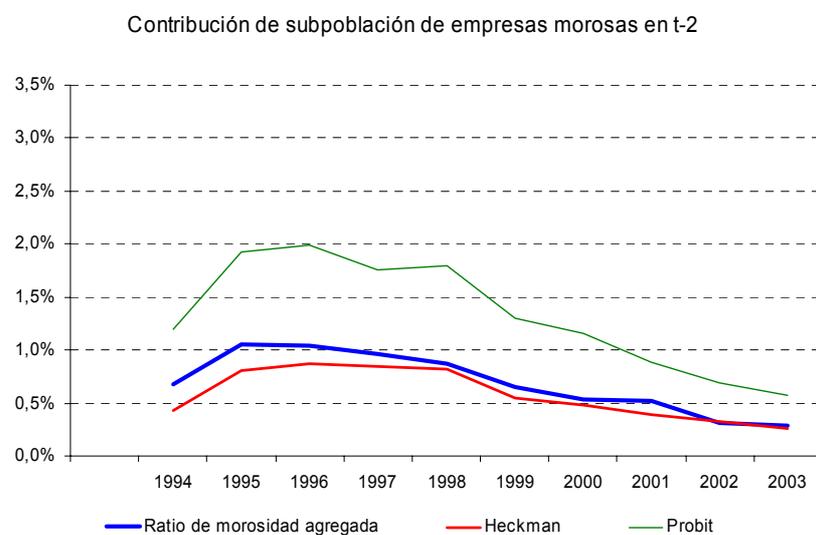
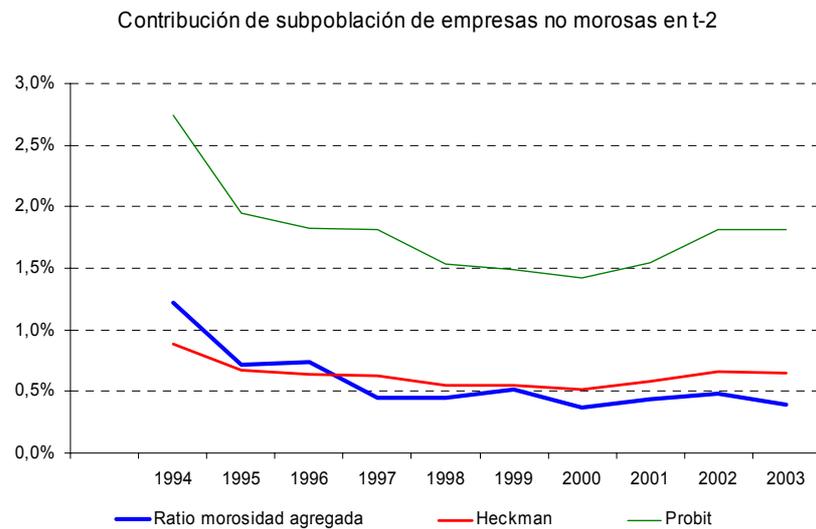
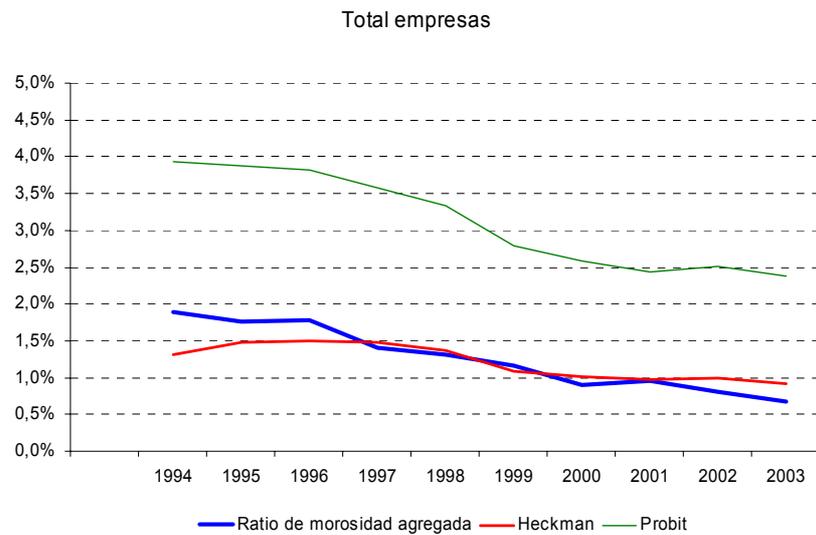


Gráfico 8. Estimaciones de la ratio morosidad agregada basada en las estimaciones del Modelo predictivo (dos retardos) de selección de Heckman para la ratio de morosidad de las empresas



ANEJO 1: Definiciones

ROA: cociente entre el beneficio antes de gastos financieros e impuestos (Resultado de explotación e ingresos financieros), y los activos totales.

r: coste medio de la deuda, definido como cociente entre los gastos financieros y la deuda con coste.

ROA-r: resultado económico. Esta variable mide la rentabilidad de la empresa neto del coste imputado al capital invertido suponiendo que el coste de la financiación propia y ajena es igual al tipo de interés medio de la deuda.

Riesgo: variable dicotómica que toma valor 1 si ROA-r es no positivo y cero en otro caso.

Ratio de endeudamiento: cociente entre deuda total y total activo.

Ratio de cobertura: cociente entre el beneficio antes de gastos financieros e impuestos (Resultado de explotación e ingresos financieros), y los gastos financieros.

Ratio de liquidez: cociente entre la tesorería y la deuda a corto plazo.

Deuda bancaria morosa: se contabilizan como deuda morosa los importes de las claves C, D, E, F, G, H, I Y L de la CIR. El importe recoge, por tanto, el crédito dudoso no por morosidad (C), dudoso vencido no moroso (D), moroso con un período transcurrido desde el vencimiento superior a 3 meses (E, F, G, H, I) y el crédito procedente de convenios con acreedores. Solamente se consideran empresas morosas, aquellas que tienen una ratio de morosidad que excede el 5% de su deuda bancaria total.

Sectores: La base de datos SABI-INFORMA proporciona el código CNAE (4 dígitos). A partir de esta información se ha definido la siguiente clasificación sectorial: 1) agricultura, ganadería y pesca; 2) manufacturas y extractivas; 3) electricidad, gas y agua; 4) construcción y actividades inmobiliarias; 5) comercio; 6) hostelería; 7) transporte, almacenamiento y comunicaciones; 8) alquiler de maquinaria, informática, I+D y otras; 9) resto de sectores.

Tamaño: las categorías de tamaño se definen en términos del activo total de la empresa (en miles de euros). Los intervalos considerados son: (0, 2.500], (2.500, 5.000], (5.000, 27.000] y (27.000, +∞).

ANEJO 2: Estimaciones del modelo de Heckman para la ratio de morosidad agregada

A.2.1.1. MODELO EXPLICATIVO. EMPRESAS MOROSAS EN t-1

Modelo de Selección (Heckman): estimación en dos etapas.

Número de observaciones	22.787			
Observaciones censuradas	9.824			
Observaciones no censuradas	12.963			
Contraste de Wald (52)	4.020,3	P-valor		0

Errores estandar robustos

	Coefficiente	p-valor	intervalo de confianza (95%)	
TR_ratio de morosidad				
constante	-0,100	0,647	-0,529	0,329
Dsector1	-0,193	0,037	-0,375	-0,012
Dsector2	-0,254	0,002	-0,414	-0,094
Dsector3	0,044	0,806	-0,304	0,392
Dsector4	-0,198	0,007	-0,341	-0,055
Dsector5	-0,033	0,637	-0,170	0,104
Dsector6	0,025	0,811	-0,177	0,227
Dsector7	-0,298	0,000	-0,453	-0,143
Dsector8	-0,184	0,031	-0,352	-0,017
D_año2	0,269	0,001	0,109	0,429
D_año3	0,165	0,011	0,039	0,291
D_año4	-0,106	0,099	-0,232	0,020
D_año5	0,072	0,140	-0,024	0,169
D_año6	-0,078	0,119	-0,176	0,020
D_año7	-0,053	0,281	-0,148	0,043
D_año8	0,091	0,043	0,003	0,179
D_año9	0,098	0,037	0,006	0,189
D_año10	0,106	0,023	0,014	0,198
D_año11	0,025	0,589	-0,066	0,116
D_tamaño1	-0,079	0,207	-0,203	0,044
D_tamaño2	0,053	0,240	-0,035	0,141
D_tamaño4	-0,027	0,757	-0,198	0,144
ROA	-0,977	0,000	-1,443	-0,512
TR_ratio de morosidad (t-1)	0,592	0,000	0,496	0,688
ratio endeudamiento	0,047	0,368	-0,055	0,149
ratio liquidez	0,000	0,992	-0,031	0,031
ratio de cobertura	-0,002	0,094	-0,005	0,000
default				
constante	0,404	0,000	0,275	0,534
Dsector1	-0,035	0,627	-0,176	0,106
Dsector2	0,198	0,000	0,096	0,300
Dsector3	-0,172	0,291	-0,490	0,147
Dsector4	0,077	0,146	-0,027	0,181
Dsector5	0,031	0,552	-0,072	0,134
Dsector6	-0,121	0,079	-0,256	0,014
Dsector7	0,006	0,930	-0,119	0,130
Dsector8	-0,068	0,270	-0,188	0,053
D_año2	-0,249	0,000	-0,306	-0,193
D_año3	-0,051	0,177	-0,124	0,023
D_año4	0,112	0,076	-0,012	0,237
D_año5	-0,180	0,000	-0,277	-0,083
D_año6	-0,138	0,001	-0,217	-0,059
D_año7	-0,209	0,000	-0,284	-0,134
D_año8	-0,051	0,192	-0,128	0,026
D_año9	-0,113	0,003	-0,186	-0,039
D_año10	-0,086	0,025	-0,161	-0,011
D_año11	-0,027	0,476	-0,101	0,047
D_tamaño1	-0,032	0,416	-0,109	0,045
D_tamaño2	0,047	0,239	-0,032	0,126
D_tamaño4	-0,034	0,381	-0,110	0,042
ROA	-0,854	0,000	-1,062	-0,646
riesgo	0,094	0,000	0,041	0,146
TR_ratio de morosidad (t-1)	0,230	0,000	0,217	0,242
ratio endeudamiento	0,217	0,000	0,156	0,278
ratio liquidez	-0,029	0,040	-0,057	-0,001
ratio de cobertura	-0,002	0,147	-0,004	0,001
mills				
lambda	0,278	0,468	-0,474	1,031
rho	0,223			
sigma	1,246			

A. 2.1.2. MODELO EXPLICATIVO. EMPRESAS NO MOROSAS EN t-1

Modelo de Selección (Heckman): estimación en dos etapas

Número de observaciones	1.591.132
Observaciones censuradas	1.576.030
Observaciones no censuradas	15.102
Contraste de Wald (50)	4.909,0

P-valor 0

Errores estandar robustos

	Coefficiente	p-valor	intervalo de confianza (95%)	
TR_ratio de morosidad				
constante	-1,898	0,000	-2,709	-1,088
Dsector1	0,085	0,389	-0,108	0,277
Dsector2	-0,074	0,277	-0,206	0,059
Dsector3	-0,307	0,109	-0,683	0,069
Dsector4	-0,028	0,677	-0,163	0,106
Dsector5	0,138	0,041	0,005	0,271
Dsector6	0,125	0,185	-0,060	0,309
Dsector7	-0,118	0,127	-0,269	0,033
Dsector8	-0,034	0,655	-0,183	0,115
D_año2	-0,199	0,008	-0,348	-0,051
D_año3	-0,110	0,110	-0,244	0,025
D_año4	-0,180	0,003	-0,300	-0,060
D_año5	-0,173	0,003	-0,286	-0,059
D_año6	-0,237	0,000	-0,345	-0,129
D_año7	-0,234	0,000	-0,335	-0,134
D_año8	-0,066	0,207	-0,168	0,036
D_año9	-0,066	0,188	-0,164	0,032
D_año10	0,033	0,491	-0,061	0,127
D_año11	0,099	0,035	0,007	0,191
D_tamaño1	-0,223	0,000	-0,321	-0,126
D_tamaño2	0,007	0,908	-0,114	0,128
D_tamaño4	-0,395	0,001	-0,625	-0,165
ROA	-1,264	0,000	-1,543	-0,985
ratio endeudamiento	-0,018	0,720	-0,119	0,082
ratio liquidez	-0,012	0,593	-0,057	0,033
ratio de cobertura	-0,008	0,000	-0,012	-0,004
default				
constante	-2,604	0,000	-2,650	-2,557
Dsector1	-0,004	0,880	-0,056	0,048
Dsector2	-0,045	0,015	-0,081	-0,009
Dsector3	-0,069	0,254	-0,188	0,050
Dsector4	-0,045	0,015	-0,081	-0,009
Dsector5	-0,063	0,001	-0,099	-0,027
Dsector6	0,013	0,591	-0,035	0,061
Dsector7	-0,024	0,272	-0,067	0,019
Dsector8	-0,021	0,320	-0,062	0,020
D_año2	-0,125	0,000	-0,148	-0,103
D_año3	-0,023	0,120	-0,052	0,006
D_año4	-0,113	0,000	-0,168	-0,058
D_año5	0,371	0,000	0,341	0,401
D_año6	0,307	0,000	0,278	0,337
D_año7	0,141	0,000	0,110	0,172
D_año8	0,156	0,000	0,128	0,184
D_año9	0,029	0,051	0,000	0,058
D_año10	0,056	0,000	0,029	0,083
D_año11	0,043	0,001	0,017	0,070
D_tamaño1	0,028	0,035	0,002	0,054
D_tamaño2	0,114	0,000	0,089	0,138
D_tamaño4	0,123	0,000	0,099	0,147
ROA	-0,346	0,000	-0,453	-0,240
riesgo	0,277	0,000	0,259	0,295
ratio endeudamiento	0,400	0,000	0,383	0,417
ratio liquidez	-0,108	0,000	-0,133	-0,084
ratio de cobertura	-0,007	0,000	-0,009	-0,005
mills				
lambda	0,538	0,000	0,244	0,833
rho	0,358			
sigma	1,506			

A.2.2.1. MODELO PREDICTIVO (UN AÑO DESFASADO), EMPRESAS NO MOROSAS EN t-1

Modelo de Selección (Heckman): estimación en dos etapas

Número de observaciones	1.534.774			
Observaciones censuradas	1.520.199			
Observaciones no censuradas	14.575			
Contraste de Wald (32)	7.599,96	P-valor		0

Errores estandar robustos

	Coficiente	p-valor	intervalo de confianza (95%)	
TR_ratio de morosidad				
constante	-1,686	0,000	-2,455	-0,916
Dsector1	0,080	0,423	-0,116	0,277
Dsector2	-0,063	0,357	-0,198	0,072
Dsector3	-0,265	0,161	-0,637	0,106
Dsector4	-0,055	0,429	-0,192	0,081
Dsector5	0,159	0,021	0,024	0,294
Dsector6	0,133	0,170	-0,057	0,323
Dsector7	-0,105	0,188	-0,260	0,051
Dsector8	-0,023	0,769	-0,175	0,130
tv PIB	0,010	0,415	-0,014	0,034
D_tamaño1	-0,204	0,000	-0,302	-0,106
D_tamaño2	0,037	0,558	-0,086	0,159
D_tamaño4	-0,371	0,001	-0,600	-0,143
ROA (t-1)	-1,374	0,000	-1,677	-1,070
ratio endeudamiento (t-1)	0,317	0,000	0,160	0,474
ratio liquidez (t-1)	0,006	0,809	-0,044	0,056
ratio de cobertura (t-1)	-0,005	0,022	-0,008	-0,001
default				
constante	-2,439	0,000	-2,487	-2,391
Dsector1	0,017	0,544	-0,037	0,070
Dsector2	-0,038	0,047	-0,076	-0,001
Dsector3	-0,070	0,264	-0,193	0,053
Dsector4	-0,057	0,003	-0,095	-0,020
Dsector5	-0,047	0,013	-0,085	-0,010
Dsector6	0,003	0,913	-0,047	0,052
Dsector7	-0,034	0,132	-0,079	0,010
Dsector8	-0,015	0,485	-0,058	0,028
tv PIB	-0,057	0,000	-0,062	-0,052
D_tamaño1	-0,116	0,000	-0,139	-0,093
D_tamaño2	-0,014	0,362	-0,043	0,016
D_tamaño4	-0,119	0,000	-0,174	-0,064
ROA (t-1)	-0,387	0,000	-0,484	-0,289
riesgo (t-1)	0,261	0,000	0,243	0,280
ratio endeudamiento (t-1)	0,644	0,000	0,628	0,661
ratio liquidez (t-1)	-0,127	0,000	-0,156	-0,099
ratio de cobertura (t-1)	-0,006	0,000	-0,008	-0,004
mills				
lambda	0,344	0,023	0,047	0,641
rho	0,235			
sigma	1,464			

A.2.2.2. MODELO PREDICTIVO (UN AÑO DESFASADO). EMPRESAS MOROSAS EN t-1

Modelo de Selección (Heckman): estimación en dos etapas

Número de observaciones	22.031		
Observaciones censuradas	9.430		
Observaciones no censuradas	12.601		
Contraste de Wald (33)	3.776,2	P-valor	0

Errores estandar robustos

	Coeficiente	p-valor	intervalo de confianza (95%)	
TR_ratio de morosidad				
constante	-0,026	0,917	-0,516	0,464
Dsector1	-0,174	0,069	-0,361	0,014
Dsector2	-0,265	0,001	-0,426	-0,103
Dsector3	-0,020	0,898	-0,330	0,289
Dsector4	-0,197	0,009	-0,344	-0,050
Dsector5	-0,034	0,635	-0,177	0,108
Dsector6	0,013	0,901	-0,195	0,222
Dsector7	-0,283	0,001	-0,443	-0,123
Dsector8	-0,171	0,051	-0,343	0,001
tv PIB	-0,027	0,013	-0,048	-0,006
D_tamaño1	-0,084	0,158	-0,200	0,033
D_tamaño2	0,060	0,191	-0,030	0,151
D_tamaño4	-0,071	0,395	-0,236	0,093
ROA (t-1)	-0,822	0,001	-1,326	-0,319
TR_ratio de morosidad (t-1)	0,579	0,000	0,488	0,670
ratio endeudamiento (t-1)	0,289	0,000	0,148	0,430
ratio liquidez (t-1)	-0,011	0,590	-0,050	0,029
ratio de cobertura (t-1)	-0,002	0,137	-0,004	0,001
default				
constante	0,212	0,002	0,078	0,345
Dsector1	-0,031	0,676	-0,176	0,114
Dsector2	0,189	0,000	0,084	0,294
Dsector3	-0,169	0,294	-0,484	0,146
Dsector4	0,070	0,198	-0,037	0,177
Dsector5	0,039	0,475	-0,068	0,145
Dsector6	-0,141	0,049	-0,282	-0,001
Dsector7	-0,001	0,988	-0,130	0,128
Dsector8	-0,069	0,275	-0,192	0,055
tv PIB	0,013	0,088	-0,002	0,028
D_tamaño1	-0,235	0,000	-0,292	-0,178
D_tamaño2	-0,050	0,188	-0,125	0,024
D_tamaño4	0,092	0,154	-0,034	0,218
ROA (t-1)	-1,013	0,000	-1,224	-0,801
riesgo (t-1)	0,101	0,000	0,048	0,153
TR_ratio de morosidad (t-1)	0,230	0,000	0,216	0,243
ratio endeudamiento (t-1)	0,371	0,000	0,307	0,436
ratio liquidez (t-1)	-0,039	0,020	-0,071	-0,006
ratio de cobertura (t-1)	0,001	0,292	-0,001	0,003
mills				
lambda	0,160	0,666	-0,566	0,885
rho	0,129			
sigma	1,235			

A.2.3.1. MODELO PREDICTIVO (DOS AÑOS DESFASADO), EMPRESAS NO MOROSAS EN t-2

Modelo de Selección (Heckman): estimación en dos etapas

Número de observaciones	1.234.707			
Observaciones censuradas	1.217.820			
Observaciones no censuradas	16.887			
Contraste de Wald (32)	9.153	P-valor	0	

Errores estandar robustos

	Coeficiente	p-valor	intervalo de confianza (95%)	
TR_ratio de morosidad				
constante	-0,820	0,043	-1,614	-0,026
Dsector1	0,026	0,808	-0,185	0,237
Dsector2	-0,040	0,614	-0,197	0,116
Dsector3	-0,082	0,738	-0,565	0,400
Dsector4	-0,052	0,519	-0,210	0,106
Dsector5	0,178	0,025	0,023	0,334
Dsector6	0,065	0,549	-0,146	0,275
Dsector7	-0,136	0,130	-0,312	0,040
Dsector8	-0,076	0,388	-0,248	0,097
tv PIB (t-1)	0,021	0,047	0,000	0,042
D_tamaño1	-0,230	0,000	-0,332	-0,129
D_tamaño2	0,021	0,741	-0,104	0,146
D_tamaño4	-0,246	0,062	-0,504	0,013
ROA (t-2)	-1,354	0,000	-1,706	-1,002
ratio endeudamiento (t-2)	0,321	0,002	0,123	0,520
ratio liquidez (t-2)	0,031	0,266	-0,024	0,086
ratio de cobertura (t-2)	-0,002	0,368	-0,005	0,002
default				
constante	-2,408	0,000	-2,461	-2,354
Dsector1	0,042	0,174	-0,019	0,102
Dsector2	-0,019	0,397	-0,062	0,025
Dsector3	-0,104	0,148	-0,244	0,037
Dsector4	-0,036	0,109	-0,079	0,008
Dsector5	-0,020	0,365	-0,063	0,023
Dsector6	-0,011	0,702	-0,069	0,046
Dsector7	-0,027	0,289	-0,078	0,023
Dsector8	0,014	0,568	-0,035	0,063
tv PIB (t-1)	-0,040	0,000	-0,045	-0,035
D_tamaño1	-0,109	0,000	-0,134	-0,084
D_tamaño2	-0,006	0,693	-0,039	0,026
D_tamaño4	-0,123	0,000	-0,184	-0,061
ROA (t-2)	-0,668	0,000	-0,765	-0,571
riesgo (t-2)	0,250	0,000	0,232	0,269
ratio endeudamiento (t-2)	0,800	0,000	0,780	0,820
ratio liquidez (t-2)	-0,142	0,000	-0,175	-0,110
ratio de cobertura (t-2)	-0,005	0,000	-0,006	-0,003
mills				
lambda	0,074	0,639	-0,235	0,383
rho	0,051			
sigma	1,460			

A.2.3.2. MODELO PREDICTIVO (DOS AÑOS DESFASADO). EMPRESAS MOROSAS EN t-2

Modelo de Selección (Heckman): estimación en dos etapas

Número de observaciones	17.397			
Observaciones censuradas	10.476			
Observaciones no censuradas	6.921			
Contraste de Wald (33)	2.265,4	P-valor	0	

Errores estandar robustos				
	Coefficiente	p-valor	intervalo de confianza (95%)	
TR_ratio de morosidad				
constante	0,457	0,248	-0,318	1,231
Dsector1	-0,309	0,079	-0,654	0,035
Dsector2	-0,575	0,000	-0,824	-0,326
Dsector3	-0,187	0,314	-0,550	0,177
Dsector4	-0,344	0,006	-0,588	-0,099
Dsector5	-0,112	0,362	-0,352	0,129
Dsector6	0,206	0,301	-0,184	0,595
Dsector7	-0,437	0,001	-0,706	-0,168
Dsector8	-0,243	0,155	-0,579	0,092
tvPIB_1	-0,001	0,974	-0,032	0,031
D_tamaño1	0,037	0,713	-0,161	0,236
D_tamaño2	0,129	0,074	-0,012	0,270
D_tamaño4	-0,124	0,391	-0,408	0,160
ROA (t-2)	-0,594	0,155	-1,411	0,224
TR_ratio de morosidad (t-2)	0,315	0,000	0,211	0,418
ratio endeudamiento (t-2)	0,168	0,239	-0,112	0,448
ratio liquidez (t-2)	-0,003	0,920	-0,072	0,065
ratio de cobertura (t-2)	0,001	0,547	-0,003	0,006
default				
constante	-0,264	0,001	-0,424	-0,105
Dsector1	-0,119	0,221	-0,310	0,071
Dsector2	0,119	0,070	-0,010	0,247
Dsector3	-0,235	0,179	-0,578	0,108
Dsector4	-0,040	0,553	-0,171	0,092
Dsector5	0,022	0,737	-0,108	0,152
Dsector6	-0,194	0,031	-0,371	-0,018
Dsector7	-0,095	0,261	-0,259	0,070
Dsector8	-0,168	0,034	-0,323	-0,013
tvPIB_1	0,007	0,446	-0,010	0,024
D_tamaño1	-0,313	0,000	-0,382	-0,245
D_tamaño2	-0,052	0,238	-0,140	0,035
D_tamaño4	0,079	0,293	-0,069	0,227
ROA (t-2)	-1,111	0,000	-1,371	-0,851
riesgo (t-2)	0,163	0,000	0,098	0,228
TR_ratio de morosidad (t-2)	0,192	0,000	0,176	0,207
ratio endeudamiento (t-2)	0,530	0,000	0,444	0,616
ratio liquidez (t-2)	-0,051	0,015	-0,092	-0,010
ratio de cobertura (t-2)	0,001	0,328	-0,001	0,004
mills				
lambda	-0,509	0,224	-1,329	0,312
rho	-0,352			
sigma	1,447			

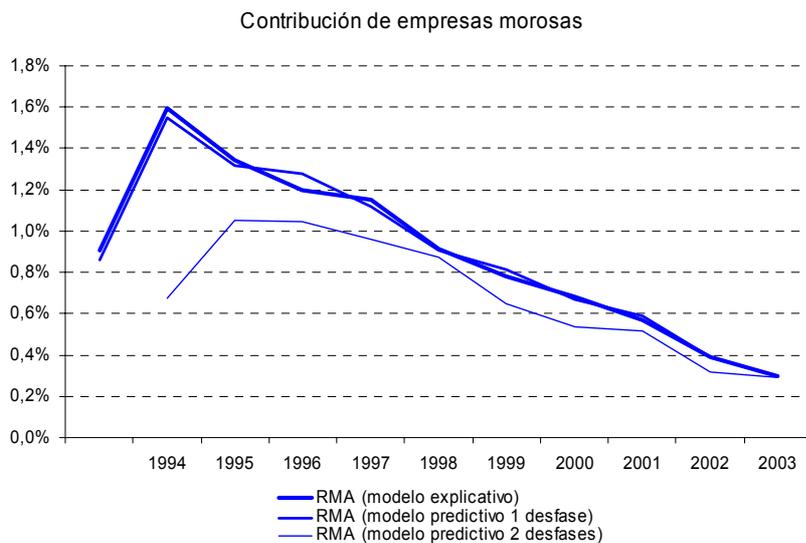
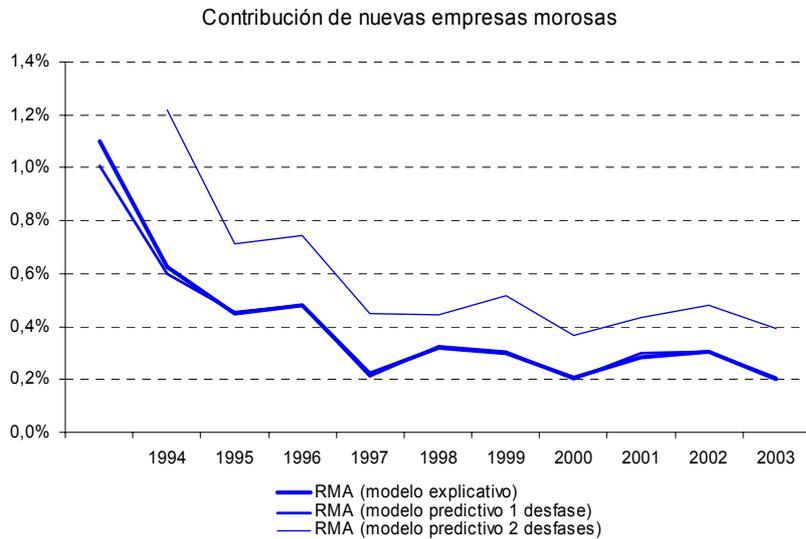
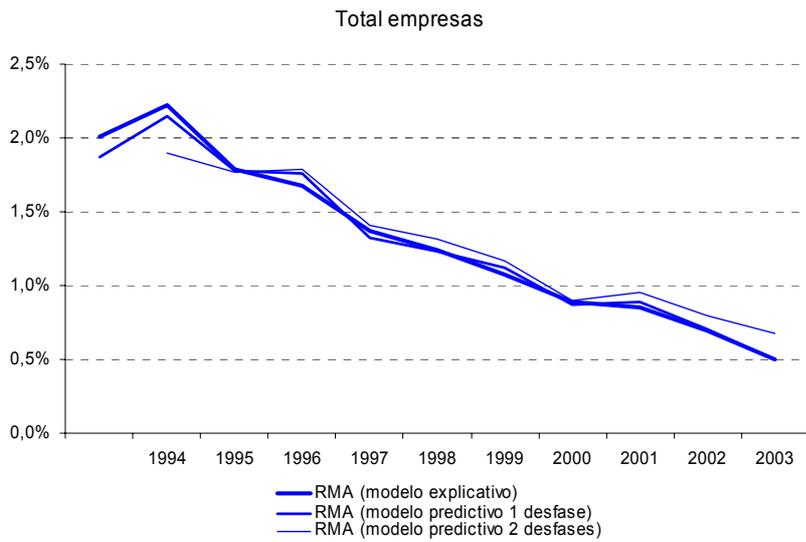
ANEJO 3: Estimaciones de los pesos relativos de las empresas en términos de la deuda bancaria

Modelo de regresión con errores estandar robustos

Número de observaciones	1.613.919		
F(29, 361.729)	inf.	P-valor	0
R2	0,8282		
Número de clusters (NIF)	361.730		

	Coefficiente	p-valor	intervalo de confianza (95%)	
ln(dispuesto total)				
constante	0,362	0,000	0,350	0,374
Dsector1	-0,018	0,001	-0,030	-0,007
Dsector2	0,015	0,000	0,008	0,022
Dsector3	-0,052	0,000	-0,079	-0,026
Dsector4	0,042	0,000	0,034	0,049
Dsector5	-0,015	0,000	-0,022	-0,008
Dsector6	0,002	0,730	-0,008	0,011
Dsector7	0,040	0,000	0,032	0,048
Dsector8	-0,003	0,393	-0,012	0,005
D_año2	-0,025	0,000	-0,032	-0,019
D_año3	-0,001	0,767	-0,007	0,005
D_año4	0,051	0,000	0,046	0,057
D_año5	0,026	0,000	0,021	0,030
D_año6	0,003	0,182	-0,001	0,007
D_año7	-0,006	0,009	-0,010	-0,001
D_año8	-0,024	0,000	-0,028	-0,020
D_año9	-0,034	0,000	-0,038	-0,030
D_año10	-0,062	0,000	-0,066	-0,058
D_año11	0,042	0,000	0,038	0,046
riesgo	-0,752	0,000	-0,765	-0,739
default	-0,048	0,031	-0,092	-0,004
ln(total activo)	0,309	0,000	0,307	0,312
ln(total activo)*riesgo	0,031	0,000	0,029	0,033
ln(total activo)*default	-0,001	0,870	-0,007	0,006
ln(total activo)*riesgo*default	-0,010	0,000	-0,012	-0,007
ratio liquidez	-0,185	0,000	-0,189	-0,181
ratio liquidez ²	0,019	0,000	0,018	0,019
ratio cobertura	-0,022	0,000	-0,023	-0,022
ratio cobertura ²	0,000	0,000	0,000	0,000
ln(dispuesto(t-1))	0,643	0,000	0,641	0,645

ANEJO 4: Ratio de morosidad agregada según la muestra



PUBLICACIONES DEL BANCO DE ESPAÑA

DOCUMENTOS DE TRABAJO¹

- 0527 LUIS J. ÁLVAREZ, PABLO BURRIEL E IGNACIO HERNANDO: Price setting behaviour in Spain: evidence from micro PPI data.
- 0528 EMMANUEL DHYNE, LUIS J. ÁLVAREZ, HERVÉ LE BIHAN, GIOVANNI VERONESE, DANIEL DIAS, JOHANNES HOFFMANN, NICOLE JONKER, PATRICK LÜNNEMANN, FABIO RUMLER Y JOUKO VILMUNEN: Price setting in the euro area: some stylized facts from individual consumer price data.
- 0529 TERESA SASTRE Y JOSÉ LUIS FERNÁNDEZ-SÁNCHEZ: Un modelo empírico de las decisiones de gasto de las familias españolas.
- 0530 ALFREDO MARTÍN-OLIVER, VICENTE SALAS-FUMÁS Y JESÚS SAURINA: A test of the law of one price in retail banking.
- 0531 GABRIEL JIMÉNEZ Y JESÚS SAURINA: Credit cycles, credit risk, and prudential regulation.
- 0532 BEATRIZ DE-BLAS-PÉREZ: Exchange rate dynamics in economies with portfolio rigidities.
- 0533 ÓSCAR J. ARCE: Reflections on fiscalist divergent price-paths.
- 0534 M.ª DE LOS LLANOS MATEA Y MIGUEL PÉREZ: Diferencias en la evolución de los precios de los alimentos frescos por tipo de establecimiento. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 0535 JOSÉ MANUEL MARQUÉS, FERNANDO NIETO Y ANA DEL RÍO: Una aproximación a los determinantes de la financiación de las sociedades no financieras en España.
- 0536 S. FABIANI, M. DRUANT, I. HERNANDO, C. KWAPIL, B. LANDAU, C. LOUPIAS, F. MARTINS, T. MATHÄ, R. SABBATINI, H. STAHL Y A. STOKMAN: The pricing behaviour of firms in the euro area: new survey evidence.
- 0537 LUIS J. ÁLVAREZ E I. HERNANDO: The price setting behaviour of Spanish firms: evidence from survey data.
- 0538 JOSÉ MANUEL CAMPA, LINDA S. GOLDBERG Y JOSÉ M. GONZÁLEZ-MÍNGUEZ: Exchange-rate pass-through to import prices in the euro area.
- 0539 RAQUEL LAGO Y VICENTE SALAS FUMÁS: Market power and bank interest rate adjustments.
- 0540 FERNANDO RESTOY Y ROSA RODRÍGUEZ: Can fundamentals explain cross-country correlations of asset returns?
- 0541 FRANCISCO ALONSO Y ROBERTO BLANCO: Is the volatility of the EONIA transmitted to longer-term euro money market interest rates?
- 0542 L. J. ÁLVAREZ, E. DHYNE, M. HOEBERICHTS, C. KWAPIL, H. LE BIHAN, P. LÜNNEMANN, F. MARTINS, R. SABBATINI, H. STAHL, P. VERMEULEN Y J. VILMUNEN: Sticky prices in the euro area: a summary of new micro evidence.
- 0601 ARTURO GALINDO, ALEJANDRO IZQUIERDO Y JOSÉ MANUEL MONTERO: Real exchange rates, dollarization y industrial employment in Latin America.
- 0602 JUAN A. ROJAS Y CARLOS URRUTIA: Social security reform with uninsurable income risk and endogenous borrowing constraints.
- 0603 CRISTINA BARCELÓ: Housing tenure and labour mobility: a comparison across European countries.
- 0604 FRANCISCO DE CASTRO Y PABLO HERNÁNDEZ DE COS: The economic effects of exogenous fiscal shocks in Spain: a SVAR approach.
- 0605 RICARDO GIMENO Y CARMEN MARTÍNEZ-CARRASCAL: The interaction between house prices and loans for house purchase. The Spanish case.
- 0606 JAVIER DELGADO, VICENTE SALAS Y JESÚS SAURINA: The joint size and ownership specialization in banks' lending.
- 0607 ÓSCAR J. ARCE: Speculative hyperinflations: When can we rule them out?
- 0608 PALOMA LÓPEZ-GARCÍA Y SERGIO PUENTE: Business demography in Spain: determinants of firm survival.
- 0609 JUAN AYUSO Y FERNANDO RESTOY: House prices and rents in Spain: Does the discount factor matter?
- 0610 ÓSCAR J. ARCE Y J. DAVID LÓPEZ-SALIDO: House prices, rents, and interest rates under collateral constraints.
- 0611 ENRIQUE ALBEROLA Y JOSÉ MANUEL MONTERO: Debt sustainability and procyclical fiscal policies in Latin America.

1. Los Documentos de Trabajo anteriores figuran en el catálogo de publicaciones del Banco de España.

- 0612 GABRIEL JIMÉNEZ, VICENTE SALAS Y JESÚS SAURINA: Credit market competition, collateral and firms' finance.
- 0613 ÁNGEL GAVILÁN: Wage inequality, segregation by skill and the price of capital in an assignment model.
- 0614 DANIEL PÉREZ, VICENTE SALAS Y JESÚS SAURINA: Earnings and capital management in alternative loan loss provision regulatory regimes.
- 0615 MARIO IZQUIERDO Y AITOR LACUESTA: Wage inequality in Spain: Recent developments.
- 0616 K. C. FUNG, ALICIA GARCÍA-HERRERO, HITOMI IIZAKA Y ALAN SUI: Hard or soft? Institutional reforms and infrastructure spending as determinants of foreign direct investment in China.
- 0617 JAVIER DÍAZ-CASSOU, ALICIA GARCÍA-HERRERO Y LUIS MOLINA: What kind of capital flows does the IMF catalyze and when?
- 0618 SERGIO PUENTE: Dynamic stability in repeated games.
- 0619 FEDERICO RAVENNA: Vector autoregressions and reduced form representations of DSGE models.
- 0620 AITOR LACUESTA: Emigration and human capital: Who leaves, who comes back and what difference does it make?
- 0621 ENRIQUE ALBEROLA Y RODRIGO CÉSAR SALVADO: Banks, remittances and financial deepening in receiving countries. A model.
- 0622 SONIA RUANO-PARDO Y VICENTE SALAS-FUMÁS: Morosidad de la deuda empresarial bancaria en España, 1992-2003. Modelos de la probabilidad de entrar en mora, del volumen de deuda en mora y del total de deuda bancaria, a partir de datos individuales de empresa.
- 0623 JUAN AYUSO Y JORGE MARTÍNEZ: Assessing banking competition: an application to the Spanish market for (quality-changing) deposits.
- 0624 IGNACIO HERNANDO Y MARÍA J. NIETO: Is the Internet delivery channel changing banks' performance? The case of Spanish banks.

BANCO DE ESPAÑA

Unidad de Publicaciones
Alcalá, 522; 28027 Madrid
Teléfono +34 91 338 6363. Fax +34 91 338 6488
e-mail: Publicaciones@bde.es
www.bde.es

