

INFORME ESPAÑOL

Análisis Secundario

PISA 2012

Competencia financiera

VERSIÓN PRELIMINAR

www.mecd.gob.es/inee



INFORME ESPAÑOL

PISA 2012

Competencia Financiera

Análisis secundario

VERSIÓN PRELIMINAR

Nota: El Instituto Nacional de Evaluación Educativa no se hace responsable de las opiniones vertidas en los estudios de investigación recogidos en este documento, siendo los autores los responsables de los análisis y resultados obtenidos de la base de datos de PISA 2012. Competencia Financiera.

ÍNDICE

	Pág.
CAPITAL CULTURAL Y SOCIAL: SUS EFECTOS EN EL CONOCIMIENTO FINANCIERO SEGUN PISA 2012 C. Albert Verdú (Universidad Alcalá), I. Neira Gómez (Universidad Santiago de Compostela) y A.García Aracil (Consejo Superior de Investigaciones Científicas – INGENIO/CSIC-UPV)	5
ESFUERZO Y COMPETENCIA FINANCIERA EN ESPAÑA: UN ANALISIS CON DATOS PISA J. Fernández de Guevara Radoselovics (Ivие/ Universitat de València), L. Serrano Martínez (Ivие/ Universitat de València) y Á. Soler Guillén (Ivие)	25
EDUCACION FINANCIERA Y RENDIMIENTO EDUCATIVO: CARACTERIZANDO EL SESGO DE SELECCION L. Hospido Quintana, E. Villanueva López y G. Zamarro Rodríguez (Banco de España e IZA; Banco de España; University of Southern California - Dornsife CESR)	51
ANALISIS DE LA RELACION ENTRE EDUCACION FINANCIERA Y MATEMATICAS A PARTIR DEL PROGRAMA ESCUELA 2.0 S. Jiménez-Martín (Universitat Pompeu Fabra) y C. Vilaplana Prieto (Universidad de Murcia)	77
FACTORES QUE MEJORAN EL CONOCIMIENTO FINANCIERO : EL PAPEL DE LA EDUCACION FINANCIERA ESCOLAR A. Lacuesta Gabarain, M. Martínez Matute y E. Moral Benito (Banco de España)	115
ALFABETIZACION FINANCIERA, COMPETENCIAS MATEMATICAS Y TIPO DE CENTRO M. J. Mancebón Torrubia y D. Pérez Ximénez de Embún (Universidad de Zaragoza)	137

Capital Cultural y Social: sus Efectos en el Conocimiento Financiero según PISA 2012

Cecilia Albert Verdú

Universidad Alcalá

Isabel Neira Gómez

Universidad Santiago de Compostela

Adela García Aracil

Consejo Superior de Investigaciones Científicas – INGENIO (CSIC-UPV)

Resumen

El presente trabajo explora los determinantes del rendimiento académico financiero entre los jóvenes de 15 años en 13 países de la OCDE utilizando la base de datos PISA 2012. Nuestro punto de partida es la consideración de que el entorno familiar puede descomponerse al menos, analíticamente, en cuatro componentes diferentes: capital económico, capital humano, capital cultural y capital social. La estructura jerárquica de la encuesta PISA nos permite aproximarnos a estas cuatro dimensiones distinguiendo entre el nivel individuo y colegio, estimando diferentes modelos multinivel en los que se considerarán las diferencias de las variables de capital social y cultural en función del colegio al que asisten los estudiantes. De forma generalizada podemos afirmar que tanto el capital cultural y social del alumno como del colegio se asocian positivamente a un mayor rendimiento en competencia financiera. Nuestros resultados contrastan la teoría de la reproducción cultural de Bourdieu a través de las variables de capital cultural (estático) y social (dinámico), obteniéndose evidencia de movilidad cultural en el capital cultural

estático, pero a su vez, alcanzando mayor efecto las variables de capital social en los centros que parten de una posición superior a la media, lo que indicaría reproducción cultural en la parte dinámica.

Palabras clave

Capital Cultural; Capital Social; Rendimiento Financiero; PISA 2012.

Introducción

El rendimiento académico ha sido estudiado desde los ámbitos de la sociología, psicología o economía de la educación, prestando atención principalmente tanto a las inversiones educativas que realizan los estudiantes y sus familias como a los beneficios que de ellas se derivan (Colesman, 1988; Jensen y Rasmussen, 2009). En los análisis de los determinantes del rendimiento escolar se ha demostrado cómo el entorno socioeconómico de los alumnos (medido principalmente a través del nivel de renta y de estudio de los padres) influye en el logro educativo (Hanushek y Woessman, 2011; Calero y Escardíbul, 2013). Asimismo, se han analizado aspectos como la titularidad o la eficiencia del centro (Fuchs y Woessmann, 2007; Hanushek y Woessman, 2011). Sin embargo, son pocos los estudios en el campo de la economía de la educación que han considerado el capital cultural y social en los análisis del rendimiento académico. Así pues, el objetivo de este trabajo es explorar la relación entre el capital cultural y social y el rendimiento en conocimiento financiero de los alumnos de educación secundaria. Para alcanzar este objetivo implementamos modelos multinivel a los datos de PISA 2012. El estudio se realiza para los 13 países de la OCDE que participan en el programa específico de conocimiento financiero de PISA 2012.

Hay al menos tres argumentos que se emplean a la hora de justificar la importancia de promover la cultura financiera entre los ciudadanos. El primero y fundamental hace referencia al insuficiente grado de conocimiento de la población en cuestiones económicas y financieras básicas (Lusardi, 2009), cuya notoriedad y trascendencia se ha avivado desde que estallara la crisis financiera internacional del 2008, sirvan de ejemplo los casos sufridos en las economías familiares de crisis de crédito y deuda (OECD INFE, 2009; Gerardi et al., 2010). El segundo es la creciente ampliación y complejidad de la oferta de productos financieros (Domínguez Martínez, 2011; Van Rooij et al., 2011). Por último, y más relacionado con la educación, está el hecho de la constatación de los beneficios de la educación financiera para los individuos y para el conjunto de la economía y de la sociedad (OECD, 2006; Stango y Zinman, 2009; Lusardi y Mitchell, 2011). Así, la importancia de la educación financiera no se limita a las personas mayores, sino que es necesaria para los ciudadanos de cualquier edad (CNMV y BE, 2008; Lusardi et al., 2010) tal como lo han destacado distintas organizaciones internacionales: “las jóvenes generaciones es probable no solo que se enfrenten a una complejidad creciente en los productos, servicios y mercados financieros, sino también es probable que soporten más riesgos financieros en su etapa adulta que sus padres” (OECD, 2013).

Actualmente en la literatura podemos encontrar trabajos que utilizan la base de datos de PISA para tratar de explicar el rendimiento académico en alguno de los tres campos habituales, como matemáticas, lengua o ciencias, teniendo en cuenta el capital cultural (Barone, 2006; Tramonte y Willms, 2010; Xu y Hampden-Thompson, 2012; Gran Andersen y Meier Jæger, 2013) y el capital social (Wößmann, 2003 using TIMSS –Third International Mathematics and Science Study; Fuchs y Woessmann, 2007), pero son pocos los trabajos que explican el rendimiento en conocimiento financiero incorporando el efecto

conjunto del capital cultural y social. Nuestro punto de partida es que el capital cultural y social actúa fundamentalmente a través del entorno de la familia y de la escuela, lo que nos permitirá constatar dos niveles de intervención: la familia, con una enorme dificultad de influencia en las políticas educativas, y el colegio, mucho más controlable si queremos orientar a los decisores públicos sobre las políticas más adecuadas a implementar.

El capital cultural y social tiene sus orígenes en la sociología (Bourdieu, 1977, 1984, 1986) y ya ha calado en otros ámbitos de la economía, como los análisis de los determinantes del crecimiento y del desarrollo económico. Así, Pierre Bourdieu define el capital cultural como el conocimiento de los códigos culturales dominantes inscritos en una sociedad, concluyendo que los padres de nivel socioeconómico alto dotan a sus hijos de actitudes, conocimientos, personalidades y habilidades que les permitan interactuar con las instituciones educativas de modo más cómodo y familiar de acuerdo con su universo social o hábito, incrementando con ello las posibilidades de éxito académico (Xu y Hampden-Thompson, 2012).

La teoría de la reproducción del capital cultural (Bourdieu 1977, 1984; Bourdieu y Passeron, 1990) señala que las familias que poseen capital cultural tienen una ventaja comparativa que les ayuda a reproducir su posición socioeconómica privilegiada. Sin embargo, existen trabajos más recientes que contrastan el modelo de Bourdieu y proponen alternativas. Por un lado, el modelo de la movilidad cultural indica que los rendimientos asociados al capital cultural son mayores en entornos con menor estatus socioeconómico (DiMaggio, 1982; Gran Andersen y Meier Jæger, 2013), aunque otros trabajos como el de George Werner (2004) señalan que la transmisión de lo que Bourdieu considera como hábito familiar se difumina a partir de la educación secundaria, permitiendo un desarrollo más meritocrático de la sociedad. Por otro lado, el modelo de recursos culturales indica que los rendimientos asociados al capital cultural serían iguales para todos (Xu y Hampden-Thompson, 2012), aunque otros autores como Barone (2006) resaltan la necesidad de controlar los resultados obtenidos para el capital cultural por más factores, como los recursos económicos de la familia y la ambición que demuestran los estudiantes sobre sus profesiones futuras, factores que caracterizan a la clase social a la que pertenece la familia al igual que el capital cultural.

Por otra parte, Pierre Bourdieu define el capital social como "el agregado de los recursos reales o potenciales que están ligados a la posesión de una red duradera de relaciones más o menos institucionalizadas de conocimiento y reconocimiento mutuo o en otras palabras, como miembro de un grupo que ofrece cada uno de sus miembros el respaldo del capital de propiedad colectiva" (Bourdieu, 1986, p. 248-49). Los trabajos de Bourdieu parten de la base de que el capital social y los asociados (capital cultural) son un recurso escaso que tiende a reproducir las diferencias entre las clases sociales que los poseen y el resto. Esta hipótesis pesimista es suavizada por Coleman que define el capital social como un bien público que podría ser suministrado a través de las organizaciones de voluntariado o uniones sociales, haciendo referencia a todas las situaciones en que la gente coopera para lograr determinados objetivos comunes (Tzanakis, 2013). Otros trabajos empíricos se han decantado por la concepción de Robert Putnam (1993) basada en "confianza, redes y normas" (Portela et al., 2013).

En términos del rendimiento asociado al capital social, este se ha medido como proxy a la comunicación entre padres e hijos (Park, 2008), obteniéndose un efecto mayor en familias con un bajo nivel socioeconómico en comparación con las de alto nivel. Crosnoe (2004) observó que las relaciones distantes de los estudiantes con los padres tiene un impacto negativo en el rendimiento académico, constituyéndose la interacción de la familia y la escuela en las principales fuentes de suministro de capital social. Dika y Singh (2002), que realizaron una revisión crítica de los trabajos relacionados con el rendimiento

del capital social, indican que generalmente existe una relación directa entre el logro educativo y la participación de los padres en la escuela y la supervisión de los padres en el progreso del estudiante.

En este trabajo adoptamos una perspectiva amplia y pluridimensional de los modos en que el rendimiento académico de los estudiantes se ve condicionado por el origen familiar y el contexto familiar y escolar según las propuestas de Coleman (1988) y Bourdieu (1986). El análisis de la relación entre el origen familiar y el rendimiento educativo viene asentándose desde los trabajos iniciales de James S. Coleman y sus colegas (1966). Tanto en el ámbito internacional (Fuchs y Woessmann, 2007; Freeman et al., 2011; Hanushek y Woessman, 2011) como en el caso concreto de España (Calero et al., 2010; Cordero et al., 2012; Calero y Escardíbul, 2013) la evidencia empírica demuestra la existencia de una fuerte asociación positiva entre estas dos variables. Sin embargo, este tipo de estudios suele tratar el entorno familiar como una entidad única (tal como expresa Coleman, 2001), de forma que considera como factor determinante del rendimiento educativo el origen familiar asociado mayoritariamente con el estatus socioeconómico, es decir, con la clase social de la que proviene el individuo. Asimismo, ha habido diferentes aportaciones, principalmente en la disciplina de la sociología en la que se ha tenido en cuenta, además del estatus social y material de la familia, la relación del rendimiento académico con el componente sociocultural (Bourdieu, 1977).

Por tanto, en nuestro estudio consideramos, por un lado, que el entorno familiar puede descomponerse al menos, analíticamente, en cuatro componentes diferentes: capital económico, capital humano, capital social y capital cultural. La dificultad en esta descomposición radica en que estas componentes no constituyen por sí mismas un elemento del entorno familiar con capacidad de ejercer un efecto independiente sobre los resultados educativos que obtengan los niños (Coleman, 2001), sino que se apoyan mutuamente en la forma de afectar al rendimiento de los hijos. Así, las familias con menos recursos monetarios tendrán más dificultades para costear los gastos asociados a la educación de sus hijos (Lucas, 2004), entre los que se encuentra el material escolar, el transporte, las actividades extraescolares o los recursos educativos y culturales disponibles en el hogar (Hanushek y Woessman, 2011), por lo que restringirá las posibilidades que estos tengan de avanzar académicamente. Por otro lado, consideramos que el colegio actúa como centro de redes sociales derivadas de las relaciones entre los escolares, profesores y directores u otro personal del centro, teniendo en cuenta, además, que el entorno familiar y escolar están interrelacionados ya que el estatus socioeconómico de los padres condiciona el barrio o entorno residencial en el que vive el niño, y con ello, los centros escolares a los que asiste y los compañeros y amigos con los que se relacione (Bourdieu, 1986).

El resto del artículo se estructura de la siguiente forma: tras esta introducción, en el apartado siguiente se describe la fuente de datos y las variables utilizadas para el propósito de nuestro análisis. Posteriormente se describe la metodología de la aplicación de la regresión multinivel. En el apartado subsiguiente procedemos con la presentación y discusión de los resultados, para finalizar con las conclusiones y recomendaciones políticas.

Datos y Metodología

La competencia financiera en PISA

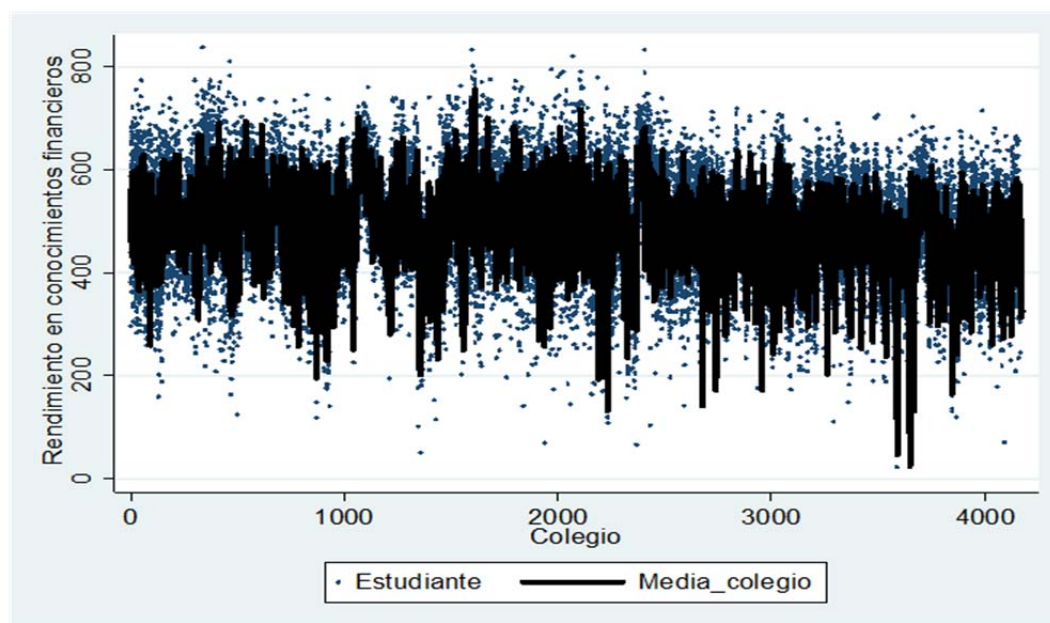
PISA 2012 es el primer estudio internacional que evalúa la competencia financiera de los jóvenes de 15 años de edad en 18 países (de los cuales 13 son de la OCDE). La educación financiera es definida por PISA 2012 como el proceso a través del cual los estudiantes

mejoran su comprensión de los productos, conceptos y contextos financieros, desarrollan habilidades para ser más conscientes de los riesgos y oportunidades financieras, realizan elecciones informadas y adoptan acciones para solucionar sus problemas financieros, y así en última instancia, mejorar su bienestar financiero y ser más partícipes en los asuntos de la vida económica (OECD, 2013).

Al igual que ocurre con las áreas de conocimiento básicas de PISA (lectura, matemáticas, ciencia y resolución de problemas), la competencia financiera se evalúa utilizando un instrumento diseñado para proporcionar datos válidos, fiables e interpretables. La competencia financiera es medida a través de la elaboración de una escala con una media de 500 puntos y una desviación típica de 100, basada en la participación de los países integrantes del estudio PISA 2012. Cada pregunta del test sobre competencias financieras está asociada a un punto concreto de la escala de competencia financiera de PISA, que indica su dificultad, y el rendimiento de cada alumno se asocia a un punto particular de esa misma escala, que indica su competencia estimada. Dada la longitud del instrumento de medida, a cada estudiante se le asigna una muestra de los ítems analizados en el test completo, de modo que se les asigna cinco valores plausibles que podría haber logrado en caso de completar toda la prueba (para más detalle véase PISA 2012 Technical Report). Estos cinco valores plausibles serán tenidos en cuenta como variable dependiente en el análisis objeto de estudio en el presente trabajo.

La Figura 1.1 nos muestra la media para estos cinco valores plausibles del rendimiento financiero tanto de los estudiantes como de los centros educativos para el conjunto de los 13 países de la OCDE. Se observa que existen diferencias en el rendimiento financiero no solamente entre los estudiantes sino también entre los centros educativos.

Figura 1.1. Rendimiento medio en conocimiento financiero según PISA OCDE 2012 de los estudiantes y los colegios



Fuente: Elaboración propia a partir de PISA 2012.

Cabe destacar que la base de datos PISA dispone de más de 100 variables candidatas a explicar la nota del estudiante en cualquiera de sus competencias lectora, matemáticas, resolución de problemas y financiera, que en sí mismo es un proceso complejo en este tipo de encuesta, de modo que el investigador podría estimar más de un

quintillón de modelos empíricos diferentes (Lacuesta et al., 2014). A continuación se describen las variables explicativas que se han escogido en este estudio con el propósito de analizar la influencia del capital cultural y social en el rendimiento financiero.

Variables de capital cultural y social

Para la selección de las variables explicativas (independientes) asociadas al capital cultural y social, nos hemos basado, principalmente, en los estudios de Gran Andersen y Meier Jæger (2013), y Tramonte y Willms (2010). Así, los primeros autores consideran que el capital cultural puede ser analizado a través de la observación de cuatro grupos de variables asociadas a: (i) posesiones culturales en casa, como por ejemplo música clásica, libros de poesía y obras de arte; (ii) los hábitos de lectura del estudiante, como por ejemplo si lee por iniciativa propia, por ser una afición, por obligación, por necesidad de información, etc.; (iii) la comunicación cultural o frecuencia con que el estudiante se comunica con sus padres (o tutores), como discutir sobre temas políticos o sociales, libros, películas o programas de televisión, etc.; y (iv) los recursos educativos disponibles en casa, como un diccionario, un lugar tranquilo para estudiar, un escritorio para estudiar, libros de texto, etc. Los segundos autores distinguen dos grupos de variables: (i) aquellas asociadas al capital cultural estático que incluyen la posesión de bienes de alta cultura (obras de arte, instrumentos musicales y música clásica) y actividades intelectuales (ir a museos, a ballet o al teatro) considerándose como una expresión de la ventaja socioeconómica de la familia; y (ii) aquellas asociadas al capital cultural relacional que incluye recursos culturales y actividades que se expresan en las relaciones entre los padres y los hijos en las discusiones sobre asuntos culturales, políticos, sociales y de actividades escolares, por tanto abarca los recursos y experiencias que los hijos pueden utilizar en la sociedad para interactuar estratégicamente y con éxito en la consecución de sus objetivos. Así, el capital cultural estático solo puede reflejar las propias decisiones y estilos de vida de los padres, mientras que el capital cultural relacional refleja cómo se transmite el capital y se emplea. Barone (2006) utiliza una clasificación similar considerando lo que él llama posesiones culturales y comunicación cultural.

Dada la estructura jerárquica de los datos PISA, en la que hay información disponible tanto a nivel individual del estudiante como a nivel agregado de escuela, en este trabajo incluimos variables de capital cultural y social distinguiendo entre estudiantes (primer nivel) y centros educativos (segundo nivel). A nivel de estudiante, en este análisis se aproximan las variables de capital cultural considerando las posesiones culturales que el estudiante indica que hay en su casa, como la posesión o no (variable dicotómica 1 y 0, respectivamente) de libros de literatura, libros de poesía y obras de arte (véase Tabla 1.1). Dada la cercana frontera entre el capital cultural relacional (Tramonte y Willms, 2010) y el capital social acorde a Durston (2003) que define el capital social como el “contenido de ciertas relaciones sociales – que combinan actitudes de confianza con conductas de reciprocidad y cooperación – que proporcionan mayores beneficios a aquellos que lo poseen en comparación con lo que podría lograrse sin este activo”, las variables de capital social se aproximan a las relaciones del estudiante con sus padres y sus compañeros (Bourdieu, 1986). En el cuestionario de PISA 2012 sobre el estudio de la competencia financiera se pregunta por la opinión del estudiante sobre la importancia que tiene para los padres que él/ella estudie matemáticas dada la relación del conocimiento financiero con el matemático (véase capítulo de Jiménez-Martín y Vilaplana Prieto, 2014; y estudio de la OECD, 2014), en una escala de 1 a 4, donde 1 es totalmente de acuerdo y 4 totalmente en desacuerdo. Esta variable la hemos transformado en una variable dicotómica que toma valores 1 y 0 reflejando mucha o poca importancia, respectivamente. Asimismo, se le pregunta al estudiante si participa en competiciones de matemáticas organizadas tanto dentro como fuera del colegio, en una escala de 1 a 4, siendo 1 siempre o casi siempre y 4

nunca o apenas. Esta variable se ha convertido en una variable dicotómica que toma valores 1 y 0 reflejando si participa o no el estudiante en dichas competencias. Por otra parte, se considera el clima escolar dentro del aula en relación a si los alumnos trabajan bien o no durante sus clases de matemáticas, variable medida en una escala de 1 a 4, siendo 1 no trabajar bien en cada lección y 4 trabajar a gusto en casi todas las lecciones de matemáticas. De nuevo, a partir de esta variable hemos obtenido una variable dicotómica que toma valor 1 si no trabajan a gusto y 0 en caso contrario.

A nivel de escuela, se considera como capital cultural si el colegio ofrece o no (variable dicotómica que tomar valor 1 si es sí y 0 en caso contrario) escuelas de teatro o de música, actividades de voluntariado o competencias de matemáticas. De esta manera, por equivalencia a nivel del estudiante, se han considerado como capital social el bajo clima escolar en la relación alumno-profesor (siendo 1 baja relación y 0 en caso contrario) y el compromiso cívico de los padres con la escuela a través de la frecuencia de la participación de los padres de forma voluntaria en las actividades extra-curriculares (medida en porcentajes, siendo 0% si los padres no participan en las actividades y 100% si todos los padres participan en dichas actividades) y la frecuencia de la comunicación de los padres con el profesor sobre el progreso de sus hijos (medida también en porcentajes, siendo 0% si los padres no hablan con el profesor por iniciativa propia y 100% si todos los padres comentan el progreso de sus hijos con el profesor por iniciativa propia).

Variables de capital económico y capital humano

Los resultados obtenidos en la literatura confirman la evidencia de que los alumnos cuyos padres disponen de nivel educativo superior, o bien pertenecen a profesiones en las que se requiere mayor nivel de cualificación obtienen mejores resultados, no solo en estas materias, sino también en las relacionadas con las finanzas. Partiendo de esta evidencia y para completar nuestro punto de partida de considerar los cuatro capitales que conforman el origen familiar se han incluido como variables independientes la ocupación de la madre y del padre, distinguiendo cuatro grupos acorde a las categorías de ocupación ISCO-08 (International Classification of Occupations), diferenciando entre aquellos que tienen ocupaciones de cuello blanco altamente cualificados (grupos 1, 2 y 3 de ISCO) de los que tienen ocupaciones de cuello blanco no tan cualificados (grupos 4 y 5 de ISCO), y aquellos que tienen ocupaciones de cuello azul altamente cualificados (grupos 6 y 7 ISCO) de los que tienen ocupaciones de cuello azul no tan cualificados (grupos 8 y 9 de ISCO) (véase para más detalle OECD 2012).

De la misma forma se ha considerado el nivel educativo más alto tanto de la madre como el del padre, distinguiendo tres grupos acorde a los niveles ISCED (International Standard Classification of Education): aquellos que no tienen educación o al menos alcanzan el nivel de estudios obligatorios (ISCED 1 y 2), los que tienen educación secundaria superior (ISCED 3 y 4), y los que tienen educación terciaria (ISCED 5 y 6, OECD 2012).

Muestra y descripción de las variables explicativas

La muestra utilizada está formada por los estudiantes de los 13 países de la OCDE que participan en el programa de medida de las competencia financiera PISA 2012. Estos países son Estados Unidos, Polonia, Nueva Zelanda, Estonia, República Eslovaca, República Checa, Francia, Australia, Israel, Bélgica, España, Eslovenia, Italia y China-Shangái.

Podría decirse que los cuatro componentes del origen familiar están asociados al capital cultural vinculado con las posesiones y participaciones culturales de la familia, al capital social

vinculado con la implicación de los padres en la educación de sus hijos, al capital humano parental representado por el capital económico medido a través de la ocupación de los padres y al nivel educativo de los padres. Además, como variables de control se han considerado el género (1 mujer, 0 hombre) de los estudiantes y variables dicotómicas de país. La Tabla 1.1 muestra la descripción de las variables explicativas del rendimiento académico financiero.

Tabla 1.1. Estadísticos descriptivos de las variables explicativas de PISA 2012

Variables Nivel de Estudiante	Media	Desv. Estand.	Min.	Max.
Capital Cultural				
Posesión en casa de libros de literatura	0.55	0.50	0	1
Posesión en casa de libros de poesía	0.49	0.50	0	1
Posesión en casa de obras de arte	0.67	0.47	0	1
Capital Social				
Mis padres consideran que es importante para mi estudiar matemáticas	0.91	0.28	0	1
Participo en competiciones de matemáticas	0.09	0.29	0	1
Los estudiantes no trabajan a gusto en sus clases	0.24	0.43	0	1
Capital Económico				
Ocupación de la Madre				
Categoría cuello blanco cualificado	0.38	0.48	0	1
Categoría cuello blanco no cualificado	0.31	0.46	0	1
Categoría cuello azul cualificado	0.06	0.23	0	1
Categoría cuello azul no cualificado	0.25	0.43	0	1
Ocupación del Padre				
Categoría cuello blanco cualificado	0.36	0.48	0	1
Categoría cuello blanco no cualificado	0.15	0.36	0	1
Categoría cuello azul cualificado	0.27	0.44	0	1
Categoría cuello azul no cualificado	0.22	0.41	0	1
Capital Humano				
Nivel educativo de los padres				
Educación Obligatoria	0.11	0.31	0	1
Educación Secundaria (superior)	0.43	0.50	0	1
Educación Terciaria	0.46	0.50	0	1
Características del Estudiante				
Género	0.50	0.50	0	1
Nivel Escuela				
Capital Cultural				
El colegio ofrece escuela de teatro o de música	0.64	0.48	0	1
El colegio ofrece actividades de voluntariado	0.77	0.42	0	1
El colegio ofrece competiciones de matemáticas	0.80	0.40	0	1
Capital Social				
Bajo clima escolar en la relación alumno/profesor	0.12	0.33	0	1
Los padres, por iniciativa propia, comentan con el profesor el progreso de sus hijos (%)	33.03	28.36	0	100
Los padres participan como voluntarios en las actividades extra-curriculares (%)	8.11	14.27	0	100

Efectos de las variables binarias de país

Estados Unidos	0.05	0.22	0	1
Polonia	0.05	0.21	0	1
Nueva Zelanda	0.04	0.20	0	1
Estonia	0.05	0.21	0	1
República Eslovaca	0.05	0.21	0	1
República Checa	0.05	0.23	0	1
Francia	0.05	0.21	0	1
Australia	0.15	0.35	0	1
Israel	0.04	0.21	0	1
Bélgica	0.05	0.22	0	1
España	0.05	0.22	0	1
Eslovenia	0.06	0.23	0	1
Italia	0.31	0.46	0	1

Fuente: Elaboración propia a partir de PISA 2012.

Modelo estadístico

La estructura de niveles de los datos PISA 2012 requiere la consideración de los siguientes aspectos: (i) a cada estudiante se le asigna cinco valores plausibles como resultados de la evaluación en el conocimiento financiero; (ii) el diseño de la muestra es bietápico, primero se seleccionan las escuelas y después se seleccionan de forma aleatoria a los estudiantes, por lo que este tipo de muestra requiere ponderar el efecto clúster que supone que los estudiantes pertenezcan al mismo colegio; (iii) la estructura jerárquica de los datos, estudiantes (primer nivel) y escuelas (segundo nivel) requiere la utilización de un modelo lineal jerárquico (Bryk y Raudenbush, 1992); y (iv) la base de datos incluye un conjunto de ponderaciones de muestreo que permite obtener estimaciones correctas de los parámetros y errores. La estimación de los modelos se ha realizado mediante el programa STATA v13.

Con el fin de tener en cuenta la naturaleza anidada de la base de datos PISA 2012 se aborda el estudio del efecto del capital cultural y social sobre el rendimiento en conocimientos financieros de los jóvenes (Y_{ijk}) a través de la aplicación de modelos lineales multinivel (Goldstein, 1987). En nuestro caso tenemos un modelo de dos niveles en el que las unidades de primer nivel son los estudiantes (i) y las de segundo nivel los centros (j), considerando un tercer nivel país (k). Este tipo de modelos sugieren considerar de modo explícito la interacción entre estudiantes de un mismo colegio corrigiendo así el efecto clusterización que se produce cuando la unidad muestral de análisis es, como el caso de PISA, el colegio.

En este trabajo utilizamos una estrategia de estimación que viene dada por las ecuaciones (1) a (3), que representan respectivamente los modelos multinivel de constante aleatoria, pendientes aleatorias y modelo con variables definidas en el segundo nivel, conocidas habitualmente como variables contextuales.

El modelo de constantes aleatorias puede expresarse del siguiente modo:

$$Y_{ijk} = \beta_0 + \beta_1 X_{1ijk} + \beta_2 X_{2ijk} + \beta_3 D_k + \mu_j + \varepsilon_{ijk} \quad (1)$$

por lo que χ_{1ijk} es un conjunto de variables asociadas a las características del estudiante y su origen familiar en los diferentes países analizados; χ_{2ijk} es otro grupo de variables que aproximan el capital cultural y social de la familia en cada país; y D_k son variables dicotómicas que recogen el país de residencia del estudiante. Tenemos también que μ_j es el efecto aleatorio para las unidades de segundo nivel, en nuestro caso el colegio, y ε_{ijk} es un término de error del estudiante i en la escuela j en el país k . Se supone que μ_j y ε_{ijk} siguen una distribución normal con media cero y varianzas σ_u^2 y σ_e^2 , respectivamente.

El modelo multinivel puede interpretarse analizando su parte fija y su parte aleatoria. La parte fija del modelo ($\beta_0 + \beta_1 \chi_{1ijk} + \beta_2 \chi_{2ijk} + \beta_3 D_k$) especifica la relación entre el rendimiento académico del estudiante y un conjunto de covariables del estudiante para las que se estima las pendientes que vienen dadas por los parámetros β_1 , β_2 , β_3 . La parte aleatoria contiene los residuos del segundo y primer nivel respectivamente ($\mu_j + \varepsilon_{ijk}$) con parámetros σ_u^2 y σ_e^2 , respectivamente. De esta manera, la constante para un colegio dado (j) es $\beta_0 + \mu_j$, que será mayor o menor que la media global (β_0) según el valor de μ_j . Por tanto, con este modelo asumimos que la constante puede variar entre colegios pero las pendientes de las variables explicativas (β_1 , β_2 y β_3 ,) son las mismas para todos los colegios.

El modelo de pendientes aleatorias viene dado por la ecuación (2) que se construye a partir de la ecuación (1) a la que hemos incorporado el término $\mu_{1j}\chi_{2ijk}$. Éste término recoge la posibilidad de que una variable explicativa de capital cultural o social (χ_{2ijk}) tenga un efecto (pendiente) diferente para cada colegio. El modelo se estima bajo el supuesto de que μ_{0j} (error de la constante) y μ_{1j} (error de la pendiente) siguen una distribución de media cero, varianzas σ_{0u}^2 , σ_{1u}^2 , respectivamente, y covarianza ρ_{01} .

$$Y_{ijk} = \beta_0 + \beta_1 \chi_{1ijk} + \beta_2 \chi_{2ijk} + \mu_{1j}\chi_{2ij} + \beta_3 D_k + \mu_{0j} + \varepsilon_{ijk} \quad (2)$$

Tal y como sucedía en el modelo anterior, en este modelo la constante para cada centro viene dada por $\beta_0 + \mu_{0j}$, es decir, puede ser diferente para cada colegio. Pero además, las pendientes (el efecto) de las variables de capital cultural y social se descompone en un efecto fijo para todos los colegios β_2 y un efecto que varía para cada colegio μ_{1j} , lo que implica que el impacto de una de estas covariables en un colegio concreto será mayor o menor en función de μ_{1j} .

El signo de la covarianza entre las pendientes y constantes de los colegios (ρ_{01}) debe interpretarse conjuntamente con el signo de la constante y la pendiente. Por ejemplo, si β_0 y β_2 son positivos, y además la correlación entre los errores de la constante y la pendiente (ρ_{01}) es positiva, podríamos decir que los colegios con un rendimiento en competencias financieras por encima de la media ($\beta_0 + \mu_{0j}$) tienen además pendientes específicas ($\beta_2 + \mu_{1j}$) por encima de la media, lo que implica que una variación en dicha característica tendrá un impacto mayor en estos colegios que el que tendría sobre los colegios con un rendimiento en conocimientos financieros próximos o por debajo de la media.

Por último, la ecuación (3) surge de incorporar a la ecuación (1) características de la escuela (Z_j).

$$Y_{ijk} = \beta_0 + \beta_1 \chi_{1ijk} + \beta_2 \chi_{2ijk} + \gamma Z_{jk} + \beta_3 D_k + \mu_j + \varepsilon_{ijk} \quad (3)$$

La interpretación del parámetro γ nos permite conocer si el capital cultural y social de un centro tiene algún efecto sobre el rendimiento en conocimientos financieros de los estudiantes.

Resultados

Para analizar los efectos del capital cultural y social sobre el rendimiento financiero de los estudiantes y dada la jerarquía de los datos PISA 2012, hemos realizado cuatro especificaciones de los modelos multinivel. Así, el Modelo I es un modelo multinivel en el que solamente se consideran las variables de capital cultural y social a nivel de estudiante. El Modelo II trata de mostrar si el capital cultural y social asociado a la familia de la que procede el estudiante afecta de manera diferente según el colegio al que asiste, y para ello se incorporan pendientes aleatorias de las variables de capital cultural y social de la familia que aparecían significativas estadísticamente en el Modelo I. Los Modelos III y IV se han definido igual que los Modelos I y II, respectivamente, incorporándose, además, variables de capital cultural y social del colegio. En todas las especificaciones se han incluido como variables de control el género, el nivel educativo y la ocupación de los padres; asimismo con el propósito de tener en cuenta la existencia de posibles diferencias entre países se ha incluido variables discretas. La Tabla 1.2 proporciona los resultados de las cuatro especificaciones de los modelos multinivel.

A nivel general, en las cuatro especificaciones, se confirma que a mayor nivel educativo y cualificación profesional de los padres, mayor es el rendimiento de los alumnos en conocimiento financiero. Este resultado coincide con el encontrado en otros estudios de modelos de rendimiento académico, como por ejemplo Hanushek y Woessman (2011) para la competencia matemática de PISA 2003, y Calero y Escardibul (2013) para la competencia matemática de PISA 2012. Del mismo modo, los resultados constatan que hay diferencias en el rendimiento financiero por género entre los estudiantes, así el alumno varón tienen un mayor rendimiento que las mujeres en competencia financiera. Este resultado coincide con otros estudios donde se analizan las diferencias de género en rendimientos académicos de matemáticas y lectura (Guiso et al. (2008) para PISA 2003; Fryer y Levitt (2010) para TIMSS 2003 y PISA 2003).

Con referente a las variables de capital cultural, nuestros modelos muestran que las familias con posesiones culturales, como tener libros de literatura, de poesía u obras de arte, se asocian a un mejor rendimiento en la competencia financiera de sus hijos. Este resultado coincide con el obtenido por Tramonte y Willms (2010) en el análisis de la competencia lectora de PISA 2000 para 28 países de la OCDE. Asimismo, Gran Andersen y Meier Jæger (2013) también obtienen este resultado para la competencia lectora PISA 2000 para seis países de la OCDE, y aunque estos autores diferencian entre familias de alto y bajo estatus socioeconómico (a través de la variable SES), en general obtienen que los hijos se benefician de las posesiones culturales de su familia.

Respecto a las variables que aproximan el capital social del alumno como si sus padres consideran que es importante para él estudiar matemáticas, o si el alumno participa o no en competiciones de matemáticas, o si éste trabaja a gusto en sus clases, los cuatro modelos reflejan que existe una relación positiva entre el capital social del alumno y el rendimiento en competencia financiera. Estos resultados confirman que, por una parte, las expectativas de los padres sobre la importancia de los estudios es una fuente esencial de motivación para los hijos tal como señala Coleman (1988), Willis (1991) y Ostroff (2012); y por otra parte, que las relaciones de los estudiantes con sus pares influyen en el rendimiento del mismo acorde a Bourdieu (1986) y Durston (2003).

Por lo que respecta al nivel de variables relativas al colegio, en particular Modelos III y IV, observamos que estas variables muestran una asociación positiva con el rendimiento del alumno en competencia financiera. Así, el hecho de que una centro escolar ofrezca escuela de música o teatro, actividades de voluntariado u organice competiciones de matemáticas, hace que sus estudiantes obtengan mejores resultados en competencia financiera que aquellos alumnos que asisten a colegios donde no se ofrecen este tipo de actividades culturales. Este resultado coincide con el estudio de Wößmann (2003) utilizando datos procedentes TIMSS de 29 países, señalando además la importancia de las características institucionales de los centros educativos, el grado de financiación autónoma y la influencia de los profesores en temas de gestión del centro, factores que no se han considerado en este estudio, pero que deberán tenerse en cuenta en análisis posteriores.

Con respecto al capital social de la escuela, los resultados indican que hay una relación positiva entre el capital social y los resultados financieros de los estudiantes. Así, el hecho de existir un buen clima escolar, considerando una relación buena entre alumno-profesor, incentiva a un mejor rendimiento financiero y ayuda a crear un cierta “cultura de éxito” en la escuela (Roscigno y Ainsworth-Darnell, 1999; Rumberger y Palardy, 2005; Delpino, 2008). Por otra parte, los resultados constatan que la implicación educativa de los padres a través del seguimiento y monitorización de la educación de sus hijos interactuando con los tutores de la escuela afecta positivamente al rendimiento financiero de sus hijos. Este resultado coincide con los estudios de Zick et al. (2001) y Cebolla Boado (2008), aunque otros estudios han demostrado de forma empírica que dicha incidencia sobre los resultados educativos se diluye a medida que los niños crecen y demandan mayor independencia (Muller, 1998; Jeynes, 2005).

Asimismo, la Tabla 1.2 muestra que los resultados obtenidos en los cuatro modelos apoyan la hipótesis de que existen diferencias entre colegios, ya que en todos los casos el logaritmo de la desviación estándar de la perturbación de la constante es significativo. Para el Modelo I la varianza estimada debida a la diferencia entre colegios es de 1879.42 y puede apreciarse que ésta disminuye en los Modelos II, III y IV. Puede comprobarse que cuando consideramos pendientes aleatorias en las variables de capital cultural y social del estudiante e incluimos al mismo tiempo características de capital cultural y social del colegio (Modelo IV), los resultados nos indican que algunas de las pendientes aleatorias no son significativas, de manera que las diferencias entre colegios se ven reflejadas mayoritariamente por las variables de contexto o segundo nivel, capital social y cultural del colegio.

Los resultados de la parte aleatoria del Modelo II nos indica que el efecto de una variación en las posesiones culturales de la familia (libros de literatura) sobre el rendimiento financiero de los alumnos es diferente entre colegios, de forma que en los colegios en los que los alumnos alcanzan menor rendimiento medio en competencia financiera, el efecto que tendría aumentar las posesiones culturales de la familia sería mayor que el que tendría en los colegios con rendimiento en conocimientos financieros próximo a la media ($\rho_{01} = -0,56$). Por el contrario, que el alumno participe en competiciones de matemáticas o trabaje a gusto en clase aumenta más el rendimiento financiero en los colegios con mayor rendimiento medio en competencias financieras que la media ($\rho_{03} = 0,18$ y $\rho_{04} = -0,15$). Es decir, aumentar las posesiones de capital cultural de las familias que llevan a sus hijos a colegios en los que los alumnos alcanzan un rendimiento inferior a la media tendría un impacto positivo mayor que el de la media, esta idea confirmaría el modelo de la teoría movilidad cultural (DiMaggio, 1982; Gran Andersen y Meier Jæger, 2013). Sin embargo, un aumento del capital social aumenta menos el rendimiento de los alumnos que asisten a colegios que están por debajo de la media, lo cual corrobora la teoría de la reproducción cultural de Bourdieu (1977), cuando hablamos de capital social, siendo este último y no las

posiciones culturales de la familia el que contribuye en mayor medida a mantener las diferencias sociales.

Tabla 1.2. Rendimientos de las estimaciones de los modelos multinivel

Variables	Modelo I	Modelo II	Modelo III	Modelo IV
Nivel de Estudiante	Coef. ^a	Coef.	Coef.	Coef.
Capital Cultural				
Posesión en casa de libros de literatura	25.814*** (2.550)	25.090*** (2.554)	24.499*** (2.795)	23.938*** (2.798)
Posesión en casa de libros de poesía	4.526* (2.580)	4.974** (2.545)	4.357*** (2.802)	4.682* (2.781)
Posesión en casa de obras de arte	3.960* (2.393)	4.173* (2.377)	4.696* (2.556)	4.850* (2.535)
Capital Social				
Mis padres consideran que es importante para mi estudiar mates	16.392*** (3.491)	16.168*** (3.468)	18.359*** (3.797)	18.498*** (3.769)
Participo en competiciones de matemáticas	7.653** (3.490)	8.422** (4.194)	8.717*** (3.682)	9.639** (4.520)
Los estudiantes no trabajan a gusto en sus clases	-19.972*** (2.450)	-18.956*** (2.497)	-18.917*** (2.688)	-18.135*** (2.732)
Capital Económico				
Ocupación de la Madre (ref: cuello azul no cualificado)				
Categoría cuello blanco cualificado	33.000*** (2.972)	31.573*** (2.938)	31.029*** (3.229)	29.420*** (3.191)
Categoría cuello blanco no cualificado	21.953*** (2.843)	20.756*** (2.829)	21.656*** (3.050)	20.411*** (3.016)
Categoría cuello azul cualificado	9.014* (4.772)	8.689* (4.679)	11.038** (5.248)	10.756** (5.133)
Ocupación del Padre (ref: cuello azul no cualificado)				
Categoría cuello blanco cualificado	29.128*** (3.091)	28.515*** (3.069)	28.366*** (3.352)	27.710*** (3.327)
Categoría cuello blanco no cualificado	15.350** (3.491)	15.122*** (3.434)	15.556*** (3.686)	15.291*** (3.633)
Categoría cuello azul cualificado	9.218*** (3.099)	9.363*** (3.048)	11.604*** (3.418)	11.780*** (3.353)
Capital Humano				
Nivel educativo de los padres (ref: educación obligatoria)				
Educación Secundaria (superior)	8.406* (3.756)	9.273*** (3.713)	8.604** (4.019)	9.425*** (3.985)
Educación Terciaria	11.057** (4.104)	12.029*** (4.079)	11.569*** (4.390)	12.713*** (4.383)
Características del Estudiante				
Género	-11.557*** (2.079)	-11.887*** (2.054)	-11.346*** (2.213)	-11.685*** (2.180)
Nivel Escuela				

Capital Cultural				
El colegio ofrece escuela de teatro o de música			6.269**	5.666**
			(2.910)	(2.863)
El colegio ofrece actividades de voluntariado			6.344*	6.340*
			(3.302)	(3.246)
El colegio ofrece competiciones de matemáticas			26.788***	26.507***
			(3.735)	(3.675)
Capital Social				
Bajo clima escolar en la relación alumno/profesor			-10.106***	-9.342**
			(4.176)	(4.134)
Los padres, por iniciativa propia, comentan con el profesor el progreso de sus hijos			0.143***	0.147***
			(0.049)	(0.049)
Los padres participan como voluntarios en las actividades extra-curriculares			-0.113	-0.143
			(0.093)	(0.039)
Efectos de las variables binarias de país ^a				
Parámetros				
Constante	432.630***	435.216***	399.759***	403.681***
	(8.036)	(7.979)	(9.485)	(9.406)
Nº de individuos	6,278	6,278	5,355	5,355
Nº de colegios	3,460	3,460	2,958	2,958
Parámetros aleatorios del modelo				
Log. de la desviación estándar entre colegios (pendiente): libros de literatura		-11.295***		-12.829
		(3.873)		(157.860)
Log. de la desviación estándar entre colegios (pendiente): importancia de las mates		-9.610		-11.310
		(45.683)		(94.795)
Log. de la desviación estándar entre colegios (pendiente): competiciones de mates		4.096***		4.122***
		(0.042)		(0.061)
Log. de la desviación estándar entre colegios (pendiente): no trabajar a gusto		3.164***		3.153***
		(0.110)		(0.167)
Log. de la desviación estándar entre colegios (constante)	3.768***	3.739***	3.719***	3.688***
	(0.039)	(0.022)	(0.044)	(0.031)
Log. de la desviación estándar intra colegio (residuo)	4.231***	4.188***	4.227***	4.182***
	(0.017)	(0.012)	(0.019)	(0.015)
Varianzas				
Varianza entre colegios	1,874.42	1,770.50	1,698.68	1,596.23
Varianza intra colegio	4,735.87	4,342.60	4,693.93	4,289.63
Varianza total	6,610.29	6,113.10	6,391.93	5,885.86

Fuente: Elaboración propia a partir de PISA 2012.

Nota: *** denota variable significativa a nivel 1%, ** al 5%, * al 10%; a entre paréntesis se muestra la desviación estándar; b los efectos de las variables discretas por país no son mostrados.

Conclusiones y líneas futuras de trabajo

En este trabajo se abordan los resultados de la prueba financiera de PISA 2012 considerando los cuatro componentes que a través de los trabajos de Coleman (1988) y Bourdieu (1986) se han ido desarrollando y que definimos como: (i) capital humano

representado por el nivel educativo de los padres, ii) capital económico medido a través del estatus profesional de la familia, iii) capital cultural vinculado con las posesiones y participaciones culturales de la familia y iv) capital social vinculado con la implicación de los padres en la educación de sus hijos. Aunque son numerosos los estudios que abordan alguno de estos cuatro componentes, son muy pocos los que incluyen las cuatro dimensiones a la vez, controlando así todos los factores socioeconómicos que pueden condicionar el resultado del alumno. Con el objeto de analizar si dichos resultados son diferentes entre estudiantes (primer nivel), no solo en función del estatus económico de la familia, sino también en relación al colegio al que acuden los alumnos, se han incluido en el análisis empírico variables relativas al colegio (segundo nivel), realizando este análisis a través de variables específicas de cada uno de ellos, así como también incluyendo pendientes aleatorias en el modelo, de modo que podemos constatar si hay diferencias en el rendimiento educativo de los alumnos en función del colegio al que asisten.

Los resultados de nuestro trabajo nos permiten concluir que tanto el capital cultural y social del alumno como el capital cultural y social del colegio se asocian positivamente a un mayor rendimiento del alumno en competencia financiera, y que además, las posesiones culturales impactan más sobre los alumnos de colegios con rendimiento por debajo de la media que sobre aquellos que están en colegios por encima de la media, constatándose así la teoría de la movilidad cultural (DiMaggio, 1982; Gran Andersen y Meier Jæger, 2013). Justo lo contrario sucede con las variables de capital social del estudiante, un aumento del capital social del individuo tendrá mayor impacto en los colegios con mayor rendimiento que en los de menor rendimiento en competencia financiera, de este modo son las variables de capital social las que contribuyen a la reproducción cultural como señalaba Bourdieu (1977), planteándose lo que Barone (2006) señala como la necesidad de controlar los resultados obtenidos para el capital cultural por más factores que caracterizan a la clase social a la que pertenece la familia al igual que el capital cultural. Por otra parte, la inclusión de variables específicas de colegio indica la existencia de un efecto positivo y significativo de las mismas sobre el rendimiento financiero de los alumnos que asisten a dichos colegios.

Analizar los modelos de reproducción cultural es por lo tanto complejo, no existiendo en la literatura evidencia empírica concluyente sobre uno u otros modelos. Son muchos los factores que condicionan el efecto de la variable cultura, contribuyendo este trabajo a clarificar la diferenciación entre la cultura definida como un efecto estático y el capital social en el ámbito relacional. Por tanto, con el presente estudio constatamos que existen diferencias relevantes entre los conocimientos financieros de los jóvenes según el capital cultural y social de sus familias y del colegio, de manera que no deberían ser considerados como un grupo homogéneo a la hora de diseñar las políticas que traten de promocionar y mejorar su cultura financiera. En este sentido algunos trabajos como los de Levin (1989) proponen un modelo de reforma educativa bajo la idea de que los estudiantes desaventajados podrían tener éxito si se les dota de los mismos recursos que los de aprendizaje de los alumnos superdotados, construyendo conocimiento a través de proyectos prácticos e investigaciones dado que no todos los alumnos, y tampoco todos los centros funcionan como un estándar en los que de modo lineal funcionen las intervenciones educativas.

Referencias

- BARONE, C. (2006). Cultural Capital, Ambition and the Explanation of Inequalities in Learning Outcomes: A Comparative Perspective. *Sociology*, 40, 1039-1058.
- BRYK, A. y RAUDENBUSH, S. (1992). *Hierarchical Linear Models*. Thousand Oaks: Sage.
- BOURDIEU, P. (1977). *Reproduction in Education, Society and Culture*. Beverly Hills, CA: Sage.
- BOURDIEU, P. (1984). *Distinction. A Social Critique of the Judgement of Taste*. Cambridge, Mass: Harvard University Press.
- BOURDIEU, P. (1986). The Forms of Capital. In J.G. Richardson (ed.) *Handbook of Theory and Research in the Sociology of Education*, pp 241-258. New York: Greenwood Press.
- CALERO, J., CHOI, A. y WAISGRAIS, S. (2010). ¿Qué determina el fracaso escolar en España? Un estudio a través de PISA 2006. *Revista de Educación*, nº extra 2010: 225-256.
- CALERO, J. y ESCARDIBUL, O. (2013). El rendimiento del alumnado de origen inmigrante en PISA 2012. En INEE (ed.) *PISA 2012: Programa para la evaluación de los alumnos. Informe Español. Volumen II: Análisis secundario*. Madrid: Instituto Nacional de Evaluación Educativa.
- CEBOLLA BOADO, H. (2008). *A non- Ethnic Explanation of Immigrants Educational Disadvantage: The Case of Lower Secondary Education in France*. Madrid: Instituto Juan March de Estudios e Investigaciones.
- CNMV y BdE – Comisión Nacional del Mercado de Valores y Banco de España (2008). *Plan de Educación Financiera, 2008-2012*. Banco de España: Eurosistema.
- COLEMAN, J.S. (1988). Social Capital in the Creation of Human Capital. *American Journal of Sociology*, 94, S95-S120.
- COLEMAN, J.S. (2001). Capital social en la creación de capital humano, *Zona Abierta*, 94-95, 81-94.
- COLEMAN, J.S. et al. (1966). *Equality of educational opportunity*. Washington, DC, US Department of Health, Education and Welfare, Office of Education: Government Printing Office.
- CORDERO, J.M. et al. (2012). Análisis de los condicionantes del rendimiento educativo de los alumnos españoles en PISA 2009 mediante técnicas multinivel. *Presupuesto y Gasto Público*, 67, 71-95.
- CROSNOE, R. (2004). Social capital and the interplay of families and schools. *Journal of Marriage and Family*, 66, 267-280.
- DELPINO, M.A. (2008). El adolescente inmigrado latinoamericano en la escuela española. Las miradas docentes. *Revista Española de Educación Comparada*, 14, 79-102.
- DIKA, S. L. y SINGH, K. (2002). Applications of Social Capital in Educational Literature: A Critical Synthesis. *Review of Educational Research*, 71 (1), 31-60.

- DIMAGGIO, P. (1982). Cultural Capital and School Success: The Impact of Status Culture Participation on the Grade of U.S. High School Students. *American Sociological Review*, 47, 189-201.
- DOMÍNGUEZ MARTÍNEZ, J.M. (2011). El proyecto EDUFINET: Educación Financiera para la Ciudadanía. *Extoikos* (www.extoikos.com), n°1.
- DURSTON, J. (2003). *Capital Social – Parte del Problema Parte de la Solución. Su papel en la persistencia y en la superación de la pobreza en América Latina y el Caribe*, en Atria et al.(eds.), pp 147-202. CEPAL: Santiago de Chile.
- FUCHS, T. y WOESSMANN, L. (2007). What Accounts for International Differences in Student Performance? A Re-Examination Using PISA Data. *Empirical Economics*, 32 (2-3), 433-464.
- FREEMAN R B., MACHIN, S. J. y VIARENGO, M.G (2011). Inequality of Educational Outcomes: International Evidence from PISA. *Regional and Sectoral Economic Studies*, Vol. 11-3.
- FRYER, R.G. y LEVITT, S.D. (2010). An empirical analysis of the gender gap in mathematics. *Applied Economics*, 2(2), 210-240.
- GERARDI, K., GOETTE, L. y MEIER, S. (2010). Financial Literacy and Subprime Mortgage Delinquency: Evidence from a Survey Matched to Administrative Data. Federal Reserve Bank of Atlanta, *Working Paper Series* No. 2010-10.
- GOLDSTEIN, H. (1995). *Multilevel statistical models (2nd edition)*. New York: Wiley Publishers.
- GRAN ANDERSEN, I. y MEIER JÆGER, M. (2013). Cultural capital in context: Heterogeneous returns to cultural capital across schooling environments. The Danish national Centre for Social Research, Copenhagen. Department of sociology, University of Copenhagen, Denmark. *Working Paper 05*, 2013.
- GEORG, W. (2004). Cultural Capital and Social Inequality in the Life Course. *European Sociological Review*, 2(4), 333-344.
- GUISO, L, MONTE, F., SAPIENZA, P. y ZINGALES, L. (2008). Culture, math and gender. *Science*, 320 (5880), 1164-1165.
- HANUSHEK, E.A. y WOESSMAN, L. (2011). The economics of international differences in educational achievement. En Hanushek, E.A., Machin, S., Woessmann, L. (eds). *Handbook of the Economics of Education*, vol. 3, pp. 89-200, Amsterdam: North Holland.
- JENSEN, P. y RASMUSSEN, A. W. (2009). Immigrant and native children's cognitive outcomes and the effect of ethnic concentration in Danish schools. *The Rockwool Foundation Research Unit Study Paper*, n. 20. Copenhagen: The Rockwool Foundation Research Unit.
- JEYNES, W.H. (2005). Effects of Parental Involvement and Family Structure on the Academic Achievement of Adolescents. *Marriage and Family Review*, 37(3), 99-116.
- JIMÉNEZ-MARTÍN, S. y VILAPLANA PRIETO, C. (2014). Análisis de la relación entre educación financiera y matemáticas a partir del programa escuela 2.0., en INEE (eds.) *Competencia Financiera*, pp. 1-34. Madrid: INEE
- LACUESTA GABARAIN, A., MARTÍNEZ MATUTE, M. Y MORAL BENITO, E. (2014). Factores que Mejoran El Conocimiento Financiero: El Papel de la

- Educación Financiera Escolar., en INEE (eds.) *Competencia Financiera*, pp. 1-25. Madrid: INEE
- LEVIN, H. M. (1998). Accelerated schools: A decade of evolution. In A. Hargreaves, A. Lieberman, M. Fullan, D. Hopkins (Eds.), *International Handbook of Educational Change*, pp. 807–830. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers.
- LUCAS, R. E. Jr. (2004). *Lectures on Economic Growth*, Cambridge, MA: Harvard University Press.
- LUSARDI, A. (2009). U.S. Household Savings Behavior: The Role of Financial Literacy, Information and Financial Education Programs, in C. Foote, L. Goette and S. Meier (eds.), *Policymaking Insights from Behavioral Economics*, Federal Reserve Bank of Boston, pp. 109-149.
- LUSARDI, A., MITCHELL, O.S. y CURTO, V. (2010). Financial Literacy among the Young. *Journal of Consumer Affairs*, 44(2), 358-380.
- LUSARDI, A., MITCHELL, O.S. (2011). Financial Literacy and Planning: Implications for Retirement Wellbeing, in A. Lusardi and O. S. Mitchell (eds.), *Financial Literacy: Implications for Retirement Security and the Financial Marketplace*, Oxford University Press.
- MULLER, C. (1998). Gender differences in parental involvement and adolescent mathematics achievements. *Sociology of Education*, 71, 336-356.
- OECD (2006). The Importance of Financial Education, *Policy Brief*, July 2006, OECD Publishing.
- OECD (2012). *PISA 2009 Technical Report*, PISA, OECD Publishing.
- OECD (2013). *PISA 2012 Assessment and Analytical Framework: Mathematics, Reading, Science, Problem Solving and Financial Literacy*, OECD Publishing.
- OECD (2014). *Financial Literacy in PISA 2012*, OECD Publishing.
- OECD INFE (2009). *Financial Education and the Crisis: Policy Paper and Guidance*, OECD Publishing.
- OSTROFF, W.L. (ed.) (2012). *Understanding How Young Children Learn*. Alexandria, Virginia: ASCD.
- PARK, H. (2008). The Varied Educational Effects of Parent-Child Communication: A Comparative Study of Fourteen Countries. *Comparative Education Review* 52, 219-243.
- PORTELA, M., NEIRA, I. y SALINAS, M. (2013). Social capital and subjective wellbeing in Europe: a new approach on social capital. *Social Indicators Research*, 114(2), 493-511.
- PUTNAM, R. D. (1993). *Making democracy work. Civic traditions in modern Italy*. Princeton: Princeton University Press.
- ROSCIGNO, V.J. y AINSWORTH-DARNELL, D. (1999). Race, Cultural Capital and Educational Resources: Persistent Inequalities and Achievement Returns". *Sociology of Education*, 72, 158-178.
- RUMBERGER, R.W. y PALARDY, G. J. (2005). Does Segregation Still Matter? The Impact of Student Composition on Academic Achievement in High School. *Teachers College Record*, 107(9), 1999-2045.

- SAMY, M., TAWFIK, H., HUANG, R. y NAGAR, A. K. (2008). Financial Literacy of Youth: A Sensitivity Analysis of the Determinants. *International Journal of Economic Sciences and Applied Research*, 1(1), 55-70.
- STANGO, V. y ZINMAN, J. (2009). Exponential Growth Bias and Household Finance. *Journal of Finance*, 64(6), 2807-2849.
- TZANAKIS, M. (2013). Social capital in Bourdieu's, Coleman's and Putnam's theory: empirical evidence and emergent measurement issues. *Educate- The Journal of Doctoral Research in Education*, 13(2), 2-23.
- TRAMONTE, L. y WILLMS, D. (2010). Cultural capital and its effects on education outcomes. *Economics of Education Review*, 29(2), 200-213.
- VAN ROOIJ, M.A., LUSARDI, A. y ALESSIE, R. (2011). Financial Literacy and Stock Market Participation. *Journal of Financial Economics*, 101(2), 449-472.
- WILLIS, S. (1991). The Complex Art of Motivating Students. *ASCD Education Update*, 33(6).
- WÖBMANN, L. (2003). Schooling Resources, Educational Institutions and Student Performance: The International Evidence. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 65(2), 117-170.
- XU, J. y HAMPDEN-THOMPSON, G. (2012). Cultural Reproduction, Cultural Mobility, Cultural Resources, or Trivial effect? A Comparative Approach to Cultural Capital and Educational Performance. *Comparative Education Review*, 56, 98-124.
- ZICK, C.D., BRYANT, W.K. y OSTERBACKA, E. (2001). Mothers' employment, parental involvement, and the implications for intermediate child outcomes. *Social Science Research*, 30, 25-49.

Esfuerzo y competencia financiera en España:

Un análisis con datos PISA

Juan Fernández de Guevara Radoselovics

Lorenzo Serrano Martínez

Ivie. Universitat de València

Ángel Soler Guillén

Ivie

Resumen

Este trabajo analiza en el caso español dos factores cuya insuficiencia podría haber condicionado de modo apreciable la evolución durante la última expansión y la actual crisis: el esfuerzo y la competencia financiera. Tras considerar la situación de España en ambos aspectos, se estudian los determinantes de la competencia financiera y el esfuerzo de los jóvenes de 15 años a partir de los datos individuales de PISA (Programa para la Evaluación Internacional de los Alumnos) 2012. Los resultados muestran evidencia favorable al efecto positivo del esfuerzo sobre las competencias de los individuos. También indican que el entorno familiar y la percepción por el estudiante de los beneficios asociados a la educación aparecen como factores clave para impulsar el esfuerzo del estudiante. Los resultados sugieren que el potencial de la educación financiera para impulsar las competencias en ese ámbito está lejos todavía de ser explotado plenamente.

Palabras clave

Esfuerzo, Perseverancia, Educación financiera, PISA.

Introducción

España atraviesa desde hace años una profunda crisis económica con una dimensión financiera muy acusada. La fase de crecimiento previa se apoyó en una pobre evolución de la productividad, un creciente endeudamiento de familias y empresas, un persistente y cada vez mayor déficit exterior y, como se ha visto posteriormente, una inadecuada valoración de riesgos unida en muchos casos a un cierto grado de desconocimiento acerca de los instrumentos financieros en que los agentes se embarcaban, tanto en lo que se refiere a productos de activo como de pasivo.

Por otro lado, una de las variables más importantes tanto en el conjunto de la economía como en el ámbito financiero es el tipo de interés. El tipo de interés es el precio que se tiene que pagar por adelantar el consumo futuro al presente, o, dicho de otra forma, la remuneración que se puede obtener por ser pacientes. En la actualidad, parece existir una elevada impaciencia y una preferencia por los resultados inmediatos frente a los futuros. Se observa una relativa despreocupación por el esfuerzo y las consecuencias en el largo plazo en aras de centrarse en la obtención de resultados en el corto plazo son aspectos que podrían haber contribuido a agravar los problemas, especialmente en lo que respecta a la dimensión financiera de la crisis.

Este trabajo analiza dos factores cuya insuficiencia podría haber condicionado de modo apreciable la evolución durante la última expansión y la actual crisis: la valoración del esfuerzo –como indicador de la preferencia individual y social hacia lo más inmediato frente a los resultados de más largo plazo, y el conocimiento financiero de los individuos, esto es, su competencia financiera. Los nuevos datos de PISA 2012 permiten abordar estas cuestiones para el caso de los jóvenes estudiantes de 15 años, edad que corresponde teóricamente con el último curso de la Educación Secundaria Obligatoria (ESO). El uso de información relativa a este grupo tiene especial relevancia en la medida que la situación a esa edad va a influir en los resultados y comportamientos posteriores a lo largo de la vida adulta.

El importante componente financiero de la actual crisis pone de relieve que es necesario conocer qué determina los conocimientos y competencias financieras de los individuos. Existen trabajos que sugieren que los comportamientos, conocimientos y actitudes en el ámbito financiero se ven influidos por la propia experiencia de los individuos (Whitebread y Bingham, 2013; Furnham, 1999; Sherraden et al., 2011; Otto, 2013; Schug y Birkey, 1985). Sin embargo, se trata de una relación que puede ir en ambas direcciones, ya que un mayor conocimiento puede impulsar a su vez un mayor uso de instrumentos financieros (Otto, 2013). Existe, por otra parte, evidencia de que la familia y el centro educativo juegan un papel más decisivo que otros elementos como los amigos o los medios de comunicación como determinantes de las competencias financieras (Pinto et al., 2005).

El análisis del caso de los estudiantes jóvenes tiene interés en la medida que, al igual que en muchos otros ámbitos, la formación y las experiencias durante la adolescencia determinan en buena medida el comportamiento financiero posterior a lo largo de la vida (Kotlikoff y Bernheim, 2001; Friedline, Elliott y Nam, 2011; Ashby, Schoon y Webley, 2011; Garon, 2012). De hecho, la evidencia internacional muestra que la práctica financiera es importante como factor asociado a una mayor competencia financiera durante la edad adulta. Los resultados de la encuesta sobre competencias financieras OCDE/INFE realizada en 2010-11, en la que participaron 14 países entre los que no se encontraba

España, apuntan en la misma dirección: los adultos con un mayor uso de herramientas e instrumentos financieros (cuentas bancarias, tarjetas u otros productos financieros) presentan un mayor nivel de conocimientos financieros.

Se trata de una cuestión importante porque los resultados de esa encuesta indican que una proporción sustancial de la población en todos los países participantes tienen un nivel precario de conocimientos financieros, desconocen la idea de la diversificación de riesgos, muestran despreocupación por los objetivos a largo plazo, tienden al exceso de confianza y actúan en función de la falsa idea de que su conocimiento de la materia es suficiente antes que admitir que no lo es. Esto es preocupante porque la carencia de competencias financieras tiene implicaciones para los agentes individuales a lo largo de todo su ciclo vital, influyendo asimismo en el funcionamiento de los mercados y el desarrollo del conjunto de la sociedad (Lusardi, 2009; Lusardi y Trufano, 2009; Lusardi et al., 2010; Lusardi y Mitchell, 2011; Van Rooij et al., 2012).

Las carencias en la formación financiera pueden tener implicaciones más graves cuando se combinan con unas preferencias en las que lo inmediato prima, y la paciencia y el esfuerzo no juegan ningún papel. La cultura del esfuerzo en los jóvenes puede dar lugar a un comportamiento futuro más prudente, en el que se planifiquen las decisiones financieras pensando en el largo plazo, y no únicamente en elevadas rentabilidades inmediatas sin valorar adecuadamente el riesgo implícito a esa mayor rentabilidad. La literatura muestra que los estudiantes motivados, perseverantes y capaces de trabajar duro buscando objetivos de largo plazo pueden alcanzar un mejor resultado que otros con más talento, pero con carencias en esos otros ámbitos (Duckworth et al. 2007; Duckworth y Seligman, 2006; Duckworth et al., 2011; Zimmermann y Schunk, 2011). Para el caso de los estudiantes españoles existe evidencia que apunta en el mismo sentido a partir de PISA. El análisis de Calero y Escardíbul (2013) para el caso de las diferencias de resultados entre inmigrantes y nativos en España muestra el efecto negativo significativo del absentismo y de haber repetido, dos variables que cabe esperar estén asociadas con el esfuerzo del estudiante, aunque también puedan verse influidas por otros factores. Esos efectos serían algo más intensos en el caso de los nativos.

Medir el esfuerzo no es una cuestión sencilla, dado que el nivel efectivo de esfuerzo del estudiante no es directamente observable de modo objetivo. Villar (2013) analiza el caso español y afronta ese problema mediante un indicador de esfuerzo basado en la idea de que los estudiantes eligen un nivel de esfuerzo en función de sus preferencias, viéndose influidos por un conjunto de circunstancias exógenas como el tipo de centro o las condiciones socioeconómicas de la familia. El indicador, siguiendo a Roemer (1998), se basa en la idea de que los resultados son proporcionales al esfuerzo, pero dependen también de las circunstancias. Sus estimaciones muestran que el esfuerzo sería una variable importante en la explicación de los resultados educativos en España.

Alternativamente, en este trabajo se ha optado por tener en cuenta diferentes variables que proporcionan información sobre distintas dimensiones del esfuerzo, algunas de ellas de naturaleza subjetiva y otras de naturaleza más objetiva, tal y como se discute en apartados posteriores.

Con el fin de abordar el problema del esfuerzo y la competencia financiera en el caso español, tras esta introducción, se comienza por repasar brevemente la evolución reciente de la economía española, dedicando especial atención a los aspectos relacionados con los comportamientos financieros y la productividad. A continuación, haciendo uso de la muestra total de PISA 2012 se contempla la relación entre esfuerzo y rendimiento educativo a nivel internacional en el caso de los países de la OCDE y se considera la situación comparativa de España en el ámbito internacional en términos de esfuerzo.

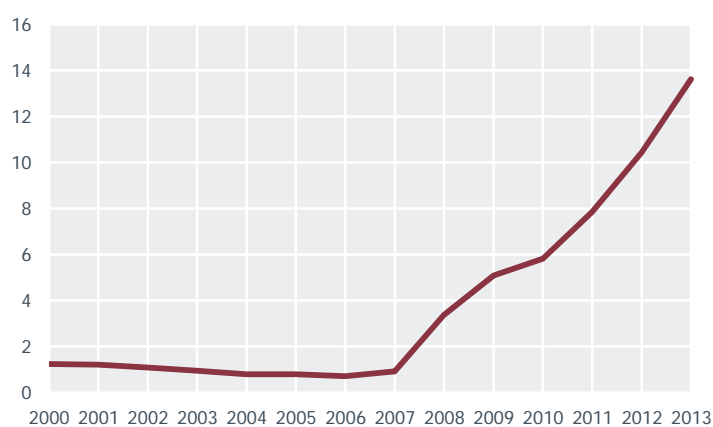
Posteriormente se describen los datos y los métodos utilizados en el análisis empírico del caso español a partir de PISA competencia financiera y se ofrecen y discuten los resultados de ese análisis de los efectos del esfuerzo y de los determinantes de la competencia financiera. Finalmente, el último apartado recoge las principales conclusiones del trabajo.

Productividad y comportamiento financiero en España

La gravedad de la crisis económica actual en España y sus características diferenciales respecto a otros países, por ejemplo en términos de intenso desempleo, responden a una serie de causas y factores de diferente naturaleza que no pueden analizarse en este trabajo en detalle (véase, por ejemplo, Pérez et al. (2013) para una visión más detallada de la cuestión). Sin embargo, los datos apuntan a que en el caso español han podido ser especialmente relevantes un conjunto de problemas relativos a competencias, comportamientos, valoraciones y criterios de decisión manifiestamente mejorables en el ámbito financiero por parte de una gran parte de las entidades financieras y de sus clientes.

La Figura 2.1 muestra la evolución de la tasa de morosidad del crédito concedido al sector privado residente formado por el conjunto de familias y empresas. Durante los años de bonanza esa ratio se mantuvo en torno al 2%, pero a partir de la crisis muestra un vertiginoso crecimiento hasta superar el 14% a principios de 2014. En esta situación inciden múltiples factores, pero es razonable considerar que han existido valoraciones inadecuadas de la situación tanto por parte de quien concedía los créditos como de quien los solicitaba.

Figura 2.1. Tasa de morosidad. España. 2000-2013. Porcentaje



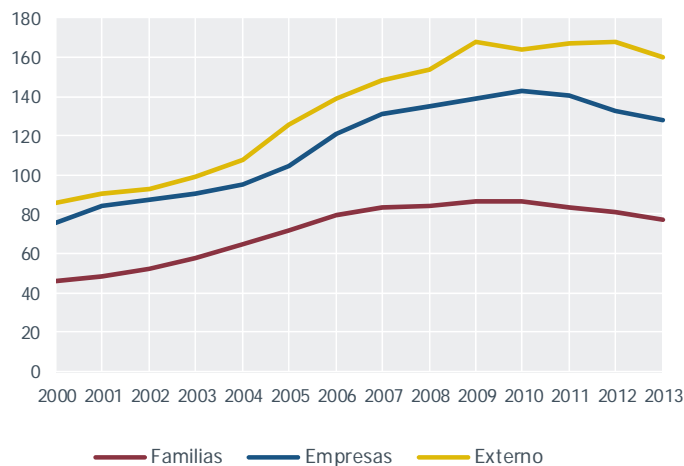
Fuente: Banco de España

El crecimiento del propio volumen de crédito (Figura 2.2) abundaría en la misma idea. El crédito a las familias casi se duplicó en términos de porcentaje de PIB (producto interior bruto) entre 2000 y 2007 hasta superar el 80%, mientras que el crédito a las empresas pasó de representar menos del 80% en 2000 a superar el 130% en 2007. Además ese proceso estuvo alimentado por fondos procedentes del exterior y no tanto por el ahorro nacional. El endeudamiento externo de España pasó representar poco más del 80% del PIB en 2000 a situarse en torno al 150% del PIB en 2007 y el déficit exterior anual se situó durante periodos prolongados en niveles próximos al 10% del PIB.

Un tercer elemento en España ha sido una fuerte crisis bancaria, centrada en las cajas de ahorro, y relacionada también con la concentración de riesgos en el sector inmobiliario. Esa crisis bancaria ha ido acompañada de una pérdida sustancial de la riqueza de las familias. En muchos casos la pérdida de valor de los activos (inmobiliarios o

financieros) sorprendió a las familias, que en muchos casos no eran conscientes del verdadero riesgo asumido en sus operaciones, e incluso, en ocasiones, no comprendían suficientemente las características de los activos que adquirirían y los compromisos financieros que asumían.

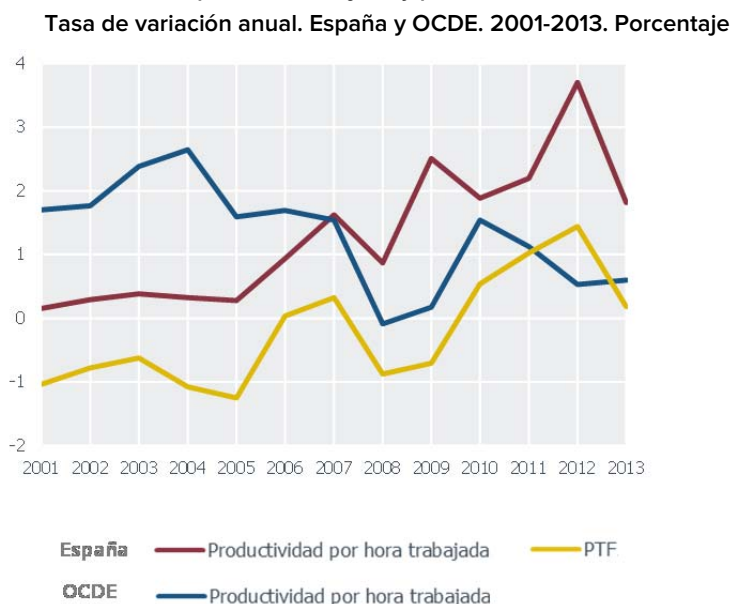
Figura 2.2. Endeudamiento. España. 2000-2013. Porcentaje sobre el PIB



Fuente: Banco de España, INE y elaboración propia

En definitiva, el dilatado periodo de fuerte crecimiento económico de España previo a la actual crisis se basó más en el creciente endeudamiento por parte de empresas y familias, la asunción o infravaloración de riesgos y un predominio de los objetivos de corto plazo, que en el ahorro, la adecuada valoración del riesgo, la búsqueda de objetivos a largo plazo y el logro de genuinas ganancias de productividad. Como puede observarse (Figura 2.3), la productividad del trabajo apenas creció a una tasa media del 0,6% anual en España durante el periodo expansivo, muy por debajo de la media de los países desarrollados que, con un crecimiento del 1,9% anual durante el periodo 2001-2007, incluso lo triplicó.

Figura 2.3. Productividad por hora trabajada y productividad total de los factores (PTF). Tasa de variación anual. España y OCDE. 2001-2013. Porcentaje



Fuente: OCDE

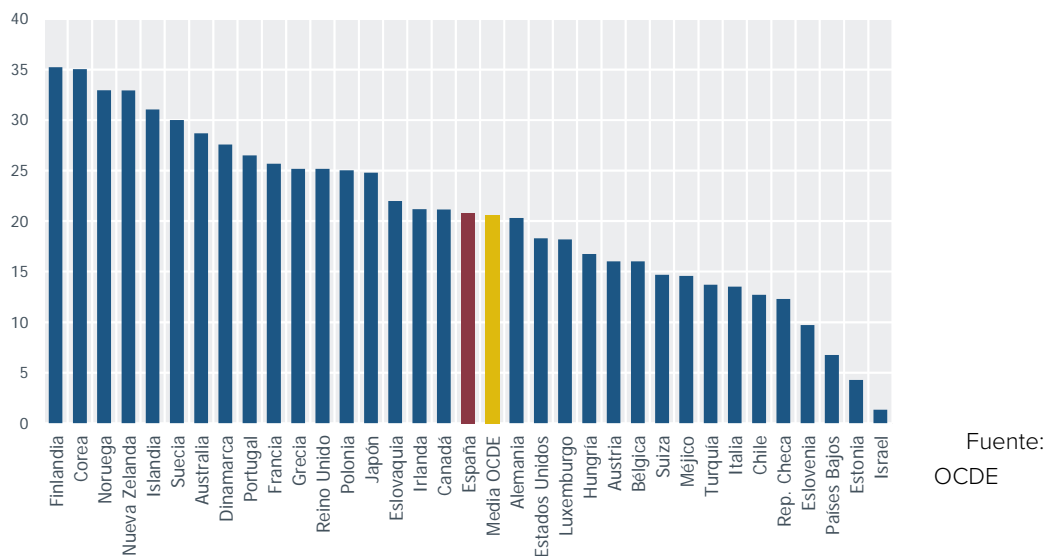
En realidad, teniendo en cuenta el fuerte proceso de inversión en capital de las empresas y de mejora educativa de los trabajadores, los resultados fueron incluso más modestos. La PTF, que tiene en cuenta el uso de todos los factores productivos y no sólo la cantidad de horas trabajadas, retrocedió en España durante la fase de crecimiento, poniendo de relieve un uso cada vez menos eficiente de las crecientes cantidades de capital y trabajo empleadas.

Este proceso de crecimiento desequilibrado, y no apoyado en mejoras de la productividad, dejó a nuestra economía en una situación de debilidad ante la crisis. Con un mayor grado de competencia financiera, una más adecuada evaluación y gestión de los riesgos y comportamientos basados en una visión de más largo plazo y más preocupados por el esfuerzo y la productividad por parte de los diferentes agentes (familias, empresas, instituciones financieras y autoridades económicas) habrían podido evitarse buena parte de los actuales problemas. En cualquier caso, constituyen elementos básicos para recuperar una senda de desarrollo sólido y sostenible.

Esfuerzo y rendimiento educativo: España en contexto internacional

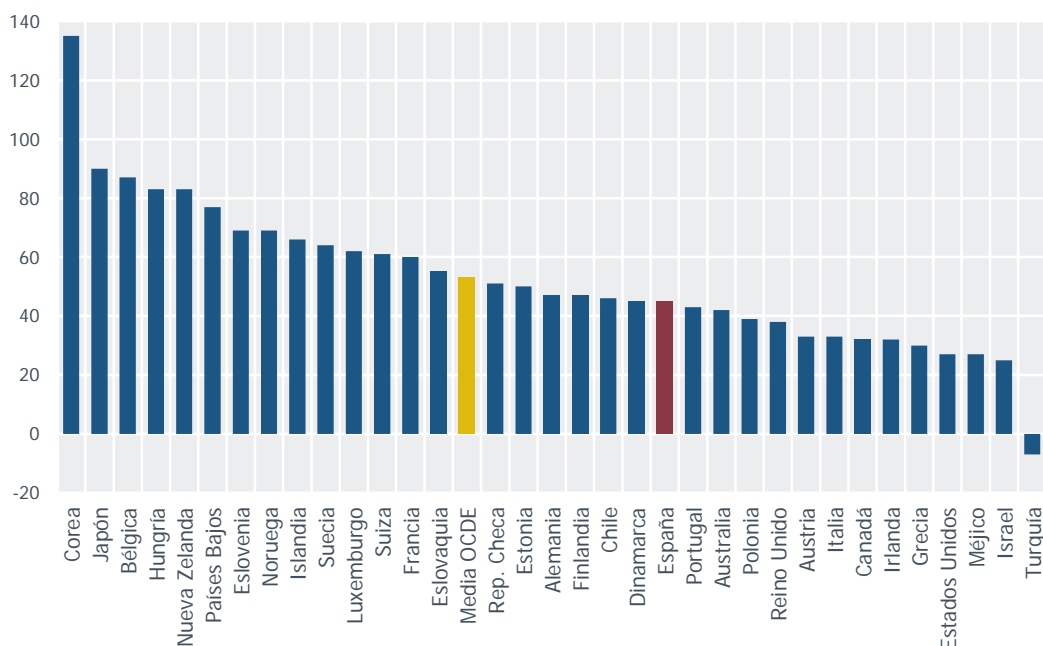
PISA ofrece datos acerca de la actitud y conducta frente al esfuerzo de los estudiantes de 15 años, la edad teórica correspondiente al último curso de enseñanza obligatoria. Esta información se refiere, entre otros aspectos, al grado de perseverancia manifestado por los estudiantes, su percepción acerca de si el éxito o el fracaso depende de su comportamiento o de otros factores, y su conducta efectiva en cuestiones objetivas como la puntualidad y asistencia a las clases o la falta de las mismas. En este apartado se examina la cuestión a partir de la muestra total de PISA 2012 y no de la muestra reducida de PISA en competencia financiera. Esto permite disponer de información para más países y usar muestras más amplias con la máxima representatividad posible. La Figura 2.4 muestra la asociación generalizada entre un mayor nivel de persistencia y una puntuación más elevada en los diferentes países de la OCDE. Esa relación es estadísticamente significativa en todos los países excepto en el caso de Israel. La magnitud del efecto en España es muy parecida a la media de la OCDE, algo más de 20 puntos por una unidad más del índice de perseverancia. El efecto es menor que en Japón o los países nórdicos (Finlandia supone el máximo con más de 35 puntos en competencia matemática), pero se sitúa por encima de países como Eslovenia, Países Bajos o Estonia donde no supera los 10 puntos.

Figura 2.4. Aumento de puntuación en matemáticas por una unidad más del índice de perseverancia



La Figura 2.5 ofrece la información relativa a la relación entre falta de asistencia y resultados académicos a nivel internacional. Con la única excepción de Turquía, en todos los países de la OCDE los mejores resultados corresponden a los estudiantes que no faltan nunca. En el caso de España la diferencia de puntuación en matemáticas entre los estudiantes que no han faltado nunca a un día de clase durante las dos semanas previas y quienes lo han hecho al menos una vez es de 45 puntos, algo inferior a la media de la OCDE que es de 53 puntos. Se trata de valores equivalentes a más de un año de escolarización. La diferencia oscila por países entre los 25 puntos de Israel y los 135 puntos de Corea.

Figura 2.5. Reducción de la puntuación en matemáticas asociada al absentismo escolar



Fuente: OCDE

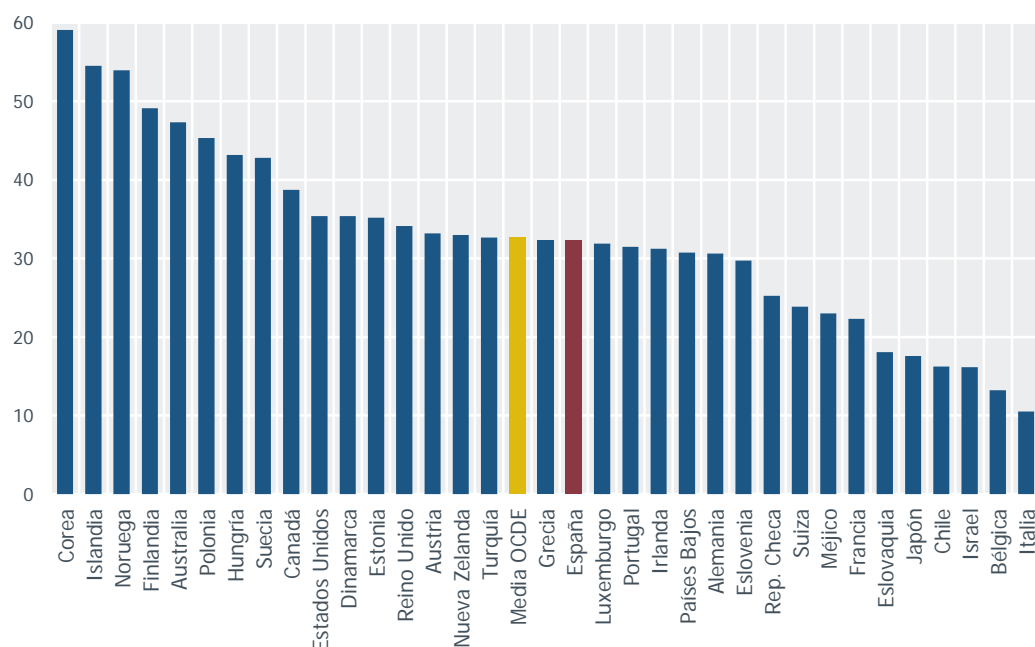
Resultados similares, aunque de menor magnitud, se obtienen al considerar faltas de puntualidad o faltas de asistencia a algunas clases, en vez de faltas de asistencia a días enteros de clase. Esto indica que la diferencia crece conforme mayor es la intensidad de la falta de asistencia. En el caso concreto de España, los estudiantes que faltan una o dos veces a un día entero de clase durante un periodo de dos semanas obtienen 39 puntos menos que los que no pierden ninguno, pero la diferencia sube a los 73 puntos cuando se pierden tres o cuatro días y llega a los 93 puntos cuando se pierden cinco o más días. Esas cifras están en línea con el patrón normal de la media de los países de la OCDE, con diferencias de 46, 70 y 85 puntos respectivamente.

Como muestra la Figura 2.6, los alumnos que están de acuerdo con la idea de que si se esfuerzan tendrán éxito en matemáticas obtienen en todos los países puntuaciones más elevadas en esa competencia que quienes no lo creen. En España esa diferencia es similar al valor medio en la OCDE, 32 puntos, y se encuentra en una posición intermedia dentro de un rango que va de los 10 puntos de Italia a los 59 puntos de Corea.

En definitiva, todo apunta a una relación positiva entre esfuerzo de los estudiantes y mejores resultados educativos. Los resultados de PISA muestran que los estudiantes que obtienen mayores puntuaciones son precisamente los que más perseverancia declaran tener,

más relevancia en el éxito educativo atribuyen a su propio comportamiento y menos faltan a clase.

Figura 2.6. Aumento de puntuación en matemáticas ligado a estar de acuerdo con la idea de que si se esfuerzan tendrán éxito



Fuente: OCDE

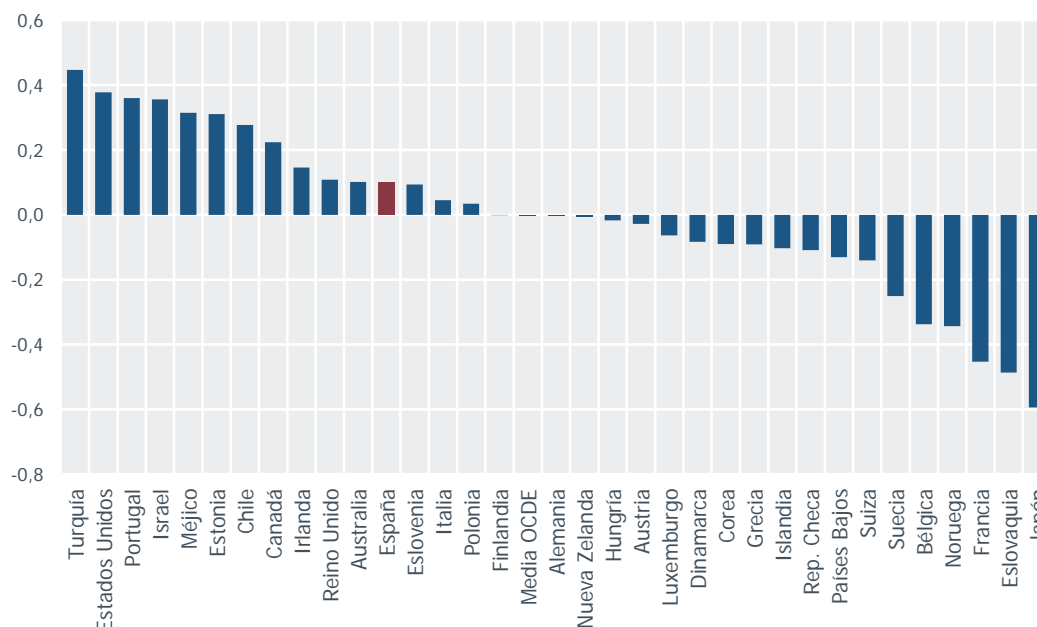
Por ese motivo es de interés examinar en qué medida las actitudes y comportamientos de los estudiantes se ajustan a un patrón que valora y practica el esfuerzo o no. A la vista de los datos de PISA, la situación relativa de España en esos ámbitos vinculados con el esfuerzo y tan estrechamente relacionados con el rendimiento educativo es difícil de determinar.

Así, en el caso de las variables relacionadas con la perseverancia declarada por los propios estudiantes se pueden tomar como referencia los valores del índice sintético de perseverancia. Los alumnos perseverantes se caracterizan por terminar las tareas que han comenzado y perseguir los objetivos que se plantean sin desanimarse. Los alumnos poco perseverantes, por el contrario, abandonan el trabajo ante la mínima dificultad o ni siquiera lo intentan. Para poder valorar la perseverancia, es decir, la capacidad de seguir adelante a pesar de las dificultades, PISA 2012 plantea a los estudiantes preguntas específicas acerca de si ante la aparición un problema se rinden enseguida; posponen los problemas difíciles; permanecen interesados en las tareas que empiezan; y siguen trabajando en una tarea hasta que todo está perfecto. A partir de las respuestas a esas cuestiones, PISA ofrece el índice de perseverancia que sintetiza toda esa información y está definido de modo que tiene media 0 y desviación típica 1 para el conjunto de la muestra de la OCDE.

Atendiendo a ese índice, la posición de España es favorable en comparación con la media de los países desarrollados (Figura 2.7). Ciertamente algunos de los valores resultan un tanto sorprendentes. Es el caso de los bajos niveles de perseverancia de algunos países europeos y de los países asiáticos, especialmente llamativos en el caso de Japón. No puede descartarse la influencia de sesgos culturales a nivel nacional a la hora de pedir a los

estudiantes que se identifiquen con diferentes grados de persistencia. En algunos países incluso alumnos bastante perseverantes podrían considerarse a sí mismos como poco perseverantes. La idea de perfección o dificultad puede ser también dispar entre países. Sin embargo, cabe esperar que dentro de cada país ese tipo de problemas sea mucho menos relevante.

Figura 2.7. Índice de perseverancia

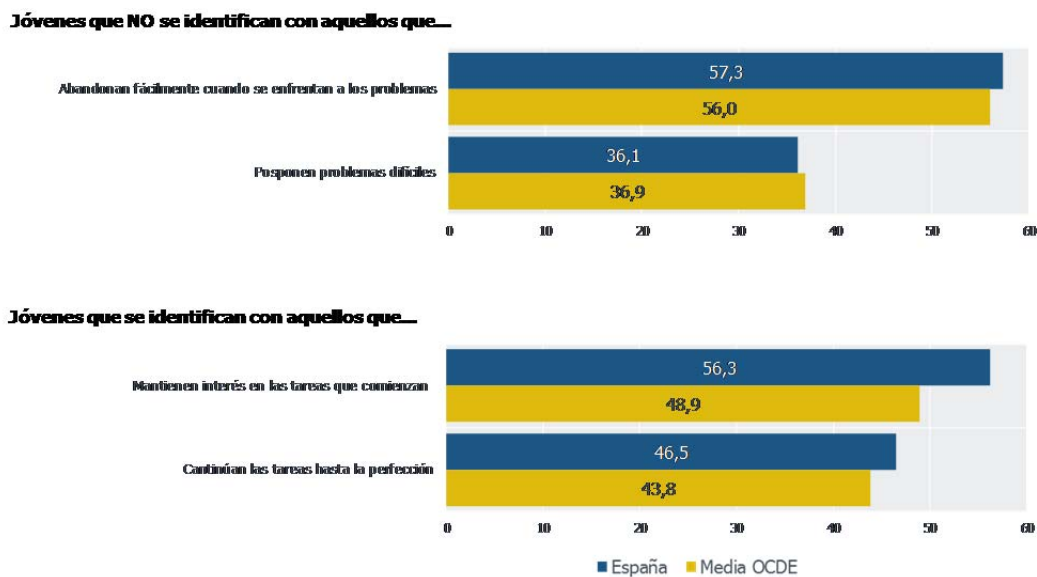


Fuente: OCDE

Puede examinarse con algo más de detalle la situación en cada uno de los diferentes aspectos que influyen en ese índice de perseverancia (Figura 2.8). En el caso de España, la mayoría de estudiantes manifiestan en general identificarse con conductas que cabría calificar de perseverantes, aunque con matices según la dimensión de la perseverancia de que se trate. Un 57,3% afirma no parecerse mucho o no parecerse nada a quienes abandonan fácilmente cuando se enfrentan a los problemas y un 56,3% declara parecerse mucho o bastante a quienes mantienen el interés en las tareas que comienzan. Sin embargo, solo un 46,5% se identifica con quienes continúan las tareas hasta la perfección y solo un 36,1% no se identifica con aquellos que posponen los problemas difíciles.

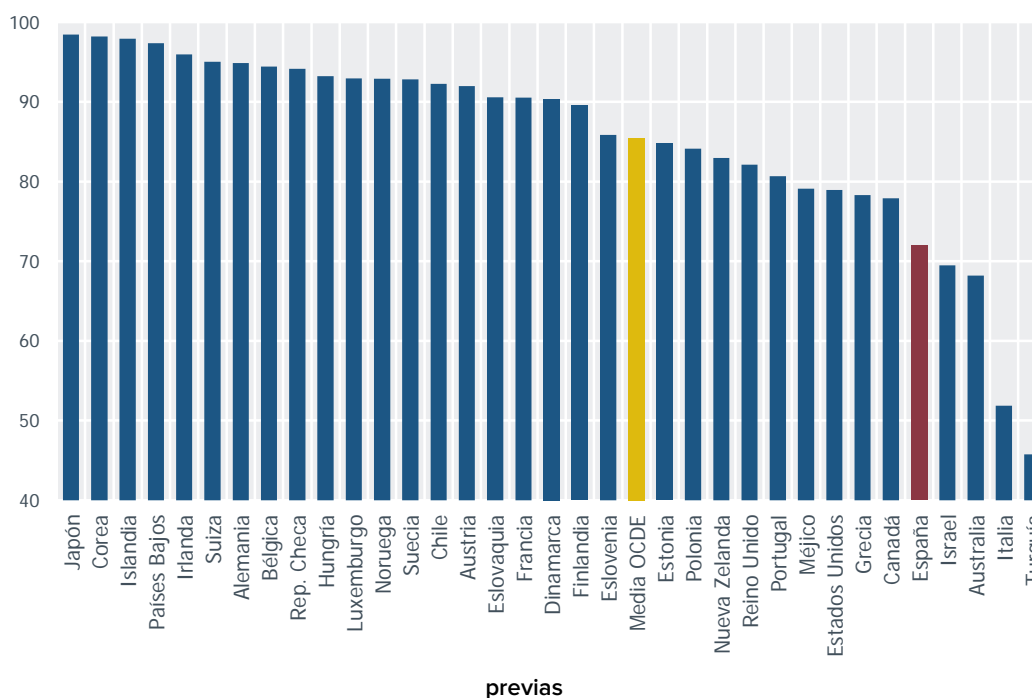
Por ello resulta especialmente relevante considerar también lo que sucede en términos de otros indicadores complementarios de naturaleza más objetiva, como los relativos a la asistencia a clase (Figura 2.9). En este caso resulta interesante observar que algunos de los países con menor índice de perseverancia, como Japón, presentan los valores más elevados de asistencia a clase, mientras que otros con los índices de perseverancia más elevados, como Turquía, se caracterizan por los más intensos problemas de falta de asistencia a clase. Atendiendo a este tipo de indicadores, España aparece a la cola de los países de la OCDE, en la posición 30.^a de los 34 países de la OCDE, ya que solo el 72% de los estudiantes asistió a clase todos los días durante las dos semanas previas. El 24,2% perdió uno o dos días enteros de clase; el 2,6% tres o cuatro días y otro 1,2% perdió cinco o más. Los porcentajes, además, empeoran al considerar criterios menos exigentes, como faltar a algunas clases en vez de perder días enteros de clase (un 32,3% de los estudiantes españoles lo habría hecho al menos una vez a lo largo de dos semanas) o llegar tarde (un 35,3% lo habría hecho en alguna ocasión durante el mismo periodo).

Figura 2.8. Elementos que determinan la perseverancia de los jóvenes. España y media OCDE. Porcentaje



Fuente: OCDE

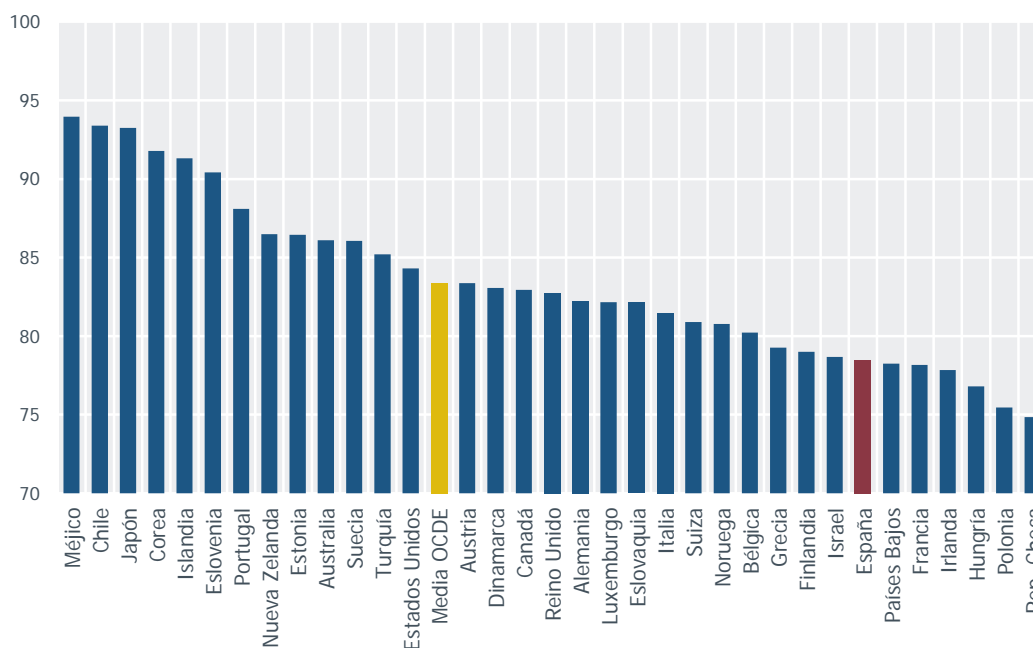
Figura 2.9. Porcentaje de estudiantes que ha faltado al menos un día entero de clase en las dos semanas



Fuente: OCDE

Por otra parte, los resultados globales de PISA 2012 indican que España es uno de los países de la OCDE donde un menor porcentaje de estudiantes consideran que su éxito depende básicamente de su conducta y del esfuerzo personal aplicado (Figura 2.10). Los valores oscilan entre el 94% de México o el 93% de Chile y Japón y el 74,8% de la República Checa. Aunque una amplia mayoría de los estudiantes en España comparte esa opinión, el 78,5% del caso español queda bastante por debajo de la media de la OCDE, donde ese porcentaje es del 83,4%. En definitiva, más de una quinta parte de los estudiantes en España no creen, y así lo dicen, que la clave del éxito esté en su propio esfuerzo, lo cual sitúa a España en la posición 28ª de entre los 34 países de la OCDE.

Figura 2.10. Porcentaje de estudiantes que manifiesta que conseguir buenos resultados depende de ellos



Fuente: OCDE

Competencia financiera y esfuerzo: metodología y datos

En las siguientes secciones se analiza la relación entre la competencia financiera y el esfuerzo de los estudiantes incluidos en PISA. El procedimiento empleado consiste en analizar mediante métodos econométricos los determinantes de la competencia financiera, con especial atención al efecto del esfuerzo del estudiante, así como los determinantes del propio esfuerzo. Para ello se contempla como variable a explicar en el primer caso la puntuación obtenida por el estudiante, y en el segundo caso dos variables distintas de esfuerzo, una de tipo más «subjetivo» (el índice de perseverancia de PISA) y otra de carácter más «objetivo» (haber faltado a algún día de clase durante las dos semanas previas a la realización de la prueba). En este último caso se trata de una variable ficticia que toma el valor 1 cuando el estudiante ha faltado y 0 en caso contrario. Dada la naturaleza de esta variable, en este último caso se han estimado modelos logit, mientras que en los otros casos se han estimado modelos lineales de regresión. En el caso de los modelos logit se ofrecen los efectos marginales sobre la probabilidad de faltar a clase.

La estrategia ha consistido en todos los casos en plantear una estimación básica con un número reducido de variables explicativas que incluyan de modo parsimonioso aquellos aspectos señalados como relevantes por la literatura previa y, posteriormente, ir incluyendo otras posibles variables determinantes de interés para el objetivo de este trabajo. Aunque en el análisis de estas estimaciones los resultados provisionales van a ser interpretados de modo tentativo en un sentido causal, hay que ser consciente de que se trata de problemas complejos y que la relación estadística entre resultados educativos y esfuerzo puede ir simultáneamente en ambas direcciones, por lo que los resultados deben tomarse con la debida cautela.

En el caso del análisis de la puntuación en competencia financiera, las variables explicativas básicas incluyen variables personales y de entorno familiar como el sexo, la condición de nativo o inmigrante, la variable relativa al número de libros en el hogar, el índice de perseverancia del estudiante y dos variables ficticias relativas al número de días perdidos de clase durante las dos semanas previas a la prueba PISA. Estas tres últimas variables tratan de captar el efecto del esfuerzo en las competencias financieras. Esa estimación básica se va ampliando en otras especificaciones que incluyen variables relativas a la experiencia con productos financieros, la educación financiera y los comportamientos financieros del individuo. Se trata de variables como tener cuenta bancaria, tener tarjeta de débito, hablar sobre temas financieros con padres o amigos, la reacción cuando se desea comprar algo y no se tiene dinero para ese fin, la existencia de educación financiera obligatoria, que la educación financiera esté disponible y la forma en que el individuo obtiene el dinero.

En el caso del análisis de las variables de esfuerzo, las variables explicativas básicas incluyen las mismas variables personales y de entorno familiar de antes con la lógica excepción del propio índice de perseverancia. Esa estimación básica se va ampliando en sucesivas especificaciones que incluyen las mismas variables relativas a la experiencia con productos financieros, la educación financiera y los comportamientos financieros del individuo del caso anterior, así como dos variables relativas a la actitud del estudiante frente a la escuela, una ligada a los resultados educativos y otra a las actividades educativas. El primero de esos dos índices aumenta conforme el estudiante piensa menos que *la escuela hace poco para preparar para la vida adulta o que es una pérdida de tiempo* y considera más que *enseña cosas útiles para trabajar o para tomar mejores decisiones en el futuro*. El segundo índice aumenta conforme el estudiante considera que esforzarse en clase es importante, que le ayudará a encontrar un buen trabajo y a continuar con éxito la educación en niveles superiores y asimismo en la medida que valora obtener buenas notas.

En todos los casos, los resultados relativos a las variables ficticias deben interpretarse como los efectos diferenciales respecto al individuo de referencia: en general hombre y nativo, y en cada caso particular que no posee cuenta bancaria, que no posee tarjeta de débito, que no habla de dinero prácticamente nunca, que ahorra cuando desea comprar algo y no tiene dinero para ese fin, que no hay educación financiera obligatoria y que obtiene el dinero sin hacer nada a cambio o mediante regalos de amigos o familiares.

Los datos sobre todas las variables señaladas se han obtenido a partir de la información procedente de los datos individuales de la muestra de PISA 2012 en competencia financiera para el caso español. La muestra para España es de 1.108 estudiantes, aunque hay que indicar que las respuestas a diversas cuestiones sobre experiencia financiera, actitudes y comportamientos contienen en ocasiones una proporción sustancial de valores omitidos por falta de respuesta, algo que afecta de modo variable a cada una de las especificaciones planteadas.

Análisis empírico y resultados

Los resultados del análisis de los determinantes de la competencia financiera se muestran en la Tabla 2.1. La columna 1 muestra los resultados de un modelo básico parsimonioso en el que no se consideran las variables relacionadas con la educación o la experiencia financiera. Los resultados son coherentes con los habituales en el análisis reciente del rendimiento educativo en matemáticas y otras áreas de conocimiento en España con datos PISA (Calero y Escardíbul, 2013). Características personales, familiares y de entorno parecen afectar de modo significativo también a las competencias financieras de los estudiantes de secundaria obligatoria, algo en línea con resultados de otros trabajos relativos a la competencia financiera como Albert, Neira y García (2014). En particular, todo lo demás constante, ser inmigrante reduciría la puntuación en 21 puntos y tener muchos libros en casa la aumentaría en 44 puntos. Esta última variable aproxima el efecto del conjunto de variables de estatus socioeconómico y cultural de la familia, de las cuales es el componente más sustancial por su efecto sobre el rendimiento educativo (OCDE, 2013).

De particular interés para nuestro análisis es el hecho de que las variables relacionadas con el esfuerzo tengan efectos significativos sobre las competencias financieras. Eso ocurre tanto con variables de tipo «subjetivo», como el índice de perseverancia a partir de las opiniones manifestadas por el estudiante, como de tipo más «objetivo», como la asistencia a clase. Un aumento en una unidad en el índice de perseverancia (equivalente a una desviación típica de esa variable) supone casi 10 puntos más de competencia financiera. En Lacuesta et al. (2014), utilizando métodos bayesianos, se obtiene asimismo para el caso español un efecto positivo significativo de la perseverancia sobre la puntuación financiera. Por otra parte, todo lo demás constante, perder uno o dos días de clase a lo largo de dos semanas está asociada a 27 puntos menos de competencia financiera. Cuando se pierden más de tres días, la reducción de la puntuación en competencia financiera supera los 60 puntos.

El resto de columnas muestra los resultados obtenidos al incluir diferentes variables relacionadas con el comportamiento y la experiencia en el ámbito financiero. Hay que señalar que la inclusión de la variable de perseverancia, debido a problemas de falta de respuesta, supone una reducción apreciable del tamaño de la muestra y que añadir variables adicionales en ocasiones implica una reducción aún mayor de la muestra disponible.

Los resultados de la columna 2 indican que en el caso español la experiencia asociada a contar con una cuenta bancaria no parece contribuir de modo significativo a mejorar la competencia financiera del estudiante. Evidencia algo más favorable se obtiene en el caso de contar con una tarjeta de débito como muestra la columna 3, aunque el efecto no es muy robusto, al llegar a ser significativo a únicamente al 10%. Discutir sobre cuestiones financieras con los padres (columna 4) o los amigos (columna 5) podría tener efectos positivos, pero la significatividad de ese efecto es también débil. Por otra parte, los resultados relativos a la opción elegida ante una situación en la que no se dispone del dinero para comprar algo que se desea indican que, en comparación con la opción de ahorrar para comprarlo más adelante —la categoría de referencia en las estimaciones—, pedir el dinero prestado a un amigo está fuertemente asociado a un menor nivel de competencia financiera (columna 6).

Asistir a un centro donde la educación financiera es una materia obligatoria no supondría en principio ninguna ventaja en términos de competencia financiera (columna 7). Sin embargo, cuando se tienen en cuenta las puntuaciones del estudiante en otra área de conocimiento (matemáticas) el resultado cambia (columna 8). Por un lado, se observa que, como cabía esperar, hay una relación positiva entre las puntuaciones en diferentes áreas. Por otro lado, las estimaciones indican que dada la puntuación obtenida en matemáticas la

Tabla 2.1. Determinantes de la puntuación financiera

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]	[9]	[10]	[11]
Mujer	-8,952 *	-15,221 *	-16,988	-1,982 *	-0,096 *	-1,191 *	-8,953 *	6,771 *	-8,028 *	-8,074 *	-20,544 **
	(6,812)	(9,604)	(10,136)	(9,779)	(9,876)	(9,876)	(6,880)	(5,277)	(6,779)	(6,804)	(9,501)
Inmigrante	-21,357 **	-52,664 ***	-43,615 **	-5,007 *	-10,668 *	1,983 *	-21,692 **	0,265 *	-20,248	-20,380	-27,587
	(9,963)	(19,331)	(21,718)	(15,352)	(15,058)	(15,888)	(10,079)	(7,971)	(10,219)	(10,247)	(20,351)
Perseverancia	9,506 ***	6,639 *	4,658 *	10,375	10,878 **	10,233 **	9,476 ***	3,659 *	9,235 **	9,230 **	9,098 *
	(3,502)	(4,885)	(4,812)	(5,221)	(5,265)	(4,923)	(3,496)	(2,152)	(3,514)	(3,527)	(5,103)
Libros	44,636 ***	48,502 ***	45,423 ***	39,386 ***	37,145 ***	39,722 ***	43,948 ***	11,382 **	45,126 ***	45,206 ***	46,927 ***
	(6,845)	(11,470)	(11,783)	(10,140)	(10,164)	(9,638)	(6,952)	(5,001)	(6,902)	(6,891)	(12,117)
Falta a clase 1 o 2 días	-27,172 ***	-28,780 **	-26,048 **	-24,843 **	-18,819 *	-25,619 **	-28,640 ***	-14,164 **	-28,345 ***	-28,408 ***	-25,031 **
	(8,433)	(13,047)	(12,233)	(11,121)	(11,914)	(11,108)	(8,321)	(5,558)	(8,401)	(8,388)	(12,468)
Falta a clase más de 2 días	-63,346 ***	-86,890 **	-96,188 **	-61,373 ***	-61,995 ***	-58,466 ***	-64,675 ***	-15,076 *	-64,466 ***	-64,490 ***	-72,668 ***
	(16,949)	(41,466)	(40,759)	(22,163)	(22,266)	(21,295)	(17,054)	(13,557)	(17,070)	(17,046)	(29,356)
Cuenta bancaria		-0,844 *									
		(11,035)									
Tarjeta de débito			19,944 *								
			(13,098)								
Discute sobre tema dinero con padres: 1 o 2 veces al mes				24,296 *							
				(15,013)							
Discute sobre tema dinero con padres: 1 o 2 veces a la semana				19,054 *							
				(14,691)							
Discute sobre tema dinero con padres: prácticamente todos los días				30,949							
				(16,332)							
Discute sobre tema dinero con amigos: 1 o 2 veces al mes					12,272 *						
					(10,076)						
Discute sobre tema dinero con amigos: 1 o 2 veces a la semana					19,705 *						
					(12,538)						
Discute sobre tema dinero con amigos: prácticamente todos los días					11,347 *						
					(20,102)						
No dinero: comprarlo con dinero para otra cosa						20,023 *					
						(17,298)					
No dinero: pedir prestado familiar						0,988 *					
						(15,345)					
No dinero: pedir prestado amigo						-89,301 ***					
						(26,468)					
No dinero: no se compra						-32,485 *					
						(26,384)					

Tabla 2.1. Determinantes de la puntuación financiera

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]	[9]	[10]	[11]
Educación financiera obligatoria							-6,287 *	15,879 *			
							(24,632)	(14,829)			
Puntuación matemáticas								0,735 ***			
								(0,034)			
Educación financiera no disponible									-6,586 *		
									(9,806)		
Educación financiera disponible menos de un año										8,447 *	
										(16,566)	
Educación financiera disponible más de dos años										5,194 *	
										(10,012)	
Obtiene el dinero trabajando											-17,681 **
											(7,042)
Obtiene el dinero haciendo tareas domésticas											-8,088
											(10,348)
Obtiene el dinero vendiendo cosas											-4,328
											(11,347)
Constante	482,141 ***	493,009 ***	495,561 ***	458,171 ***	471,226 ***	479,675 ***	483,690 ***	127,368 ***	487,915 ***	481,349 ***	507,674 ***
	(5,766)	(10,572)	(9,198)	(14,520)	(11,602)	(10,664)	(5,908)	(17,633)	(10,175)	(5,873)	(10,597)
N	702	299	285	321	311	313	696	696	695	695	285
R ²	0,168	0,208	0,185	0,175	0,153	0,198	0,170	0,620	0,172	0,172	0,230

Nota: La categoría de referencia en las variables de discusión sobre temas de dinero con padres o amigos es prácticamente nunca. La categoría de referencia en las variables de No dinero es Ahorrar para comprarlo. En la forma de obtener el dinero la categoría de referencia es que el dinero lo obtiene sin recibir nada a cambio o mediante regalos de amigos o familiares. La categoría de trabajando incluye fuera del horario escolar, en negocio familiar o trabajos informales. Entre paréntesis errores típicos. *** Significativo al 1%, ** Significativo al 5%, * Significativo al 1%.

Fuente: OCDE y elaboración propia.

educación financiera obligatoria pasa a tener un efecto positivo, aunque la significatividad estadística de ese resultado es débil, lo es con el criterio del 10%, pero no llega a serlo con el criterio más habitual del 5%. Por otra parte, si la educación financiera no está disponible en el centro podría darse un impacto negativo en las competencias financieras (columna 9), aunque de nuevo la significatividad del resultado es débil. En cualquier caso, ese efecto positivo de que la educación financiera esté disponible no parece que sea mayor en los centros donde ha estado disponible para el estudiante durante más años (columna 10). Los resultados positivos de la educación financiera obligatoria son coherentes con los obtenidos por Lacuesta et al. (2014) que muestran que ese efecto positivo sería atribuible a un mejor comportamiento de la parte media y alta de la distribución de notas, mientras que la parte baja no se vería afectada de forma significativa. Por otra parte, las estimaciones de ese trabajo indican que la disponibilidad de educación financiera no obligatoria no tendría efectos significativos sobre la competencia financiera en el caso español. Otra cuestión diferente es la de si la educación financiera también tiene efectos positivos adicionales en otras áreas de conocimiento como las matemáticas (Jiménez-Martín y Vilaplana, 2014; Lacuesta et al., 2014). Hay que señalar que los resultados de Hospido et al. (2014) indican que parte del aparente efecto de la educación financiera no sería genuino, sino que se debería a las peculiares características de los centros educativos que ofrecen esa materia, así como las de los estudiantes de los mismos y sus familias. Una vez considerado ese sesgo de selección, el efecto de la educación financiera sería modesto. Finalmente, la forma de obtención de los ingresos por parte del estudiante también parece afectar a la puntuación en competencia financiera (columna 11). Todo lo demás constante, los estudiantes que tienen que trabajar obtienen una puntuación significativamente peor que el resto, denotando probablemente la reducción del tiempo para el estudio asociado a ese trabajo que sería el efecto dominante en este ámbito.

Por tanto, los resultados muestran que las puntuaciones en conocimientos financieros están ligadas más a los determinantes del buen resultado académico en general, que a la disponibilidad de instrumentos financieros básicos, o a la existencia de formación financiera específica en la escuela. Mejorar las competencias financieras, de acuerdo a nuestros resultados, puede conseguirse también del mismo modo que la mejora del resto de competencias de los alumnos. Formar más al estudiante e incentivar su esfuerzo es muy relevante.

Los efectos positivos del esfuerzo sugieren la necesidad de explorar los determinantes de esa variable. La Tabla 2.2 muestra las estimaciones relativas a los determinantes de la perseverancia declarada por los propios estudiantes. Los resultados de la estimación básica (columna 1) indican que solo la variable relativa a los libros en el hogar resultaría significativa, influyendo de modo positivo en la perseverancia. Esto sugiere que son los aspectos ligados al entorno familiar y sus características los más decisivos en este ámbito. Por otra parte, resulta interesante observar que las variables de tipo «objetivo» de esfuerzo no muestran ninguna relación significativa con el índice «subjetivo» de perseverancia.

El resto de columnas muestran diferentes estimaciones incluyendo otras variables relacionadas con la experiencia y la educación financiera, igual que en el caso anterior. El resultado general es que se trata de cuestiones sin impacto en la perseverancia. Es el caso de tener cuenta bancaria, tener tarjeta de débito, la respuesta ante una situación en la que se carece del dinero para comprar algo, tener la educación financiera como materia obligada, que esté como materia disponible, o la forma en que el estudiante obtiene el dinero. Resulta llamativo que esta última variable no sea significativa, ya que podría esperarse que el condicionar los ingresos a realizar tareas pudiera reforzar la perseverancia. Solo hay dos variables financieras que parecen relevantes para la perseverancia. La primera de ellas es la

Tabla 2.2. Determinantes de la perseverancia

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]	[9]	[10]	[11]	[12]
Mujer	-0,142 *	-0,139	-0,156	-0,209 *	-0,166	-0,212 *	-0,141 *	-0,144 *	-0,145 *	-0,051	-0,269 **	-0,121
	(0,082)	(0,130)	(0,132)	(0,123)	(0,127)	(0,126)	(0,083)	(0,083)	(0,083)	(0,135)	(0,124)	(0,082)
Inmigrante	0,048	0,017	-0,051	0,143	0,128	0,153	0,061	0,053	0,051	-0,051	0,247	0,090
	(0,132)	(0,206)	(0,224)	(0,202)	(0,208)	(0,211)	(0,134)	(0,133)	(0,134)	(0,227)	(0,184)	(0,131)
Libros	0,233 ***	0,261 *	0,231 *	0,184	0,198	0,244 *	0,237 ***	0,248 ***	0,249 ***	0,284 **	0,385 ***	0,138
	(0,085)	(0,133)	(0,133)	(0,127)	(0,128)	(0,129)	(0,086)	(0,086)	(0,086)	(0,134)	(0,127)	(0,088)
Falta a clase 1 o 2 días	-0,084	0,148	0,108	-0,206	-0,264 *	-0,197	-0,089	-0,081	-0,082	0,071	0,043	-0,027
	(0,099)	(0,152)	(0,157)	(0,149)	(0,155)	(0,152)	(0,100)	(0,099)	(0,100)	(0,158)	(0,144)	(0,099)
Falta a clase más de 2 días	0,001	0,070	-0,055	-0,159	-0,181	-0,039	0,004	0,006	0,006	0,119	0,393	0,130
	(0,208)	(0,490)	(0,484)	(0,266)	(0,275)	(0,265)	(0,209)	(0,209)	(0,209)	(0,436)	(0,311)	(0,209)
Cuenta bancaria		-0,091										
		(0,130)										
Tarjeta de débito			0,268									
			(0,209)									
Discute sobre tema dinero con padres: 1 o 2 veces al mes				0,481 **								
				(0,187)								
Discute sobre tema dinero con padres: 1 o 2 veces a la semana				0,322 *								
				(0,184)								
Discute sobre tema dinero con padres: prácticamente todos los días				0,356 *								
				(0,194)								
Discute sobre tema dinero con amigos: 1 o 2 veces al mes					-0,003							
					(0,152)							
Discute sobre tema dinero con amigos: 1 o 2 veces a la semana					0,284 *							
					(0,164)							
Discute sobre tema dinero con amigos: prácticamente todos los días					-0,139							
					(0,241)							
No dinero: comprarlo con dinero para otra cosa						-0,183						
						(0,291)						
No dinero: pedir prestado familiar						-0,287						
						(0,197)						
No dinero: pedir prestado amigo						-0,501						
						(0,427)						
No dinero: no se compra						0,227						
						(0,295)						

Tabla 2.2. Determinantes de la perseverancia

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]	[9]	[10]	[11]	[12]
Educación financiera obligatoria							0,144 (0,230)					
Educación financiera no disponible								0,024 (0,112)				
Educación financiera disponible menos de un año									0,002 (0,164)			
Educación financiera disponible más de dos años									-0,044 (0,143)			
Obtiene el dinero trabajando										0,115 (0,082)		
Obtiene el dinero haciendo tareas domésticas										0,213 (0,146)		
Obtiene el dinero vendiendo cosas										0,031 (0,153)		
Actitud hacia la escuela: resultados del aprendizaje											0,124 * (0,064)	
Actitud hacia la escuela: actividades de aprendizaje											0,295 *** (0,070)	
Puntuación financiera												0,002 *** (0,001)
Constante	0,168 ** (0,077)	0,112 (0,138)	0,08 (0,121)	-0,045 (0,170)	0,215 (0,135)	0,277 ** (0,119)	0,161 ** (0,078)	0,14 (0,124)	0,164 ** (0,078)	-0,122 (0,139)	-0,066 (0,117)	-0,816 *** (0,276)
N	702	299	285	321	311	313	696	695	695	285	342	702
R ²	0,016	0,019	0,022	0,045	0,041	0,041	0,017	0,017	0,017	0,036	0,13	0,035
R ² ajustado	0,009	-0,001	0,001	0,021	0,016	0,012	0,008	0,009	0,007	0,008	0,112	0,027
RSS	820,939	358,039	334,648	369,776	360,503	364,232	821,399	814,886	814,826	328,671	414,592	805,068
F	2,272	0,928	1,027	1,838	1,616	1,434	1,956	2,032	1,747	1,276	7,138	4,211
LL	-1,051	-451	-427	-478	-464	-467	-1,045	-1,041	-1,041	-424	-518	-1,044

Nota: La categoría de referencia en las variables de discusión sobre temas de dinero con padres o amigos es prácticamente nunca. La categoría de referencia en las variables de No dinero es Ahorrar para comprarlo. En la forma de obtener el dinero la categoría de referencia es que el dinero lo obtiene sin recibir nada a cambio o mediante regalos de amigos o familiares. La categoría de trabajando incluye fuera del horario escolar, en negocio familiar o trabajos informales. Entre paréntesis errores típicos. *** Significativo al 1%, ** Significativo al 5%, * Significativo al 1%.

Fuente: OCDE y elaboración propia.

relativa a hablar sobre temas financieros con los padres (columna 4), algo que refuerza la idea de la importancia de las variables de entorno familiar de cara al esfuerzo de los estudiantes. Este efecto resulta significativo cuando la comunicación es frecuente (1 o 2 veces al mes) pero no excesiva, pues entonces parece desaparecer. La otra es el grado de competencia financiera, ya que se observa una intensa asociación positiva entre ambas variables. Esta relación positiva ya se había observado anteriormente, pero con la relación causal inversa. La perseverancia tenía capacidad explicativa de las puntuaciones financieras. Sería por tanto una relación bidireccional, lo que indica que mejorar la cultura del esfuerzo, que los jóvenes tengan una visión de largo plazo y que no valoren únicamente los resultados de corto, refuerza sus habilidades financieras. Pero al mismo tiempo, mejorar las capacidades financieras permite incentivar una visión de largo plazo asociada al esfuerzo.

Otros factores relacionados con el grado de perseverancia están vinculados a la percepción del estudiante acerca de la utilidad del proceso educativo (columna 11). Así, el índice de actitud hacia la escuela ligado a los resultados del aprendizaje tiene un efecto positivo en la perseverancia, aunque con una significatividad estadística débil. Conseguir que el estudiante no piense que la escuela hace poco para preparar para la vida adulta o que es una pérdida de tiempo, sino que la perciba como algo que enseña cosas que podrían ser útiles para trabajar o para tomar mejores decisiones en el futuro contribuiría a un mayor esfuerzo por su parte. Más intenso y robusto es el efecto positivo del índice de actitud hacia la escuela ligado a las actividades de aprendizaje. El valor de ese índice crece en la medida que el estudiante considera que esforzarse en clase es importante, que el esfuerzo en la escuela le ayudará a encontrar un buen trabajo y a continuar con éxito la educación en niveles superiores y en la medida que valora obtener buenas notas. En definitiva, es más fácil que el esfuerzo se produzca cuando el estudiante considera que vale la pena porque le va a proporcionar beneficios en el futuro. Se trata de un resultado lógico y que muestra con claridad la necesidad de reflexionar en cómo puede mejorarse la situación en ese ámbito.

A diferencia de la Tabla 2.2, en la que se mostraba un indicador «subjetivo», en la Tabla 2.3 hace referencia a los determinantes de perder días de clase, como indicador «objetivo» de esfuerzo, mostrando el efecto marginal de cada variable sobre la probabilidad de perder algún día entero de clase a lo largo de las dos semanas previas a la prueba. Al igual que sucedía con la variable de perseverancia los resultados de la estimación básica (columna 1) indican que solo la variable libros en el hogar es significativa, reduciendo la falta de asistencia. Este resultado refuerza la idea de que los aspectos ligados al entorno familiar y sus características son especialmente relevantes de cara al esfuerzo del estudiante. El resto de estimaciones adicionales reflejan que las variables financieras no tienen efectos significativos en este indicador «objetivo» de esfuerzo, con la salvedad de que trabajar para obtener ingresos aumenta significativamente la probabilidad de faltar a clase (columna 10). Al igual que sucedía con la variable índice de perseverancia, también en este caso se observa un efecto significativo de la variable de actitudes hacia la escuela. La convicción de que esforzarse en clase importa y contribuirá a proseguir su educación y encontrar un buen trabajo reduce de modo significativo la probabilidad de faltar a clase (columna 11). Finalmente, también en este caso se observa una asociación significativa entre mayor competencia financiera y esfuerzo, en este con la reducción de la falta de asistencia (columna 12).

Tabla 2.3. Determinantes de faltar días de clase. Estimación Logit. Efectos marginales

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]	[9]	[10]	[11]	[12]
Mujer	0,061 (0,051)	0,057 (0,086)	0,048 (0,091)	0,122 (0,076)	0,124 (0,076)	0,126 * (0,074)	0,066 (0,052)	0,073 (0,051)	0,073 (0,051)	0,091 (0,090)	0,085 (0,066)	0,047 (0,053)
Inmigrante	-0,005 (0,020)	0,011 (0,032)	0,003 (0,031)	-0,039 (0,031)	-0,032 (0,031)	-0,040 (0,030)	-0,001 (0,020)	-0,002 (0,020)	-0,002 (0,020)	0,006 (0,032)	-0,017 (0,026)	-0,022 (0,022)
Libros	-0,136 *** (0,052)	-0,137 * (0,082)	-0,133 (0,091)	-0,143 * (0,083)	-0,152 * (0,087)	-0,153 * (0,085)	-0,140 *** (0,053)	-0,150 *** (0,052)	-0,149 *** (0,052)	-0,151 * (0,088)	-0,148 ** (0,062)	-0,046 (0,055)
Cuenta bancaria		-0,069 (0,106)										
Tarjeta de débito			-0,010 (0,037)									
Discute sobre tema dinero con padres: 1 o 2 veces al mes				-0,041 (0,065)								
Discute sobre tema dinero con padres: 1 o 2 veces a la semana				-0,108 (0,074)								
Discute sobre tema dinero con padres: prácticamente todos los días				-0,055 (0,051)								
Discute sobre tema dinero con amigos: 1 o 2 veces al mes					0,035 (0,060)							
Discute sobre tema dinero con amigos: 1 o 2 veces a la semana					0,030 (0,051)							
Discute sobre tema dinero con amigos: prácticamente todos los días					0,031 (0,025)							
No dinero: comprarlo con dinero para otra cosa						0,009 (0,017)						
No dinero: pedir prestado familiar						0,048 (0,032)						
No dinero: pedir prestado amigo						0,013 (0,011)						
No dinero: no se compra						0,009 (0,024)						
Educación financiera obligatoria												-0,020

Tabla 2.3. Determinantes de faltar días de clase. Estimación Logit. Efectos marginales

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]	[9]	[10]	[11]	[12]
							(0,012)					
Educación financiera no disponible								-0,208 *				
								(0,119)				
Educación financiera disponible menos de un año									0,018			
									(0,014)			
Educación financiera disponible más de dos años									0,021			
									(0,016)			
Obtiene el dinero trabajando										0,140 **		
										(0,068)		
Obtiene el dinero haciendo tareas domésticas										0,022		
										(0,058)		
Obtiene el dinero vendiendo cosas										0,039		
										(0,058)		
Actitud hacia la escuela: resultados del aprendizaje											0,012	
											(0,021)	
Actitud hacia la escuela: actividades de aprendizaje											-0,021 **	
											(0,009)	
Puntuación financiera												-1,941 ***
												(0,366)
N	1.075	464	441	476	464	464	1.064	1.063	1.063	447	700	1.075
LL	-206.449	-86.289	-78.331	-90.597	-87.669	-89.077	-203.377	-203.741	-203.735	-80.586	-133.993	-200.531

Nota: La categoría de referencia en las variables de discusión sobre temas de dinero con padres o amigos es prácticamente nunca. La categoría de referencia en las variables de No dinero es Ahorrar para comprarlo. En la forma de obtener el dinero la categoría de referencia es que el dinero lo obtiene sin recibir nada a cambio o mediante regalos de amigos o familiares. La categoría de trabajando incluye fuera del horario escolar, en negocio familiar o trabajos informales. Entre paréntesis errores típicos. *** Significativo al 1%, ** Significativo al 5%, * Significativo al 1%.

Fuente: OCDE y elaboración propia.

Conclusiones

La intensa y prolongada crisis de la economía española se ha visto condicionada por algunas de las características del periodo previo de crecimiento, basado de modo desproporcionado en el creciente endeudamiento, el predominio de una visión de corto plazo, la deficiente valoración de los riesgos y la falta de ganancias genuinas de productividad. Evidentemente la crisis es un fenómeno complejo y son múltiples los factores y circunstancias que han contribuido a que se haya desarrollado en nuestro país de la forma tan negativa en que lo ha hecho. Sin embargo, parece lógico pensar que más competencia financiera y comportamientos que valorasen más el esfuerzo y la perseverancia, con un horizonte a más largo plazo en los comportamientos, habrían mejorado la situación, reduciendo los problemas y amortiguando los efectos de la crisis.

Los resultados de PISA facilitan información que hace posible tratar de estudiar las actitudes y comportamientos en relación al esfuerzo de los estudiantes al concluir la enseñanza obligatoria. Además, la participación de España en la novedosa extensión al ámbito de la competencia financiera de PISA 2012 permite analizar en nuestro país toda una serie de cuestiones relativas a los comportamientos, conocimientos y competencias de los jóvenes en el ámbito financiero.

Atendiendo a cómo se identifican los propios estudiantes respecto a preguntas directas sobre su perseverancia, los estudiantes en España se situarían por encima de la media de los países de la OCDE y en una posición relativamente favorable. Sin embargo, ese indicador «subjetivo» no parece corresponderse bien, por ejemplo, con los datos relativos a la falta de asistencia. En esa cuestión España se sitúa por debajo de la media de la OCDE, ocupando una de las últimas posiciones. Además, España es uno de los países de la OCDE donde menor es el porcentaje de alumnos que consideran que obtener buenos resultados depende de ellos mismos. En definitiva, las señales son contradictorias, pero el conjunto de resultados apuntaría a la posibilidad de una menor valoración del esfuerzo y la perseverancia en comparación con otros países desarrollados. Además, esa situación sería en buena medida inconsciente y, por tanto, no sería considerada como un aspecto a mejorar por parte de los afectados.

En la medida que eso sea así y, especialmente, que esté anticipando las conductas futuras de estos jóvenes o reflejando las actitudes predominantes del resto de la sociedad, se trataría de algo preocupante. Los propios resultados globales de PISA muestran que se trata de una variable que influye de modo significativo en los resultados educativos en ámbitos como las matemáticas, la comprensión lectora o las ciencias. Por otra parte, las consecuencias no se van a limitar al ámbito educativo porque la perseverancia y el esfuerzo influyen en el potencial de desarrollo de las sociedades a largo plazo a través de canales como la productividad, la innovación y el ahorro.

El análisis empírico realizado para España a partir de los datos individuales del PISA financiero muestra que las variables que aproximan el esfuerzo del estudiante tienen efectos significativos positivos también sobre el nivel de competencia financiera. Por otra parte, el efecto de la experiencia con productos financieros es un tanto ambiguo ya que, aunque tener una tarjeta de débito podría impulsar las competencias financieras, parece que tener cuenta bancaria tendría el efecto contrario, en caso de tener algún efecto. Es preocupante que el uso de productos financieros pueda estar dissociado de tener competencia financiera incluso a estos niveles elementales. Esa circunstancia es una fuente evidente de riesgos de cara al futuro.

Intensificar la educación financiera debería ser una herramienta valiosa para evitar carencias en este ámbito. En este caso los resultados del análisis presentan de nuevo una serie de matices, pero apuntan a que el carácter obligatorio de ese tipo de educación mejoraría la competencia financiera del estudiante a igualdad de resultados en otras materias, como las matemáticas. También podría existir cierto efecto positivo asociado a que la educación financiera esté disponible en el centro. Sin embargo, ese efecto no parece incrementarse cuando la educación financiera ha estado disponible para los estudiantes durante dos o más años. En conjunto esta evidencia apunta a la necesidad de impulsar la educación financiera, pero considerando cuidadosamente la forma en que esto se lleva a la práctica con el fin de obtener de la misma mejores resultados que hasta ahora.

Finalmente, hablar sobre temas financieros regularmente con otras personas, especialmente con los padres, presenta una asociación positiva con la competencia financiera. Este resultado ya apunta a la importancia del entorno familiar también en el ámbito del conocimiento financiero. Esa circunstancia queda aún más de manifiesto por el fuerte efecto positivo de un indicador de entorno familiar como el contar con un número elevado de libros en casa, un componente fundamental de índice socioeconómico y cultural de la familia. Esa importancia del papel de la familia es difícil de exagerar. El análisis de los determinantes del esfuerzo muestra de nuevo que esas variables de entorno familiar influyen de modo significativo en el esfuerzo de los estudiantes.

En definitiva, los resultados de este primer análisis empírico para España con los datos de PISA en competencia financiera confirman la importancia del esfuerzo para mejorar los resultados también en el ámbito financiero. El entorno familiar parece jugar un papel clave por su influencia directa en la mejora tanto de la competencia financiera como del esfuerzo y, a través del esfuerzo, de nuevo de modo indirecto en aquella. Sin embargo, los resultados obtenidos indican que otro elemento clave para conseguir un mayor esfuerzo es que el estudiante perciba con claridad que vale la pena, que la educación va a mejorar su vida futura. Se trata de un aspecto en el que hay que continuar trabajando, incrementando la información al estudiante y propiciando su motivación. Los resultados también muestran que incorporar la educación financiera dentro del sistema educativo tiene un potencial positivo en la mejora de la competencia financiera de la población, pero sugiere que todavía hay un margen de mejora en ese tema. Es una cuestión importante, sobre todo en la medida que el uso de productos financieros no parece garantizar por sí mismo una mejora suficiente de la competencia financiera de los individuos.

Estas conclusiones provisionales plantean la conveniencia de continuar con el estudio de estos problemas, dada la importancia que el hábito del esfuerzo y unos adecuados conocimientos y comportamientos en el ámbito financiero tienen en el desarrollo vital del propio individuo y, a nivel agregado, en el crecimiento económico y el bienestar de la sociedad en su conjunto.

Referencias

- ALBERT, C., NEIRA, I. y GARCÍA ARACIL, A. (2014). Capital Cultural y Social: sus Efectos en el Conocimiento Financiero según PISA 2012. En INEE (Ed.), PISA 2012: Competencia Financiera. Informe español. Volumen II: Análisis secundario, Capítulo 1, pp. 5-24 Madrid: Autor.
- ASHBY, J.S., SCHOON, I., y WEBLEY, P. (2011). Save now, save later? Linkages between saving behaviour in adolescence and adulthood. *European Psychologist*, 16, 227–237
- CALERO, J., y ESCARDÍBUL, O. (2013). El rendimiento del alumnado de origen inmigrante en PISA-2012. En INEE (Ed.), PISA 2012: Programa para la evaluación internacional de los alumnos. Informe español. Volumen II: Análisis secundario, Capítulo1, pp. 4-31. Madrid: Autor
- DUCKWORTH, A.L. y SELIGMAN M.E.P. (2006). Self-discipline gives girls the edge: Gender in self-discipline, grades, and achievement test scores. *Journal of Educational Psychology*, 98(1), 198-208.
- DUCKWORTH, A.L., PETERSON, C., MATTHEWS, M.D., y KELLY, D. R. (2007). Grit: Perseverance and passion for long-term goals, *Journal of Personality and Social Psychology*, 92(6), 1087-1101.
- DUCKWORTH, A.L., KIRBY, T.A., TSUKAYAMA, E., BERSTEIN, H., y ERICSSON, K. A. (2011). Deliberate practice spells success: Why grittier competitors triumph at the National Spelling Bee, *Social Psychological and Personality Science*, 2, 174-181.
- FRIEDLINE, T. L., ELLIOTT, W. y NAM, I. (2011). Predicting savings from adolescence to young adulthood: A propensity score approach. *Journal of the Society for Social Work and Research*, 2, 1–22.
- FURNHAM, A. (1999). The saving and spending habits of young people. *Journal of Economic Psychology*, 20, 677- 697.
- GARON, S. (2012). *Beyond Our Means: Why America Spends While The World Saves*. Princeton: Princeton University Press.
- HOSPIDO, L., VILLANUEVA, E. y ZAMARRO, E. (2014). Educación financiera y rendimiento educativo. Caracterizando el sesgo de selección. En INEE (Ed.), PISA 2012: Competencia Financiera. Informe español. Volumen II: Análisis secundario, Capítulo 3, pp. 51-76 Madrid: Autor.
- JIMÉNEZ-MARTÍN, S. y VILAPLANA, C. (2014). Análisis de la relación entre Educación Financiera y Matemáticas a partir del Programa Escuela 2.0. En INEE (Ed.), PISA 2012: Competencia Financiera.. Informe español. Volumen II: Análisis secundario, Capítulo 4, pp. 77-114. Madrid: Autor.
- KOTLIKOFF, L. J. y BERNHEIM, B. D. (2001). Household financial planning and financial literacy: The need for new tools. En L. J. Kotlikoff (Ed.), *Essays on*

- saving, bequests, altruism, and life-cycle planning (pp. 427–478). Cambridge, MA: MIT Press.
- LACUESTA, A., MARTÍNEZ, M. y MORAL E. (2014). Factores que mejoran el conocimiento financiero. El papel de la educación financiera escolar. En INEE (Ed.), PISA 2012: Competencia Financiera. Informe español. Volumen II: Análisis secundario, Capítulo 5, pp. 115-136. Madrid: Autor.
- LUSARDI, A. (2009). U.S. Household Savings Behavior: The Role of Financial Literacy, Information and Financial Education Programs. En C. Foote, L. Goette and S. Meier (eds.), *Policymaking Insights from Behavioral Economics*, Federal Reserve Bank of Boston, pp. 109-149.
- LUSARDI, A., MITCHELL, O.S. y CURTO, V. (2010). Financial Literacy among the Young. *Journal of Consumer Affairs*, 44(2), 358-380.
- LUSARDI, A. y MITCHELL, O.S. (2011). Financial Literacy and Planning: Implications for Retirement Wellbeing, en A. Lusardi and O. S. Mitchell (eds.), *Financial Literacy: Implications for Retirement Security and the Financial Marketplace*, Oxford University Press.
- LUSARDI, A. y TRUFANO, P. (2009). Debt literacy, financial experiences, and overindebtedness. *NBER Working Paper* n. 14808.
- OCDE (Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos) (2013). *PISA 2012 Results. Excellence Through Equity: Giving Every Student the Chance to Succeed (Volume II)*, PISA, OECD Publishing.
- OCDE/INFE (International Network on Financial Education) (2013). *Financial literacy and inclusion: Results of OECD/INFE survey across countries and by gender*.
- OTTO, A. (2013). Saving in childhood and adolescence: Insights from developmental psychology. *Economics of Education Review*, 33, 8–18.
- PÉREZ, F. (dir.), ALCALÁ, F., GOERLICH, F.J., MAS, M., MAUDOS, J., QUESADA, J., REIG, E., SERRANO, L., CHORÉN, P., CUCARELLA, V., BENAGES, E., FERNÁNDEZ, A., HERNÁNDEZ, L., PÉREZ, J., SALAMANCA, J., SOLAZ, M. y SOLER, A. (2013). *Crecimiento y competitividad: Los retos de la recuperación*. Bilbao: Fundación BBVA.
- PINTO, M.B., MANSFIELD, P.M. y PARENTE, D.H. (2005). Information learned from socialization agents: its relationship to credit card use. *Family and Consumer Sciences Research Journal*, 33, 357-367.
- ROEMER, J. (1998). *Equality of Opportunity*, Harvard University Press.
- SCHUG, M.C., y BIRKEY, C.J. (1985). The development of children's economic reasoning. *Theory and Research in Social Education*, 13(1), 31-42.
- SHERRADEN S. M., JOHNSON L., GUO B. y ELLIOT W. (2011). Financial capability in children: Effects of participation in school-based financial education and savings program. *Journal of Family & Economic Issues*, 32, 385–399.
- VAN ROOIJ, M., LUSARDI, A. y ALESSIE, R. (2012). Financial literacy, retirement, planning and household wealth. *The Economic Journal*, 122, 449-478.
- VILLAR, A. (2013). Rendimiento, esfuerzo y productividad: análisis de los resultados en matemáticas de los estudiantes españoles según PISA 2012. En INEE (Ed.), PISA 2012: Programa para la evaluación internacional de los alumnos. Informe

español. Volumen II: Análisis secundario, Capítulo 5, pp. 118-139. Madrid: Autor.

WHITEBREAD, D. y BINGHAM, S. (2013). Habit Formation and Learning in Young Children. London: *The Money Advice Service*.

ZIMMERMAN, B.J. y D.H. SCHUNK (eds.) (2011). *Handbook of self-regulation of learning and performance*, New York: Routledge.

Educación Financiera y rendimiento educativo

Caracterizando el sesgo de selección

Laura Hospido Quintana, Ernesto Villanueva López y Gema Zamarro Rodríguez

Banco de España e IZA; Banco de España; University of Southern California - Dornsife CESR

Resumen

Regresiones simples del efecto de impartir Educación Financiera (EF) en las notas de los estudiantes resultarán en coeficientes sesgados si los colegios que imparten EF no son una muestra aleatoria de la población de colegios. En este capítulo utilizamos los datos de PISA en España para caracterizar el sesgo de selección de los colegios que se presentaron voluntarios a un programa de EF en la Educación Secundaria Obligatoria (ESO). La idea es simple: como el examen PISA es anterior al programa sabemos que “el verdadero efecto” para los colegios participantes deberá ser cero. Cualquier diferencia en el desempeño en PISA de conocimientos financieros será debida a un sesgo de selección. En los datos encontramos un sesgo significativo, positivo para chicos y negativo para chicas. Entre un tercio y la mitad del mismo se explica por diferencias en la tasa de repetición, la situación laboral de los padres y la localización geográfica del colegio; si, además, se comparan centros con una política de admisión similar, podemos explicar hasta un 65% del sesgo. Una ilustración del método para España y EEUU muestra que el efecto causal de impartir EF en el rendimiento educativo es modesto y concentrado en los chicos.

Palabras clave

Educación financiera, sesgo de selección, inobservables.

Introducción

Hoy en día vivimos en un mundo de creciente sofisticación de los productos financieros donde cada vez la responsabilidad de una buena situación financiera y un buen plan de futuro recaen más en los ciudadanos y menos en los gobiernos. Dada esta tendencia, existe una creciente preocupación sobre el nivel de preparación de la población para tomar buenas decisiones financieras. Esta preocupación viene motivada por investigación que ha demostrado que muchas familias carecen de los conocimientos financieros básicos. Por ejemplo, Lusardi y Michell (2011), usando datos para mayores de 50 años de la encuesta de Estados Unidos (EEUU) “Health and Retirement Study (HRS)”, encuentran que solamente la mitad de la muestra supo contestar correctamente a preguntas simples sobre tipos de interés e inflación y solo un tercio supo contestar correctamente a estas preguntas y a una pregunta relativa a inversión en el mercado de valores. Similares resultados se han obtenido usando otras muestras para norteamericanos de distintas edades y procedentes de distintos estudios incluyendo, jóvenes de entre 23 y 28 años usando la encuesta 2007-2008 “National Longitudinal Survey of Youth (NLSY)” (Lusardi et al., 2010), adultos mayores de 18 años del panel de internet “RAND American Life Panel (ALP)” (Lusardi y Mitchell, 2009), estudiantes de bachiller usando datos de “JumpStart Coalition for Personal Financial Literacy and the National Council on Economic Education” (Mandell 2008), y estudiantes de universidad (Chen y Volpe, 1998 y Shim et al. 2010), entre otros.¹ Resultados similares también se han obtenido en otros países como Italia (Fornero y Monticone, 2011), Alemania (Bucher-Koenen y Lusardi, 2011), Países Bajos (Van Rooij et. al, 2012 o Alessie et al., 2010), o Francia (Arrondel et. al., 2012).

Para poder equipar a la población con las herramientas necesarias para tomar buenas decisiones financieras, muchos sistemas educativos han incorporado Educación Financiera (EF) como parte del currículo en la Educación Secundaria. Por ejemplo, desde 1957 diversos estados de EEUU han ido aprobando mandatos para incluir EF en el currículo de estudiantes de Bachillerato. Como resultado de estos mandatos algunos estados requieren EF como materia obligatoria en sus colegios² Otro ejemplo, es el programa de EF en 3º de la ESO en España, conjuntamente promovido por el Banco de España y la Comisión Nacional del Mercado de Valores (Programa BdE-CNMV) y que se ha impartido durante dos cursos académicos (2012-2013 y 2013-2014)³.

La evaluación de la eficacia de estos cursos no es tarea fácil, y requiere tanto medidas objetivas del desempeño como información acerca de otras características comparables tanto de los grupos que han recibido el curso como de los que no lo hayan recibido. Así, Bernheim et al. (2001) usan la variación procedente de los distintos mandatos sobre inclusión de la EF en Educación Secundaria en los distintos estados en EEUU como “experimentos naturales” para estimar los efectos de recibir EF en el comportamiento financiero en la etapa adulta. Este trabajo encontró que la participación en cursos de EF y la tasa de ahorro aumentó entre aquellos afectados por los mandatos estatales. De manera similar Romagnoli and Trifilidis (2013) estudiaron los efectos de un programa experimental para incorporar EF en el currículo de los colegios italianos. Su evidencia muestra un

¹ Véase Lusardi y Mitchell (2014) para una buena revisión de la literatura.

² Este es el caso de 19 estados incluyendo Florida, Texas, Arizona, Carolina del Norte, Nueva Jersey, entre otros.

³ La siguiente sección de este capítulo contiene más información sobre este último programa.

incremento del conocimiento financiero de los alumnos más de un año después de acabar el programa. Bruhn et al. (2013) llevaron a cabo un experimento en distintos estados de Brasil donde colegios voluntarios aleatoriamente impartieron un curso de EF. Este curso aumentó el conocimiento de los estudiantes (tanto el financiero como el general) en un examen objetivo en un tercio de una desviación estándar. En cualquier caso, estos tres trabajos representan la excepción, ya que la mayoría de los estudios que intentan evaluar los efectos de la EF no usan datos experimentales lo que hace difícil la inferencia dada la posibilidad de sesgos de selección entre los participantes en el programa.

En particular, existe una fuente de selección a la que se ha prestado poca atención. Habitualmente, los colegios que imparten EF tienen características marcadamente distintas de las de los centros que escogen no impartir la asignatura. Por lo tanto, es difícil distinguir el papel de (i) el efecto de impartir cursos de EF, (ii) el efecto de otras diferencias observables entre colegios que la imparten y los que no –selección en variables observables- y (iii) el papel de variables inobservables que inducen a determinados colegios a decidirse a impartir Educación Financiera –selección en variables inobservables. En este punto, es importante mencionar que la asignación aleatoria del tratamiento no soluciona el problema que plantea la existencia de variables inobservables. En un experimento se puede asignar cada colegio que se presente voluntario al grupo tratado (los que imparten el curso) o al grupo de control (los que no lo imparten), pero no se puede forzar a un colegio no voluntario a impartir el curso. Si los colegios tratados difieren del resto de la población en variables inobservables, es difícil saber si el efecto estimado en un experimento es extrapolable a otros grupos de la población.

La principal contribución de este capítulo es pues identificar el papel de la selección en variables inobservables. Para ello, se aprovecha - por un lado - la información disponible en PISA, un estudio normalizado en varios países acerca del desempeño en un examen de conocimiento financiero realizado en 2012, con amplia información acerca del entorno familiar de los estudiantes y de las características de las escuelas; y - por otro - la existencia de un programa de EF en España que se impartió uno y dos años después (2013 y 2014). Identificamos en PISA financiero los colegios que se presentaron voluntarios al programa en ambas ediciones (y que no han impartido antes la asignatura). En esta muestra, cualquier diferencia en el desempeño en PISA-financiero entre los alumnos de los colegios que se presentaron voluntarios al programa y el resto puede atribuirse únicamente a un sesgo de selección. En concreto, la riqueza de información de PISA nos permite (i) caracterizar el sesgo de selección asociado a prestarse a participar en un programa de EF e (ii) identificar procedimientos de estimación que mitigan el papel de las variables inobservables.

En PISA financiero encontramos un sesgo de selección significativo, positivo para chicos y negativo para chicas. Comparando las características de los colegios que se presentan voluntarios al programa y los que no, vemos que ambos grupos difieren significativamente en características observables de los alumnos como el hecho de haber repetido curso, el estado laboral de los padres o la región en la que el colegio está localizado. La riqueza de la información contenida en PISA nos permite además documentar diferencias en características no siempre disponibles en los datos, como son los criterios de admisión de los centros o su nivel de competencia con otros colegios. Comparando alumnos en centros que se presentaron voluntariamente al programa con una muestra de alumnos equiparable en términos de tasa de repetición, estado laboral de los padres y la localización del colegio somos capaces de eliminar entre un 33% y un 50% del sesgo. Cuando, además, se comparan alumnos en colegios con criterios de admisión semejantes, somos capaces de corregir hasta un 65% del mismo.

Por último, el capítulo termina con una ilustración del método para España y EEUU. En esta aplicación encontramos que el efecto causal de impartir EF en el

rendimiento educativo es modesto y concentrado en los chicos. El resultado es sorprendentemente similar en ambos países a pesar de que las características de los colegios que imparten esta materia frente al resto varían mucho de un caso al otro.

La Educación Financiera en el sistema educativo español

A pesar de la creciente preocupación por el nivel de capacidad financiera de la población, el sistema educativo en España no suele ofrecer asignaturas curriculares sobre conocimientos financieros. De hecho, la Figura 5.1 del capítulo de Lacuesta y coautores en este mismo volumen muestra que en España el porcentaje de centros educativos con Educación Financiera disponible en el currículo escolar (14,25%) es el menor de todos los países incluidos en los datos de PISA.

En este contexto debemos enmarcar la importancia que supone un programa como el de Educación Financiera en la Educación Secundaria Obligatoria, conjuntamente promovido por el Banco de España y la Comisión Nacional del Mercado de Valores, que se ha impartido en más de 400 centros educativos de España durante los cursos 2012-2013 y 2013-2014.

La participación en el programa, voluntaria para los colegios, permite el acceso a una web de apoyo a la docencia con materiales para impartir el curso, ejemplos de ejercicios o juegos para implementar en clase. La duración recomendada para el curso es de en torno a 10 horas.

Los contenidos del curso se engloban en tres grandes bloques. El primero es “planificación financiera”, un módulo en el que se enseña a elaborar un presupuesto, haciendo hincapié en los conceptos de periodificación de gastos e ingresos. El segundo es “dinero y relaciones bancarias”, bloque temático que enfatiza las distintas formas de cuentas bancarias, comisiones, etc. Y, por último, cierra el temario un módulo sobre “consumo inteligente”.

El programa se publicitó a través de la web del Banco de España y del portal <http://www.finanzasparatodos.es/>. Durante este periodo, ha coexistido con otras iniciativas, como el programa SENECA en Andalucía⁴. Asimismo, el programa tuvo difusión entre las Escuelas Católicas. No tenemos información de que haya habido colegios que presentaran la solicitud en plazo que no hayan sido admitidos.

Para el análisis que vamos a desarrollar en este capítulo es necesario indicar que el examen PISA de capacidades financieras tuvo lugar en el segundo trimestre de 2012, antes de que los alumnos hubieran podido participar en el programa BdE-CNMV. No está claro, por tanto, si el desempeño en PISA financiero pudo ocasionar que los colegios se hicieran más sensibles a la necesidad de impartir EF en sus centros. En cualquier caso, sí podemos indicar que entre las razones que adujeron los colegios para la inscripción, ninguno mencionó el resultado en PISA financiero.

Metodología

Este capítulo utiliza los datos de PISA para caracterizar un posible sesgo de selección en un contexto en el que sabemos que el efecto de un programa inexistente debería ser cero⁵.

⁴ Seneca es una facilidad informática que presta la Junta de Andalucía a los profesores. Permite gestionar la labor administrativa asociada a la docencia, introducir notas de los alumnos, horarios y gestionar informes. También contiene información acerca de planes de estudio.

⁵ Al estilo del paper de Heckman et al. (1998).

Como punto de partida, consideremos un modelo lineal como el siguiente:

$$Y = X'\beta + Z'\gamma + \varepsilon,$$

que compara mediante un análisis de regresión los resultados medios de los estudiantes de PISA (Y) en función de observables como las características del centro (X), y el entorno familiar (Z). Consideremos ahora que una de las características del centro sea tener disponible en el currículo escolar Educación Financiera (EF), y denotemos como $E(Y|X=x)$ la media condicionada de la variable Y a un valor concreto de la variable X . Entonces tendríamos que:

$$E(Y|X = x, Z = z, EF = ef) = x'\beta + z'\gamma + \delta * ef. \quad (1)$$

Esta regresión - obviando la información del programa- nos da información descriptiva, pero no hay una relación causal en el análisis debido a un posible sesgo de selección por la influencia de variables no observadas que influyen tanto en la decisión de impartir la asignatura como en el desempeño financiero de los alumnos. El signo o la magnitud de este sesgo son difíciles de establecer a priori.

Supongamos que replicáramos el análisis en (1) sustituyendo EF por un indicador T de si el colegio se presentó voluntario al programa de Educación Financiera promovido por CNMV-BdE sin tener Educación Financiera disponible en el centro:

$$E(Y|X = x, Z = z, T = t) = x'\beta + z'\gamma + \alpha * t$$

En este caso, en ausencia de selección, el α estimado debería ser cero. Si no lo fuera, tendríamos una medida de cuán importante es el sesgo de selección y para qué grupos de la población es más relevante.

En la estimación utilizaremos el *inverse probability weighting estimator* (DiNardo, Fortin, y Lemieux, 1996). Este estimador construye para cada estudiante en un colegio que se presenta voluntario al programa CNMV-BdE (estudiante “tratado”) un desempeño contrafactual utilizando información de las notas de los estudiantes de los colegios que no se han presentado al programa (grupo “de control”). El desempeño contrafactual se obtiene generando un peso para cada alumno en el grupo de control, tomando los pesos valores mayores para aquellos estudiantes más semejantes en características observables a los tratados.

Por lo tanto, el primer paso consiste en estimar la probabilidad ajustada de presentarse voluntario al programa CNMV-BdE en función de una serie de características, $V = \{X, Z\}$, en las que difieran los estudiantes “tratados” y los del grupo de “control”⁶.

El segundo paso consiste en ponderar los estudiantes en el grupo de control de modo que sus características observables coincidan con las del grupo tratado.

En concreto, el peso utilizado se puede expresar de la siguiente manera:

$$\widehat{W}(v) = \frac{P(\widehat{V} = v)}{1 - P(\widehat{V} = v)} \frac{1 - \pi}{\pi}$$

Donde $P(\widehat{V} = v) = \widehat{P}$ es la probabilidad predicha de participación para un estudiante del grupo de control con características v y π es la proporción de alumnos

⁶ Dada la variedad de características disponibles, y el limitado tamaño de la muestra, comparamos a los estudiantes “tratados” con los “controles” utilizando una variable continua de “propensión al tratamiento” (*propensity score*). Una alternativa, factible solo con una base de datos mayor, sería comparar a cada estudiante “tratado” con alumnos del grupo de control con exactamente las mismas características. Sin embargo, no esperamos que esta segunda opción pudiera llevar a resultados muy distintos ya que Rosenbaum y Rubin (1983) demostraron que los dos métodos son equivalentes.

tratados. Por construcción, el peso $\widehat{W}(v)$ toma un valor mayor para las observaciones del grupo de control con una mayor probabilidad ajustada de participación.

El (inexistente) efecto de participar en el programa CNMV-BdE para los tratados – o sesgo de selección (S)- se mediría entonces como la diferencia entre el resultado medio de los tratados y el resultado medio de los controles –ponderados con los pesos \widehat{W} :

$$S = E(Y|T = 1) - E(\widehat{W}Y|T = 0)$$

S se puede estimar mediante un modelo de regresión lineal donde las observaciones tratadas reciben un peso de 1 y las de control el peso \widehat{W} . Si el modelo estuviera bien especificado, la estimación de S no debiera variar si la regresión además incluye los determinantes de \widehat{P} , esto es, el vector de características V .

El sesgo de selección S desaparecerá por tanto si, para un conjunto dado de determinantes de \widehat{P} , el desempeño medio de los “tratados” no difiere significativamente del de la media reponderada de los “controles”⁷.

Bases de datos

En este capítulo se utilizan tres muestras diferentes.

Muestra PISA-financiero (1): alumnos que realizaron el examen PISA de conocimientos en España en colegios que no imparten Educación Financiera

Nuestra muestra principal está constituida por 919 alumnos de 151 colegios en España que no imparten ni han impartido educación financiera. En cada uno de esos colegios en torno a 8 estudiantes realizaron el examen de “PISA financiero”.

A su vez, la muestra se compone de colegios “tratados” – estudiantes en los colegios que se presentaron voluntarios al programa CNMV-BdE en 2013 y/o 2014 - y los “controles” – estudiantes de colegios que no se presentaron voluntarios a dicho programa⁸.

Esta muestra, por tanto, permite caracterizar las diferencias en el conocimiento financiero entre los estudiantes de los colegios que se presentaron voluntarios al programa y el resto. La diferencia en conocimiento financiero no puede deberse a los conocimientos adquiridos durante un curso impartido un año después, sino a la influencia de otros factores, inobservados, que explican la decisión de participar en un programa de este tipo (el sesgo de selección). En una segunda instancia, el análisis de esta muestra permite identificar qué variables explican este sesgo.

La muestra enlazada (2): alumnos tanto de PISA-financiero como de PISA total en los mismos colegios que la muestra (1)

El reducido tamaño muestral por centro de la muestra (1) hace que sea difícil inferir características del alumnado del colegio basándose en el grupo de alumnos que hacen el examen de PISA financiero. Por este motivo, generamos una muestra adicional que enlaza

⁷ A cada alumno que responde PISA se le imputan 5 notas posibles. A los efectos de este estudio, solo se utilizará la primera de las 5 notas imputadas para el examen. Por otra parte, los errores estándar utilizados no utilizan los pesos de replicación, con lo que la inferencia no tiene en cuenta el diseño muestral. En futuras versiones del estudio se examinará la robustez de los resultados cuando se relajan estos supuestos.

⁸ No somos conscientes de la existencia de ningún otro programa de educación financiera al que estos colegios pudieran haber optado después de 2012.

la información de PISA total (con cuatro veces más alumnos por centro) con la muestra de colegios de “control” y “tratados”. Si bien esta muestra carece de información acerca del desempeño en PISA financiero, sí permite examinar otras medidas agregadas, más fiables, del desempeño de los alumnos en los centros “tratados” y “de control” como la tasa de repetición, o los resultados en matemáticas o lectura.

La muestra España-EEUU (3): alumnos de PISA-financiero en colegios en España y EEUU que sí y que no impartan Educación Financiera

El análisis del desempeño en PISA financiero de los alumnos en colegios que no han impartido curso de educación financiera permite identificar qué variables reducen o, incluso, eliminan el sesgo de selección.

A modo de ilustración de los resultados, se estima la efectividad de los cursos de Educación Financiera comparando el desempeño en PISA de conocimientos financieros entre los estudiantes que han cursado la asignatura y el resto, manteniendo constantes las variables que explican el sesgo de selección.

La ilustración se hará en dos países: España –el país en el que menos alumnos cursan la asignatura- y Estados Unidos –uno de los países con un mayor porcentaje de alumnos que sí la cursan. A diferencia de la primera muestra, en este caso se incluyen también los colegios que imparten Educación Financiera.

Análisis descriptivo: ¿los colegios que se presentaron voluntarios al programa de EF CNMV-BdE son distintos al resto?

Diferencias en la muestra PISA-financiero

El Cuadro 3.1 compara características de los alumnos de los colegios que - sin haber impartido Educación Financiera - se presentaron voluntarios para tomar parte del programa promovido conjuntamente por CNMV-BdE y del resto de colegios que impartían la asignatura.

Cuadro 3.1. Diferencias entre los colegios participantes en el programa CNMV-BdE y el resto (2012)

	Media		Media reponderada	
	Colegios voluntarios	Colegios no voluntarios	Colegios no voluntarios (media 1)	Colegios no voluntarios (media 2)
CARACTERÍSTICAS COLEGIOS				
Colegio público	0,57	0,68	0,70	0,55
Colegio concertado	0,18	0,13	0,13	0,10
Colegio privado	0,25	0,19	0,17	0,35
Colegio religioso	0,36	0,19	0,18	0,36
No admite alumnos según residencia	0,41	0,19	0,17	0,46
Transfiere a alumnos a otros centros por mal comportamiento	0,33	0,25	0,27	0,32
Compite con al menos otro colegio	0,95	0,82	0,76	0,95
Moral alta de los profesores	0,27	0,12	0,11	0,17
CARACTERÍSTICAS ESTUDIANTES				
Chica	0,49	0,46	0,50	0,53
Ha repetido algún grado	0,27	0,34	0,27	0,25
Nota media en Educación Financiera	482,44	483,90	480,92	481,95
Padre trabaja	0,91	0,83	0,91	0,93
Padre universitario	0,31	0,35	0,31	0,33
Madre trabaja	0,66	0,66	0,60	0,66
Madre universitaria	0,36	0,36	0,33	0,31
CARACTERÍSTICAS CONTEXTO				
Sur	0,62	0,24	0,62	0,60
NÚMERO DE OBSERVACIONES				
Número de colegios	16	135		
Número de alumnos	119	800		

Notas: El Cuadro muestra la media en PISA de conocimientos financieros de las características mostradas en cada fila para los colegios que se presentaron voluntarios al programa CNMV-BdE y para el resto. La muestra excluye los centros que imparten Educación Financiera. Todas las medias están ponderadas por los pesos muestrales.

La columna “media ponderada 1” contiene las medias del grupo de control cuando se ajusta por diferencias en la localización del centro, estatus laboral del padre y sexo y tasa de repetición del alumno. La columna “media reponderada 2” contiene las medias del grupo de control cuando se ajusta por las variables descritas en “media reponderada 1” y, adicionalmente, por el tipo de institución (público, concertado o privado), la capacidad de seleccionar alumnado, si el colegio compite con otros colegios de su área, la moral de los profesores o si el colegio es religioso. Las medias en negrita indican que un contraste de igualdad de medias entre la muestra de tratados y controles rechaza la hipótesis nula con un nivel de confianza del 95%.

Nos enfocamos en tres tipos de factores: En primer lugar, examinamos la localización geográfica así como la forma institucional del colegio –público o privado. En segundo lugar, y dadas las posibles diferencias en criterios de admisión, examinamos las prácticas de selección de alumnado, según la dirección del colegio. Finalmente,

examinamos tanto el entorno familiar como determinadas medidas de desempeño –por ejemplo, si ha repetido curso.

Los colegios que mostraron interés por participar en el programa de educación financiera en 2013 difieren del resto de instituciones que no impartían la asignatura en todos los factores mencionados. La diferencia más notable corresponde a su distribución geográfica: el 62% de los colegios que solicitaron impartir el programa en 2013 están situados en Andalucía (incluyendo Ceuta y Melilla), Murcia y Canarias (denominamos este grupo de regiones como “Sur”). Entre los colegios que no solicitaron el programa el porcentaje de colegios en el Sur es únicamente del 24%. En segundo lugar, alrededor de 43% de los colegios que solicitaron impartir el programa eran privados o concertados, mientras que entre las instituciones que no lo solicitaron la proporción de instituciones privadas o concertadas era del 32%. Finalmente, para los centros que participaron en el programa en 2013, la proporción de alumnos repetidores es inferior en 7 puntos porcentuales a la del resto de colegios. Sin embargo, muchas de estas diferencias no son significativas estadísticamente.

La información que presta la dirección del colegio ilustra dos posibles causas de la menor tasa de repetición en los colegios participantes en el programa BdE-CNMV. Los colegios solicitantes están expuestos a una mayor competencia con otros colegios y utilizan criterios de admisión distintos: un 41% nunca selecciona a sus alumnos por el criterio de residencia del alumno, mientras que en el resto de colegios tal porcentaje solo alcanza el 19%⁹. En segundo lugar, 33% de los alumnos tratados están en colegios que pueden transferir a otros colegios a los alumnos que tengan un mal comportamiento, siendo el porcentaje del 25 % en el resto de instituciones.

En cuanto a la nota media obtenida en el test financiero los alumnos de los colegios voluntarios no obtienen una puntuación diferente en el examen de conocimiento financiero (480 puntos en ambos casos). La falta de diferencias sugeriría que, aparentemente, no existe sesgo de selección entre los colegios que en 2013 participarían en el programa CNMV-BdE. El grado de conocimiento financiero de su alumnado era, a primera vista, similar al del resto de centros.

Diferencias en el sesgo de selección por subgrupos

La ausencia de diferencias en el desempeño en PISA financiero oculta diferencias sustanciales en el desempeño entre chicos y chicas: las chicas tratadas tienen un desempeño sustancialmente peor que las chicas en el grupo de control: 26,5% de una desviación estándar, véase la primera fila del Cuadro 3.2.A. La diferencia negativa en el desempeño en PISA financiero entre las chicas tratadas y las del grupo de control se compensa con una diferencia positiva estimada para los chicos tratados, cuyo desempeño en el examen mejora al de los controles en 24,9% de una desviación estándar.

⁹ Los colegios públicos y concertados tienen asignado un área de influencia en el que los residentes tienen preferencia para entrar al colegio, mientras que los colegios privados no la tienen. No obstante, algunos colegios públicos o concertados manifiestan tener capacidad de seleccionar a sus alumnos independientemente de su lugar de residencia.

Cuadro 3.2.A. Estadísticos descriptivos por sexo (PISA financiero)

	Chicos		Chicas	
	Colegios voluntarios	Colegios no voluntarios	Colegios voluntarios	Colegios no voluntarios
Nota estandarizada PISA Financiero	0,23	0,09	-0,27	-0,07
Colegio concertado	0,22	0,12	0,13	0,14
Colegio privado	0,23	0,18	0,26	0,19
Regiones Sur	0,58	0,25	0,65	0,22
Número de alumnos	797	665	830	656
Padre trabaja	0,80	0,82	0,84	0,77
Padre universitario	0,31	0,34	0,31	0,36
Ha repetido algún grado	0,25	0,40	0,28	0,27
OTRAS CARACTERÍSTICAS DEL COLEGIO				
No admite alumnos por residencia	0,35	0,18	0,48	0,18
Transfiere a alumnos por mal comportamiento	0,35	0,28	0,30	0,20
Compite con otros centros en el área	0,97	0,81	0,92	0,83
Tamaño muestral	63	428	56	372

Notas: El Cuadro muestra la media en PISA de conocimientos financieros de las características mostradas en cada fila para los colegios que se presentaron voluntarios al programa CNMV-BdE y para el resto, distinguiendo por el sexo del alumno. Como en la Tabla 3.1 la muestra excluye los centros que imparten Educación Financiera. Las medias están ponderadas por los pesos muestrales.

Para establecer hasta qué punto estas diferencias por sexo persisten en otras muestras, examinamos brevemente tres medidas alternativas del desempeño de los estudiantes en una muestra más numerosa.

Diferencias en la muestra enlazada PISA financiero-PISA total

El Cuadro 3.2.B muestra las características del alumnado en la muestra enlazada con PISA total - con un tamaño cuatro veces mayor que nuestra muestra principal. Obviamente, la muestra enlazada no permite comparar el desempeño de los estudiantes en PISA financiero, pero sí ofrece otras indicaciones del desempeño de los alumnos, tales como la proporción de repetidores, o las notas del examen de PISA de matemáticas y lectura.

Los resultados mostrados en el Cuadro 3.2.B, sugieren que algunas de las diferencias en el desempeño de los alumnos que se observan en PISA financiero pueden atribuirse a un reducido tamaño muestral. Por ejemplo, la tasa de repetidores varones que hicieron PISA financiero en los colegios tratados alcanza un 25%, una proporción anormalmente baja comparada con la observada para estos mismos colegios en la muestra de PISA enlazada (donde alcanza un 32%). El desempeño medio de los varones en el

examen de Matemáticas es de 473 en los colegios tratados, ligeramente inferior que el del resto de los colegios, donde es de 485¹⁰.

Por su parte, la tasa de repetición entre las chicas “tratadas” es sustancialmente menor en los colegios tratados que en los controles. Por lo que respecta a las calificaciones en PISA -matemático o de lectura- el desempeño de las chicas “tratadas” es muy similar al de los controles, pese a la sustancialmente menor tasa de repetición.

Cuadro 3.2.B. Estadísticos descriptivos por sexo (muestra enlazada)

	Chicos		Chicas	
	Colegios voluntarios	Colegios no voluntarios	Colegios voluntarios	Colegios no voluntarios
Nota media en PISA Matemáticas (desviación estándar)	473 (97)	485 (87)	476 (78)	467 (90)
Nota media en PISA Lectura (desviación estándar)	453 (102)	467 (91)	500 (80)	494 (82)
Colegio concertado	0,21	0,13	0,23	0,12
Colegio privado	0,28	0,17	0,30	0,15
Padre universitario	0,36	0,32	0,37	0,30
Padre educación secundaria	0,45	0,44	0,46	0,46
Madre universitaria	0,35	0,32	0,37	0,32
Madre educación secundaria	0,47	0,50	0,51	0,50
Repite grado	0,34	0,37	0,23	0,32
Regiones Sur	0,82	0,32	0,74	0,33
OTRAS CARACTERÍSTICAS DEL COLEGIO				
No admite alumnos por residencia	0,27	0,24	0,26	0,22
Transfiere a alumnos por mal comportamiento	0,40	0,17	0,48	0,18
Compite con otros centros en el área	0,94	0,80	0,94	0,81
Tamaño muestral	251	1832	241	1806

Notas: Muestra de colegios que respondieron a PISA financiero, enlazada con PISA total. El Cuadro muestra la media de las características mostradas en cada fila para los colegios que se presentaron voluntarios al programa CNMV-BdE y para el resto, distinguiendo por el sexo del alumno. Como en la Tabla 3.1, la muestra excluye los centros que imparten Educación Financiera. Las medias están ponderadas por los pesos muestrales.

Resumen: diferencias en las características de centros tratados y de control

El alumnado de los centros que se presentaron voluntarios al programa CNMV-BdE posee características diferenciales con respecto al resto:

¹⁰ Si bien existen diferencias entre centros en los resultados en PISA en el examen de lengua y matemáticas, éstas juegan un papel menor a la hora de entender el sesgo de selección en PISA financiero, y no se consideran en el resto del análisis.

- En estos colegios, los niños obtuvieron, antes de la implementación del programa, notas en PISA-conocimiento financiero sustancialmente mejores que las del resto de centros –en torno a un cuarto de una desviación estándar. Por otro lado, las chicas obtuvieron notas sustancialmente peores, siendo la magnitud de la diferencia muy similar en valor absoluto.
- Estas discrepancias en los conocimientos financieros provienen parcialmente del reducido número de alumnos que, en cada centro, hicieron el examen de PISA financiero. Entre los niños que, en los colegios tratados, hicieron el examen había un número inusualmente bajo de repetidores. Por otra parte, porcentaje de repetidoras entre las niñas tratadas era solo ligeramente superior al que se obtendría en muestras más numerosas.
- Finalmente, existe información adicional que lleva a pensar que el alumnado de los colegios solicitantes difiere sistemáticamente del resto por factores que van más allá de un posible tamaño limitado de la muestra de PISA financiero. La dirección de los centros tratados manifiesta utilizar criterios de selección de todo su alumnado que difiere de los aplicados por otros colegios.

La existencia de diferencias previas a la implementación del programa en conocimientos financieros ilustra la dificultad de valorar el impacto de los cursos de Educación financiera sobre el nivel de conocimientos financieros de los alumnos. Las diferencias en el desempeño en el conocimiento financiero entre ambos grupos de colegios recogen la influencia de los cursos de Educación Financiera, pero también –como pone de manifiesto los Cuadros 3.2.A. y 3.2.B- la de otras variables.

Afortunadamente, en este caso, sabemos que PISA financiero tuvo lugar en 2012, antes de que se implementara el programa CNMV-BdE, por lo que la diferencia en los conocimientos financieros solo puede deberse a la influencia de características no observadas, o sesgo de selección. El resto del capítulo investigará qué procedimientos de estimación pueden eliminar la influencia del sesgo de selección en la relación entre los cursos de educación financiera y en el conocimiento financiero.

Resultados

Estimación del sesgo de selección

El sesgo de selección se define como la diferencia entre el resultado en PISA financiero de los alumnos de los colegios “tratados” y el de estudiantes en el “grupo de control” con características semejantes.

La estimación del sesgo de selección opera en tres pasos. El primero consiste en predecir la variable “solicitar impartir Educación Financiera en 3º de la ESO” en función de las características observadas para todo tipo de centros. En segundo lugar, se utiliza la predicción para construir una ponderación para cada observación del grupo de control. Finalmente, se compara el conocimiento financiero medio de los alumnos “tratados” con el de los “controles”, ponderados estos últimos de modo que tengan mayor importancia los alumnos más semejantes a los tratados.

Se utilizan dos conjuntos de información. En primer lugar, se utiliza un conjunto limitado de variables observadas, que está presente en buena parte de los estudios

realizados: localización geográfica del centro, sexo del estudiante, estado laboral de los padres y repetición (modelo 1). Dada la evidencia en el Cuadro 3.2.A. se incluyen interacciones de cada una de estas variables con el sexo del estudiante.

El segundo conjunto de información utiliza en mayor medida la información proporcionada por los directores de los centros, sumando a la información anterior los criterios de selección del colegio (modelo 2).

El sesgo de selección por entorno familiar, localización geográfica y repetición

El análisis de los determinantes de participación confirma que el grupo de alumnos tratados contiene menos niñas y más colegios en regiones del Sur –véase el Cuadro 3.A.1. Del mismo modo, la muestra de tratados contiene una proporción inusualmente alta de niños que no han repetido y, en menor medida, de niñas cuyos padres tenían trabajo en el momento de la entrevista.

El análisis basado en el conjunto de información más limitado (modelo 1) sugiere que los estudiantes en el grupo de control que estudien en las regiones del Sur y, en el caso de los varones, aquellos que no han repetido ningún grado son los más comparables a los alumnos tratados. La columna 3 del Cuadro 3.1 presenta las características medias de la muestra de alumnos de control una vez se pondera según la probabilidad de participación ajustada con el conjunto reducido de información. Se puede apreciar que la muestra de control, una vez ponderada, es similar a la de los tratados en términos de tasa de repetición y de composición geográfica. El panel superior izquierdo de la Figura 3.A.1 del Anejo muestra la distribución de la probabilidad predicha de participación en el programa CNMV-BdE para los grupos tratados (línea continua) y control (discontinua). Los resultados sugieren que ambas distribuciones, si bien tienen una forma muy distinta, toman valores en un conjunto acotado de valores entre 0 y 0,4, con escasa concentración en cero. Estas propiedades sugieren que las muestras son comparables¹¹.

A continuación se compara el desempeño financiero medio de los tratados con el de la muestra de controles ponderada según repetición, localización geográfica y entorno familiar. La diferencia en el desempeño entre los tratados y los controles se reduce sustancialmente al ponderar la muestra de control. Así, la diferencia entre el desempeño en PISA financiero de los niños de los colegios que se presentaron voluntarios al programa y los que no lo hicieron se reduce aproximadamente en un tercio (pasa de 23% de una desviación típica en el Cuadro 3.3 fila 1 columna 1 a un 16% en la misma fila, columna 2). Intuitivamente, la razón de la reducción del sesgo de selección es que, cuando ponderan más los resultados en PISA financiero de los varones no repetidores en el grupo de control –cuyo desempeño es previsiblemente mejor que el de la media- se reduce la diferencia positiva entre el resultado de los estudiantes tratados y los controles.

¹¹ Una concentración de los valores predichos de la probabilidad de participación en torno a cero o uno denotaría que para determinados alumnos tratados no existirían controles comparables. En esta especificación básica no parece un problema relevante.

Cuadro 3.3. Sesgo de selección: diferencias en el desempeño en PISA entre los colegios que se presentaron voluntarios al programa BdE-CNMV y el resto

	Diferencia tratamiento - control	Modelo 1		Modelo 2	
		Sin covariables	Con covariables	Sin covariables	Con covariables
Solicitantes CNMV-BdE: Chicos	0,234* (0,144)	0,164 (0,151)	0,167 (0,138)	0,142 (0,166)	0,073 (0,148)
Solicitantes CNMV-BdE: Chicas	-0,274* (0,148)	-0,131 (0,160)	-0,126 (0,148)	-0,147 (0,169)	-0,098 (0,149)

Notas: El cuadro muestra varias estimaciones del coeficiente del indicador de que el colegio se presentó voluntario al programa CNMV-BdE en 2013-2014 y su error estándar. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$. La variable dependiente es el resultado en PISA financiero, normalizado de modo que tenga media 0 y desviación típica 1. Se utiliza un solo valor imputado. Todas las observaciones están ponderadas por los pesos muestrales provistos en PISA.

Método de estimación: Mínimos Cuadrados Ordinarios en la Columna 1, Mínimos Cuadrados Ponderados por la inversa de la probabilidad de participación en las Columnas 2-5.

El Modelo 1 (básico) contiene indicadores de sexo y repetición, localización regional y estado laboral del padre. El Modelo 2 (extendido) añade a las variables anteriores el tipo de colegio, indicadores de si el colegio admite alumnos por criterios de residencia y características de los profesores.

Por su parte, la diferencia entre el rendimiento de las niñas en los colegios participantes en el programa BdE-CNMV y el resto de instituciones se reduce también a la mitad: desde 27% de una desviación típica (Cuadro 3.3 fila 2 columna 1) hasta 13% (mismo cuadro y fila, columna 4)¹².

No obstante, el sesgo de selección, si bien se reduce de forma importante, no desaparece¹³. Una razón es que, una vez se pondera la muestra de controles para que tenga una tasa de repetición, localización geográfica y entorno familiar similar a las de los controles, éstos continúan difiriendo de los “tratados” en la capacidad del centro de seleccionar a sus alumnos –véase la tercera columna del Cuadro 3.1. Así, la proporción de alumnos en colegios que escogen según criterios distintos al de residencia es 20 puntos mayor entre los tratados que entre los controles ponderados. Por otra parte, incluso en la muestra ponderada, los alumnos del grupo de control estudian en centros con una menor capacidad de seleccionar a sus alumnos. Es más, la diferencia en la capacidad de seleccionar a los alumnos entre los tratados y los controles ponderados es muy similar a la que existe en la muestra de controles sin ponderar.

Finalmente, existen diferencias importantes en la muestra ponderada en la orientación religiosa o en la moral de los profesores. En la próxima sección se pondera la muestra de controles para que coincida con la muestra de “tratados” en los criterios de selección del centro.

¹² Es de reseñar que el coeficiente de la variable “el colegio se presenta voluntario al programa CNMV-BdE” es similar en la Columna 2 del Cuadro 3.3 (una regresión del desempeño en PISA sobre esta única variable, ponderada por los pesos W) y en la Columna 3 del mismo Cuadro (una regresión del desempeño en PISA financiero sobre el indicador de participación y, además, todos los regresores mostrados en la Tabla 3.A.1 del anejo, también ponderada por los pesos W). La robustez de los resultados sugiere que la especificación del modelo que predice la participación es apropiada.

¹³ Por ejemplo, el intervalo de confianza del 95% en torno al sesgo estimado para los chicos en el Cuadro 3.3 columna 2 fila 1 es [-0,14; 0,46]. Hospido y Villanueva (2014), utilizando una submuestra de escuelas tratadas en Madrid y un grupo de control estiman que “Educación Financiera en 3º de la ESO” aumentó el resultado en un examen de educación financiera en 35% de una desviación típica. Por lo tanto, el intervalo estimado para el sesgo de selección contiene una estimación del “verdadero efecto” del programa.

Selección por entorno familiar, localización geográfica, repetición y criterios de admisión en el centro

La diferencia en los criterios de selección entre los centros sugiere expandir el conjunto de determinantes de la variable “participación en el programa CNMV-BdE”. En esta especificación se incluyen variables que reflejan el tipo colegio: si este es religioso o público, dos variables que indican los criterios de selección del alumnado mencionados anteriormente, y una variable que normalmente no es observable tal como es la “moral de los profesores”. La variable “colegio religioso” se incluye ya que el programa BdE-CNMV se publicitó en gran medida entre las escuelas católicas. El resto de variables se incluye con el fin de comparar colegios con criterios de admisión semejantes.

En el Cuadro 3.A.1 (columna 3) se puede observar que los criterios de selección predicen la probabilidad de participación en el programa de educación financiera. Entre los alumnos “tratados” es mayor la probabilidad de estudiar en colegios religiosos, de más de 900 alumnos, que seleccionan a sus alumnos por criterios distintos al de residencia o que compiten con otros colegios en su región. Los profesores tienen, según sus directores, una “moral más alta”.

Por lo tanto, en la siguiente especificación se ponderarán los estudiantes en el grupo de control que estudian en colegios con características más similares a las del grupo tratado. La cuarta columna del Cuadro 3.1 sugiere que las muestras de estudiantes tratados y de control son ahora similares en todas las dimensiones consideradas¹⁴.

Pues bien, una vez se repondera la muestra según el tipo de centro, los criterios de selección del alumnado o las características de los profesores, no se observan reducciones significativas del sesgo de selección. Así, los niños tratados obtienen una nota en PISA financiero que excede a la de la muestra reponderada –es 14% de una desviación típica, 2 puntos porcentuales menor que cuando solo se usa entorno familiar, repetición y localización geográfica. Véase el Cuadro 3.3, fila 1 columna 4.

En ambos casos, la magnitud del sesgo de selección llega a reducirse en un 65%, pasando a ser de 9,8% de una desviación típica para las chicas y 7% para los chicos cuando se pondera la muestra de controles según el conjunto de variables que incluye los criterios de selección del centro y, además, se ajusta la regresión por los determinantes de la probabilidad de participación –véase la fila 2 del Cuadro 3.3, columna 5.

Resumen: el análisis del sesgo de selección en Educación Secundaria en 3º ESO

Los resultados en PISA financiero de los centros que solicitaron participar en Educación Secundaria en 3º de la ESO fueron muy distintos a los del resto de centros un año antes de que se implementara el programa, sugiriendo que existe un importante sesgo de selección. Entre un 33% y un 50% de la magnitud de este sesgo de selección puede explicarse por diferencias en la localización geográfica de los colegios, en la situación laboral del padre de los alumnos o por una distinta tasa de repetición de los estudiantes.

No obstante, los colegios que solicitan participar en Educación financiera en 3º de la ESO también tienen baremos de selección del alumnado distintos de los del resto de centros. Estas últimas diferencias reducen el sesgo de selección sustancialmente en determinadas especificaciones, ya que cuando se comparan los centros tratados con centros de control que, además, de los factores anteriores comparten (i) criterios de selección parecidos, (ii) forma institucional y (iii) características de los profesores, la magnitud del sesgo de selección llega a reducirse hasta un 65%.

¹⁴ No obstante, en este caso la distribución de la probabilidad de tratamiento de los controles tiene mayor varianza y muestra cierta acumulación en valores próximos a cero –véase el Panel inferior izquierdo de la Figura 3.A.1. del anejo

Por lo tanto, los resultados anteriores sugieren que es posible obtener estimaciones de los resultados de PISA financiero entre alumnos que han cursado Educación Financiera y el resto con reducidos sesgos de selección de los centros. La próxima sección utiliza estos resultados para estimar el efecto de los cursos de Educación Financiera en Educación Secundaria en España y Estados Unidos.

Estimación del efecto de impartir Educación Financiera sobre los conocimientos financieros

En España, el porcentaje de centros educativos con Educación Financiera disponible en el currículo escolar (14,25%) es el menor de todos los países incluidos en los datos de PISA (véase la Figura 5.1 del capítulo de Lacuesta y coautores en este mismo volumen). En términos de la nota media obtenida en el examen, sin embargo, su posición es intermedia, situándose cerca de la obtenida por Francia, la República Rusa o Estados Unidos.

En general, la correlación entre la disponibilidad de Educación Financiera en el currículo y los resultados medios obtenidos en PISA es débil, aunque para el caso concreto de España sí se observa una nota promedio significativamente mayor en los centros que imparten Educación Financiera (15,6% de una desviación estándar). De hecho, se observa que el resultado medio tanto en la prueba de matemáticas como en la de lectura también es superior en esos mismos centros (17,8 y 26,5% de una desviación estándar, respectivamente). Esto último pone en cuestión que la mayor nota en PISA financiero se deba al hecho de que en esos centros se imparta Educación Financiera. Este mejor resultado podría ser simplemente debido a diferentes características de los centros.

Aplicación en España

Los niños que cursaron Educación Financiera obtuvieron una nota en PISA financiero entre 20% y 14% de una desviación estándar mayor que los que no la cursaron. La estimación sugiere un efecto mucho menor para las niñas –si bien la diferencia no es estadísticamente significativa de cero.

No obstante, entre los centros que imparten Educación Financiera hay una mayor proporción de colegios concertados o que no están localizados en el Sur. Por otra parte, su alumnado tiene una mayor probabilidad de tener padres con cualificación alta o media. Por lo tanto, ponderamos la muestra de controles de modo que pesen más los alumnos con estas características.

Los resultados se presentan en el Cuadro 3.4. Las estimaciones del efecto de cursar Educación Financiera es prácticamente la misma una vez se ajusta la muestra de controles para que sus características coincidan con las de los alumnos que cursan Educación Financiera. La similitud de resultados sugiere que el sesgo de selección juega un papel relativamente menor en este caso. Por lo tanto, los cursos de Educación Financiera impartidos por los colegios españoles no parecen alterar sustancialmente el conocimiento financiero, detectándose únicamente efecto para los niños.

Cuadro 3.4. Diferencias en el desempeño en PISA entre los colegios que imparten Educación Financiera en España

	Diferencia tratamiento - control	Modelo 1		Modelo 2	
		Sin covariables	Con covariables	Sin covariables	Con covariables
Colegio ofrece EF: Chicos	0,224 (0,141)	0,182 (0,141)	0,183* (0,109)	0,204 (0,145)	0,225** (0,108)
Colegio ofrece EF: Chicas	0,078 (0,122)	0,045 (0,122)	0,046 (0,093)	0,062 (0,130)	0,070 (0,096)

Notas: El cuadro muestra varias estimaciones del coeficiente del indicador de que el colegio imparte Educación Financiera y su error estándar. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$. La variable dependiente es el resultado en PISA financiero, normalizado de modo que tenga media 0 y desviación típica 1. Se utiliza un solo valor imputado. Todas las observaciones están ponderadas por los pesos muestrales provistos en PISA.

Método de estimación: Mínimos Cuadrados Ordinarios en la columna 1, Mínimos Cuadrados Ponderados por la inversa de la probabilidad de participación en las columnas 2-5.

El Modelo 1 (básico) contiene indicadores de sexo y repetición, localización regional y estado laboral del padre. El Modelo 2 (extendido) añade a las variables anteriores el tipo de colegio, indicadores de si el colegio admite alumnos por criterios de residencia y características de los profesores.

Aplicación en Estados Unidos

Para completar nuestro análisis también analizamos posibles efectos de cursar educación financiera en los colegios de EEUU, siguiendo una metodología similar que la del caso de España. A diferencia del caso español, EEUU es uno de los países con mayor presencia de educación financiera en colegios. 63% de los colegios americanos participantes en PISA financiero imparten educación financiera de los cuales 50% lo hacen como asignatura obligatoria.

La mayor presencia de educación financiera en las escuelas en parte puede deberse al hecho de que, como se explicó en la introducción, durante los últimos 40 años, la mayoría de estados han ido implementado políticas para incrementar la educación del consumidor. En algunos estados esto significa que educación financiera se imparte de manera obligatoria en escuelas. En este sentido, debe explicarse que una limitación de nuestro análisis es que no disponemos de información sobre el estado de residencia de los estudiantes. Para intentar reducir esta limitación presentamos estimaciones separadas para los colegios que requieren que su alumnado curse educación financiera de manera obligatoria para estudiantes de 15 años y los que no lo hacen.

Independientemente de si la educación financiera es impartida de manera obligatoria o no en el colegio, existe variabilidad en si se imparte a estudiantes de 15 años y también en la manera de impartirla, véase el Cuadro 3.5. Por ejemplo, 17% de los colegios con educación financiera obligatoria no la imparten a alumnos de 15 años. La intensidad es mayor también en estos colegios donde se imparte la materia financiera con mayor frecuencia como asignatura separada que como parte de otra asignatura y durante un mayor número de horas. En cualquier caso, una vez más se debe resaltar la heterogeneidad en la intensidad en la que se imparte la materia tanto en colegios donde ésta es obligatoria como en los que no lo es.

Cuadro 3.5. Educación Financiera en Estados Unidos

	Colegios con EF Obligatoria	Colegios con EF No Obligatoria
EF (%)	82,84	53,5
En Asignatura Separada		
Nunca	36,87	50,8
1-4 horas	0,55	5,44
5-19 horas	1,75	2,39
20-49 horas	6,94	7,17
50 o más horas	53,89	34,2
Parte de Currículo de Asignatura		
Nunca	44,14	61,87
1-4 horas	11,79	12,73
5-19 horas	16,28	18,34
20-49 horas	12,6	1,11
50 o más horas	15,19	5,96

Como se puede ver en el Cuadro 3.A.2, los colegios en EEUU que imparten Educación Financiera difieren de los que no la imparten en dimensiones similares a lo que lo hacen en España: tienden a ser privados, tienen un menor número de estudiantes y sus notas son públicas¹⁵. No obstante, estos centros también están menos sujetos a competencia por centros próximos y tienen una menor tendencia a admitir según criterios de residencia que el resto de los colegios.

Las diferencias en desempeño financiero -sin ajustar- sugieren un pequeño efecto de estos cursos, concentrado entre las niñas (véase el Cuadro 3.6). Estas diferencias sin ajustar difieren considerablemente de las del caso Español.

No obstante, como en el caso de España estimamos dos modelos que ajustan por las características por las que difieren los centros: 1) el Modelo 1 corrige por característica del entorno familiar del estudiante tales como sexo, si es repetidor y educación y estado laboral de los padres; 2) el Modelo 2 añade al grupo anterior características del entorno del colegio tales como la capacidad de seleccionar alumnado, si compite con otros colegios de su área, o la moral de los profesores, entre otras. Como se puede ver en el Cuadro 3.6, con nuestros modelos conseguimos balancear todas las características del entorno familiar y una gran mayoría de las del entorno del colegio. La moral del profesorado y si transfieren alumnos otros centros por mal comportamiento son características que no se consigue balancear en nuestros modelos. La inclusión de información sobre si el colegio es privado lleva a peores resultados en el balanceo de características del entorno escolar. Esto se puede deber al limitado número de colegios privados participantes. Por ello, también estimamos modelos restringiendo la muestra a colegios públicos y los resultados que presentamos se mantienen.

¹⁵ Sin embargo, el número de colegios privados participantes en la PISA financiero en Estados Unidos es muy reducido (solamente 15 colegios privados participaron de un total de 157).

Cuadro 3.6. Diferencias en el desempeño en PISA entre los colegios que imparten Educación Financiera en EEUU

	Diferencia tratamiento - control	Modelo 1		Modelo 2	
		Sin covariables	Con covariables	Sin covariables	Con covariables
Colegio ofrece EF: Chicos	0,092 (0,096)	0,173 (0,107)	0,188** (0,094)	0,199** (0,109)	0,161* (0,094)
Colegio ofrece EF: Chicas	0,141 (0,091)	-0,030 (0,103)	-0,030 (0,094)	0,033 (0,103)	0,010 (0,092)

Notas: La variable dependiente es el resultado en el examen de PISA Financiero, normalizado de modo que la media sea cero y la desviación típica 1. Se utiliza un solo valor imputado. Todas las observaciones están ponderadas por los pesos muestrales provistos en PISA.

Método de estimación: Mínimos Cuadrados Ordinarios en la columna 1, Mínimos Cuadrados Ponderados por la inversa de la probabilidad de participación en las columnas 2-5.

El Modelo 1 (básico) contiene indicadores de sexo y repetición, educación y estado laboral del padre y del tipo de colegio. El Modelo 2 (extendido) añade a las variables anteriores un indicador de si el colegio admite alumnos por criterios de residencia y características de los profesores.

Una vez se ajustan las características por la que difieren los centros, los colegios que imparten Educación Financiero tienen alumnos varones con un mayor desempeño en PISA de conocimientos financieros. En cambio, las niñas que reciben Educación Financiera tienen un desempeño en el examen muy similar al del resto de alumnas. Es de destacar que este es también el patrón de resultados que sugiere el Cuadro 3.4 para España.

Por último, cuando separamos el análisis por colegios que imparten educación financiera de manera obligatoria y no (Cuadro 3.7), vemos que los resultados se deben enteramente a los colegios que imparten educación financiera de manera obligatoria.

Cuadro 3.7: Diferencias en el desempeño en PISA entre los colegios que imparten Educación Financiera en EEUU- Educación Financiera Obligatoria y Voluntaria

	Diferencia tratamiento - control	Modelo 1		Modelo 2	
		Sin covariables	Con covariables	Sin covariables	Con covariables
(A) EF obligatoria en el currículo escolar					
Colegio ofrece EF: Chicos	0,302* (0,160)	0,268 (0,171)	0,213 (0,149)	0,472*** (0,185)	0,260 (0,173)
Colegio ofrece EF: Chicas	-0,023 (0,179)	-0,191 (0,194)	-0,071 (0,192)	-0,016 (0,258)	0,034 (0,231)
(B) EF no obligatoria en el currículo escolar					
Colegio ofrece EF: Chicos	-0,056 (0,125)	0,056 (0,138)	0,132 (0,121)	0,004 (0,136)	0,110 (0,119)
Colegio ofrece EF: Chicas	0,152 (0,112)	0,038 (0,125)	-0,038 (0,113)	0,046 (0,114)	-0,026 (0,102)

Notas: Véanse las Notas al Cuadro 3.6.

Conclusiones

Este capítulo utiliza los datos de PISA para caracterizar el posible sesgo de selección de los colegios que se presentaron voluntarios al programa de Educación Financiera en la Enseñanza Secundaria Obligatoria. Este programa se impartió en 2013-2014, mientras que el examen de PISA tuvo lugar en 2012. Por tanto, cualquier diferencia en el desempeño financiero en PISA entre los colegios que se presentaron voluntarios al programa y el resto de centros refleja la influencia en el conocimiento financiero de las variables que llevan a un colegio a presentarse voluntario a un programa de Educación Financiera –y no al hecho de que los alumnos hayan recibido el curso.

La información en PISA financiero sugiere que el sesgo de selección es sustancial, de alrededor de 25% de una desviación típica, positivo para chicos de los colegios que se presentaron voluntarios al programa y negativo para chicas. Entre un tercio y la mitad del sesgo se explica por diferencias en la tasa de repetición, en la situación laboral de los padres y en la localización geográfica entre los centros que se presentaron voluntarios al programa y el resto. Si, además, se comparan centros con políticas de admisión similares podemos explicar hasta un 65% del mismo.

Finalmente, aplicamos la metodología descrita en el capítulo para identificar el efecto de recibir un curso de EF en el desempeño en un examen normalizado de conocimientos financieros para el caso de España y EEUU. Encontramos que el efecto causal de impartir EF en el rendimiento educativo es modesto y concentrado exclusivamente en los chicos, para los que llega a un 20% de una desviación típica. El resultado es sorprendentemente similar en ambos países a pesar de que las características de los colegios que imparten esta materia frente al resto varían mucho de un caso al otro. Por último, el resultado de que los chicos parecen ser los únicos en beneficiarse de esa mejora (aunque modesta) en conocimiento financiero apunta en la misma línea que Fonseca et al.

(2012) quienes documentan que hombres y mujeres parecen tener distintas funciones de producción de conocimiento financiero.

Referencias

- ALESSIE, R., VAN ROOIJ, M., AND LUSARDI A. (2011). Financial Literacy and Retirement Preparation in the Netherlands. *Journal of Pension Economics and Finance*, 10 (4), 527-45.
- ARRONDEL, L., DEBBICH, M., Y SAUVIGNAC F. (2011). Financial Literacy and Financial Planning in France. *Numeracy*, 6 (2).
- BERNHEIM, B., GARRETT, D., Y MAKI, D. (2011). Education and Saving: The Long-Term Effects of High School Financial Curriculum Mandates. *Journal of Public Economics* 80 (3), 435-65.
- BUCHER-KOENEN, T., Y LUSARDI. A (2011). Financial Literacy and Retirement Planning in Germany. *Journal of Pension Economics and Finance*, 10 (4), 565-84.
- CHEN, H., Y VOLPE, R. P (1998). An Analysis of Personal Literacy among College Students. *Financial Services Review*, 7 (2), 253-266.
- DI NARDO, J., N. FORTIN & T. LEMIEUX (1996). LABOR MARKET INSTITUTIONS AND THE DISTRIBUTION OF WAGES, 1973-1992: A SEMIPARAMETRIC APPROACH. *ECONOMETRICA*, 64(5), 1001-44.
- FONSECA, R., MULLEN, K. J., ZAMARRO, G. Y ZISSIMOPOULOS, J. (2012). What Explains the Gender Gap in Financial Literacy? The Role of Household Decision Making. *Journal of Consumer Affairs*, 46 (1), 90-106.
- FORNERO, E., Y MONTICONE, C. (2011). Financial Literacy and Pension Plan Participation in Italy. *Journal of Pension Economics and Finance*, 10 (4), 547-564.
- HECKMAN, J., ICHIMURA, H., SMITH, J., Y TODD, P. (1998). Characterizing Selection Bias Using Experimental Data. *Econometrica*, 66 (5), 1017-1098.
- HOSPIDO, L., Y VILLANUEVA, E. (2014). Financial Literacy in Compulsory Education in Spain. MANUSCRIPT, Banco de España.
- LUSARDI, A., Y MITCHELL, O. S. (2009). How Ordinary Consumers Make Complex Economic Decisions: Financial Literacy and Retirement Readiness. National Bureau of Economic Research Working paper 15350.
- LUSARDI, A., Y MITCHELL, O. S. (2011). Financial Literacy and Planning: Implications for Retirement Wellbeing. In *Financial Literacy: Implications for Retirement Security and the Financial Market Place*, Olivia S. Mitchell and Annamaria Lusardi Editors, Oxford y Nueva York: Oxford University Press, 13-39.
- LUSARDI, A., Y MITCHELL, O. S. (2014). The Economic Importance of Financial Literacy: Theory and Evidence. *Journal of Economic Literature*, 52 (1), 5-44.
- LUSARDI, A., MITCHELL, O.A, Y CURTO, V. (2010). Financial Literacy Among the Young. *Journal of Consumer Affairs*, 44 (2), 358-380.
- MADNELL, L. (2008). Financial Education in High School. In *Overcoming the Saving Slump: How to Increase the Effectiveness of Financial Education and Saving*

Programs, Annamaria Lusardi Editor, Chicago y Londres: University of Chicago Press, 257-279.

ROMAGNOLI, A. , Y TRIFILIDIS M. (2013). Does financial Education at School Work? BANK OF ITALY OCCASIONAL PAPER 155.

ROSENBAUM, P. R. , Y RUBIN D. B. (2013). The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects. *Biometrika*, 70 (1), 41-55.

SHIM, S. , BARBER, B. L., CARD, N. A., XIAO, J. J., Y SERIDO J. (2010). Financial Socialization of First-Year College Students: The Roles of Parents, Work, and Education. *Journal of Youth and Adolescence*, 33 (12), 1457-1470.

VAN ROOIJ, M , LUSARDI, A., Y ALESSIE R. (2011). Financial Literacy, Retirement Planning and Household Wealth. *Economic Journal*, 122 (560), 449-78.

Anejo

Cuadro 3.A.1 Determinantes de la probabilidad de participación en el programa CNMV-BdE

	Modelo básico		Modelo extendido	
	Coefficiente	Error estándar robusto	Coefficiente	Error estándar robusto
Chica	-1,851**	(0,903)	-1,107	(1,030)
Repetidor	-0,017	(0,516)	0,075	(0,564)
Chica repetidora	0,845	(0,747)	0,461	(0,813)
Sur (Andalucía, Canarias, Ceuta y Melilla, Murcia)	2,264***	(0,394)	2,504***	(0,447)
Chica x Sur	0,077	(0,564)	0,318	(0,644)
Repetidor x Sur	-1,759**	(0,737)	-1,939**	(0,842)
Chica repetidora x Sur	0,424	-1,067	0,583	(1,188)
Padre trabaja	-0,070	(0,503)	0,360	(0,572)
Missing padre trabaja	1,437*	(0,808)	1,657	(1,023)
Padre trabaja x Chica	1,791**	(0,893)	1,322	(0,994)
Missing padre trabaja x Chica	0,288	(1,243)	-0,183	(1,483)
Madre trabaja			0,283	(0,308)
Missing madre trabaja			0,887	(0,855)
Colegio concertado			-1,813***	(0,624)
Colegio privado			-1,885***	(0,718)
Colegio religioso			2,098***	(0,646)
No admite según residencia de los padres			2,510***	(0,363)
No admite según residencia de los padres x Sur			-0,170	(0,675)
Transfiere alumnos mal comportamiento			0,614**	(0,300)
Compite con otros colegios			2,683***	(0,513)
Alta moral de los profesores			1,681***	(0,390)
Alta moral de los profesores x Chica			-1,596***	(0,587)
Constante	-2,812***	(0,494)	-7,039***	(0,725)
Pseudo R-cuadrado		0,145		0,305
Observaciones		919		919

Muestra: PISA financiero. La muestra consta de 919 estudiantes, 119 de los cuales estudiaban en 2012 en colegios que se presentarían en 2013 o después al curso CNMV-BdE. La probabilidad de participar en el programa se estima mediante un modelo Logit, ponderando cada observación por su peso poblacional.

La variable dependiente toma valor 1 cuando el estudiante pertenece a un colegio que se presentó voluntario al programa CNMV-BdE y 0 en el resto de casos. Se excluyen de la muestra los colegios que imparten cursos de educación financiera. Los coeficientes mostrados son los latentes del modelo Logit, con lo que solo se puede interpretar su signo. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

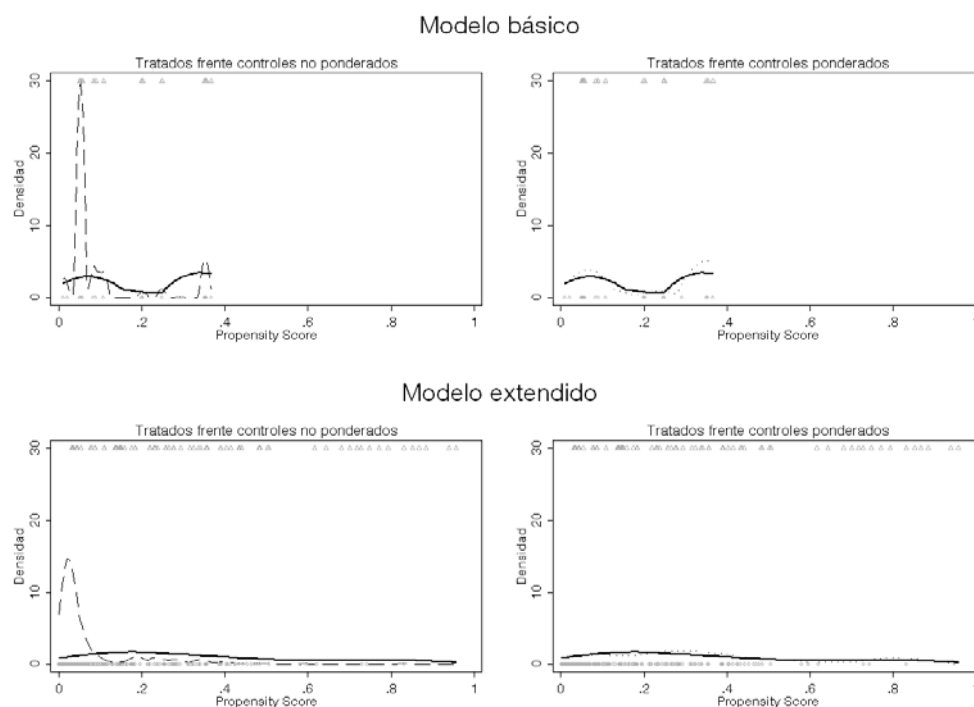
El porcentaje de aciertos se mide calculando para cada estudiante la probabilidad predicha de estudiar o no en un colegio que se presenta voluntario al programa en 2013 (según si esta probabilidad exceda o no el 50%). El porcentaje de aciertos utilizando el modelo básico es del 88,8%. Con el modelo extendido, el porcentaje total de aciertos es de 90,6% (98,7% para la no participación y 26,0% para la participación).

Cuadro 3.A.2. Estadísticos descriptivos de colegios con y sin EF en EEUU

	Media		Media reponderada	
	Colegios con EF	Colegios sin EF	Colegios sin EF (media 1)	Colegios sin EF (media 2)
CARACTERÍSTICAS COLEGIOS				
Privado	0,082	0,045		
No admite alumnos según residencia	0,15	0,22	0,25	0,14
Transfiere a alumnos a otros centros por mal comportamiento	0,28	0,34	0,37	0,38
Compite con al menos otro colegio	0,71	0,81	0,77	0,71
Moral alta de los profesores	0,28	0,10	0,09	0,21
Colegio Grande	0,60	0,76	0,59	0,67
Se hacen las notas públicas	0,92	0,80	0,80	0,91
Los padres ejercen presión sobre los resultados	0,40	0,29	0,31	0,38
CARACTERÍSTICAS ESTUDIANTES				
Chica	0,52	0,51	0,52	0,51
Ha repetido algún grado	0,16	0,15	0,14	0,15
Padre trabaja	0,80	0,81	0,84	0,86
Padre universitario	0,42	0,34	0,41	0,39
Madre trabaja	0,74	0,74	0,76	0,75
Madre universitaria	0,51	0,42	0,51	0,49
NÚMERO DE OBSERVACIONES				
Número de colegios	63	91		
Número de alumnos	435	628		

Notas: Las diferencias estadísticamente significativas se muestran en negrita.

Figura 3.A.1. Densidades de la probabilidad predicha de participación en el programa CNMV-BdE



Notas: Densidad de probabilidad de participación (propensity score) para los grupos tratados (línea continua) y el de control (línea discontinua). Los círculos en el eje de las X muestran los valores que toma la probabilidad de participación para cada alumno en el grupo de control. Los triángulos son la probabilidad de participación para cada alumno del grupo tratado.

Los gráficos en el panel superior corresponden con la probabilidad predicha usando localización geográfica, sexo del alumno, tasa de repetición, estado laboral del padre e interacciones (primera columna del Cuadro 3.A.1). Los del panel inferior corresponden a la probabilidad predicha usando además tipo de colegio, criterios de admisión y características del profesorado (tercera columna del Cuadro 3.A.1)

Los gráficos en el panel izquierdo muestran la distribución no ponderada, y los del panel derecho la distribución una vez ponderada por los pesos W –definidos en la sección metodológica.

Análisis de la relación entre Educación Financiera y Matemáticas a partir del Programa Escuela 2.0

Sergi Jiménez-Martín

Universitat Pompeu Fabra

Cristina Vilaplana Prieto

Universidad de Murcia

Introducción

La adopción de hábitos de ahorro y de inversión prudentes constituye la base para poder disfrutar de prosperidad económica. Por el contrario, la precipitación en la solicitud de préstamos y la acumulación de deudas, no solo supone una amenaza para la estabilidad económica familiar, sino que también puede poner en peligro el progreso económico a nivel nacional (Mandell, 2008). La reciente crisis económico-financiera ha puesto de manifiesto que la recuperación económica requiere de la participación de todos los agentes económicos (Lester and Williams, 2010). En este sentido, durante el Tercer Encuentro Nacional en Educación Económica y Financiera, Frederic Mishkin (2008) miembro del Consejo de la Reserva Federal de Estados Unidos, manifestó que difícilmente puede encontrarse un momento más propicio que el presente para demostrar que un mejor conocimiento económico y financiero por parte de los ciudadanos habría revertido en una toma de decisiones más prudente. Pero, ¿cómo es posible que los ciudadanos tomen conciencia de las consecuencias de sus decisiones financieras si carecen de Educación Financiera?

La Educación Financiera permite que el individuo adquiera una serie de competencias muy útiles de cara a su vida adulta y debe ser un componente más del aprendizaje de los estudiantes. Hay estudios que han constatado que las personas que han recibido Educación Financiera manifiestan una mayor propensión a planificar sus ahorros de cara a su jubilación (Cole et al., 2010), participan más en los mercados bursátiles y muestran un mejor comportamiento optimizador del rendimiento de su cartera de acciones (Van Rooij et al., 2011), y son más cuidadosos a la hora de elegir hipotecas o préstamos con menores intereses y comisiones (Lusardi y Tufano, 2009).

Hoy en día, los estudiantes se enfrentan a un mayor número de decisiones financieras de las que pudiéramos imaginar en un primer momento. Por ejemplo: (i) la utilización de teléfonos móviles implica tener que decidir entre modalidad de pre-pago o de contrato y en cualquier caso, la obligación de controlar el consumo, (ii) la preferencia por recibir dinero en lugar de un regalo en el cumpleaños o en determinadas fechas señaladas, (iii) la administración del dinero que de forma periódica o no reciben de los padres en sus gastos de salidas con amigos, ropa, chucherías... Por otra parte, las TIC ocupan un papel relevante en la vida de los estudiantes, y también es necesario que se encuentren preparados para tomar decisiones financieras que impliquen la utilización de nuevas tecnologías: (i) decidir si comprar un CD o comprar on-line algunas de las canciones preferidas, (ii) comprar entradas para un concierto a través de internet...

Aunque PISA (2012) es la primera encuesta a escala internacional que analiza la importancia de la Educación Financiera como herramienta para resolver problemas de la vida real, el informe de la OCDE (2005) ya manifestaba que las competencias y habilidades desarrolladas a partir de la Educación Financiera son tan importantes, que ésta debería incluirse en el programa educativo de todos los centros.

Hay evidencias empíricas como las de Varcoe et al. (2005), Hinojosa et al., (2009) o Lusardi y Mitchell (2009) que demuestran que la incorporación de la Educación Financiera en el currículum académico tiene un impacto positivo entre los jóvenes y facilita el desarrollo de capacidades en el ámbito del ahorro, préstamo, inversión, razonamiento crítico y resolución de problemas. De hecho, en Nueva Zelanda, no solo han introducido la Educación Financiera dentro del currículum académico de la Educación Secundaria, sino que también existen asignaturas optativas de Contabilidad (Samkin et al., 2012). Por otra parte, Pinto et al. (2005) analizaron cuatro elementos (familia, amigos, centro educativo y medios de comunicación) con el propósito de determinar cuáles ejercían una influencia más importante en la adopción de la cultura financiera de los estudiantes. Constataron que los padres y el centro educativo eran las dos fuerzas más destacadas, y puesto que los estudiantes pasan gran parte del día en el centro educativo, es ahí donde debía radicar el núcleo del aprendizaje financiero.

En este artículo se va a analizar la relación entre el rendimiento en Matemáticas y en Educación Financiera, condicionado a la participación en el Programa Escuela 2.0. La decisión de considerar el rendimiento simultáneo entre ambas asignaturas obedece a un doble motivo. Primero, porque PISA (2012) también realiza una evaluación del rendimiento en Matemáticas, y algunos trabajos como el de Suiter y McCorkle (2008) han constatado que la combinación de Matemáticas y Educación financiera favorecen el desarrollo de comportamientos financieros responsables. Segundo, gran parte de los problemas que debían resolver los alumnos en el cuestionario de PISA-Financiera (y que respondían a situaciones de la vida real) requieren la realización de algún cálculo numérico. El Cuadro 4.1 muestra tres ejemplos de problemas de PISA-Financiera.

Cuadro 4.1. Ejemplos de preguntas de PISA-Financiera (2012)**Ejercicio 1. En el mercado**

Juan puede comprar tomates sueltos o por cajas. Un kilo de tomates cuesta 2,75 zeds y una caja de 10 kilos de tomates cuesta 22 zeds. Juan dice: "Es mejor comprar una caja de tomates que comprar los tomates sueltos". Aporte un argumento que corrobore esta afirmación.

Posibles respuestas a que obtendrían puntuación máxima:

- Cuesta 2,75 zeds el kilo de tomates a granel, pero solo 2,2 zeds el kilo de los tomates por cajas.
- Cuesta solo 2,20 el kilo en la caja.
- Porque 10kg de tomates a granel costarían 27,50 zeds.
- Te dan más kilos por cada zed que pagas.
- Los tomates a granel cuestan 2,75 por kilo, pero los tomates en caja cuestan 2,2 por kilo.
- Sale más barato por kilo. [Se acepta la generalización.]
- Sale más barato por tomate. [Se acepta la suposición de que los tomates sean del mismo tamaño.]
- Te dan más tomates por zed. [Se acepta la generalización.]

Ejercicio 2. Dinero para viajar

Natalia trabaja en un restaurante 3 tardes a la semana. Cada tarde, trabaja 4 horas y gana 10 zeds por hora. Cada semana, Natalia gana además 80 zeds en propinas. Natalia ahorra exactamente la mitad de la cantidad total de dinero que gana cada semana. Natalia quiere ahorrar 600 zeds para ir de vacaciones.

¿Cuántas semanas tardará Natalia en ahorrar 600 zeds?

Respuesta con puntuación máxima: 6 (escrito con letra).

Ejemplo 3. Nueva oferta

La Sra. Janeiro tiene un préstamo de 8.000 zeds de la Financiera Primazed. La tasa de interés anual del préstamo es del 15%. Los pagos mensuales son de 150 zeds. Pasado un año, la Sra. Janeiro todavía debe 7.400 zeds. Otra empresa financiera, llamada Zedsúper, le ofrece a la Sra. Janeiro un préstamo de 10.000 zeds con una tasa de interés anual del 13%. Los pagos mensuales también serían de 150 zeds

¿Qué posible desventaja financiera puede tener para la Sra. Janeiro aceptar el crédito de Zedsúper?

Posibles respuestas a que obtendrían puntuación máxima:

- Deberá más dinero.
- No será capaz de controlar sus gastos.
- Se mete aún en más deudas.
- El 13% de 10.000 es más que el 15% de 8.000.
- Podría tardar más en devolverlo porque el crédito es mayor y las amortizaciones son iguales.
- Quizás tenga que pagar a Primazed una comisión de penalización por devolver el crédito antes.

Fuente: Las preguntas hacen referencia a un país ficticio Zedlandia, donde el zed es la unidad monetaria. Los alumnos reciben esta información al principio de la prueba.

Además de relacionar las competencias en Matemáticas y en Educación Financiera, en este trabajo se va a introducir un tercer elemento de análisis: la influencia de las TIC en el ámbito escolar a partir del programa Escuela 2.0. El diferente grado de implantación de dicho programa permitirá analizar cómo el diferente grado de utilización de las TIC incide en los resultados de Matemáticas y Educación Financiera, así como en la interrelación entre ambas.

El Programa Escuela 2.0

La Conferencia Sectorial de Educación aprobó en el mes de julio de 2009 la realización de una inversión de 98.182.419 € para llevar a cabo el proyecto Escuela 2.0 (Resolución de 3 de agosto de 2009, de la Secretaría General Técnica, por la que se publica el Acuerdo del Consejo de Ministros de 31 de julio de 2009)

El destino de estos fondos era cofinanciar al 50% con las comunidades autónomas las siguientes actividades:

1. La transformación en aulas digitales de todas las aulas de 5º y 6º de Educación Primaria y de 1º y 2º de Educación Secundaria Obligatoria de los centros públicos.
2. La dotación de ordenadores para el uso personal de todos los alumnos de los mencionados cursos, matriculados en centros sostenidos con fondos públicos, en proporción 1 a 1.
3. La realización de acciones de formación de profesorado para garantizar el uso eficaz de los recursos del programa.
4. El desarrollo de contenidos digitales que pudieran ser utilizados por los docentes.

La variabilidad en la dotación a cada Comunidad ha estado condicionada no solo por el número de alumnos matriculados en los citados cursos, sino también por la participación total o parcial en el Programa Escuela 2.0. En el caso de participación parcial, se asignó la parte proporcional al número de alumnos y aulas incorporadas. Según el informe de CEAPA (2010) y la información remitida por la Subdirección de Cooperación Territorial con datos aportados por las CCAA., la participación de las CCAA en el Programa Escuela 2.0 no ha sido homogénea, pudiéndose distinguir tres grados de participación:

1. Comunidades con participación total en Andalucía, Aragón, Cantabria, Castilla León, Castilla La Mancha, Cataluña, Extremadura, Galicia, Navarra, País Vasco, La Rioja, Ceuta y Melilla.
2. Comunidades con participación parcial: Asturias, Baleares y Canarias.
3. Comunidades no participantes: Madrid, Murcia y Comunidad Valenciana. Como no han participado en el Programa Escuela 2.0, no aparecen en la Tabla 4.1.

La Tabla 4.1 muestra la participación de las CCAA en el programa Escuela 2.0, y los cursos académicos en los que se fue implementando el Programa:

Tabla 4.1. Proceso de implantación del programa Escuela 2.0

	2009				2010			
	Primaria		ESO		Primaria		ESO	
	5º	6º	1º	2º	5º	6º	1º	2º
Andalucía	X	X	X		X	X	X	
Aragón	X	X	X	X	X	X	X	X
Asturias	X				X	X	X (10 IES)	
Baleares	X				X	X	X (20 IES)	
Canarias	X (60%)	X (40%)			X	X (70%)		
Cantabria	X	X			X (25%)	X		
Castilla León	X	X			X (50%)	X (50%)		
Castilla La Mancha	X				X	X		
Cataluña	X	X	X	X			X	X
Extremadura	X				X	X	X	X
Galicia	X	X	X	X	X		X	
Navarra					X	X	X	X
País Vasco					X	X	X	X
Rioja	X	X	X	X	X	X	X	X
Ceuta					X	X	X	X
Melilla					X	X	X	X

A la hora de considerar si PISA (2012) es un buen instrumento con el que evaluar los resultados del Programa Escuela 2.0, hay que plantearse si ha transcurrido el tiempo suficiente como para que los alumnos sean susceptibles de ser evaluados por PISA.

PISA 2012 se relizó en el primer semestre del año 2012 a los alumnos nacidos en 1996. Esto implica que si el alumno no ha repetido ningún curso debía encontrarse estudiando 4ºESO. Si había repetido un curso se encontraría en 3ºESO, y si había repetido dos cursos en 2ºESO.

En la Tabla 4.2 se muestra la evolución de los estudiantes que participaron en el Programa Escuela 2.0 según el año de implantación del mismo y el curso en el que se encontraba el estudiante al iniciar su participación en dicho programa.

Tabla 4.2. Determinación de los alumnos que hayan participado en el proyecto Escuela 2.0 y que sean susceptibles de haber participado en PISA 2012

- Si participó en Escuela 2.0 en el curso 2009/2010 (año de nacimiento del alumno entre corchetes)

Curso 2009/10	Curso 2010/11	Curso 2011/12	¿Participa en PISA 2012?
5º EP [2001]	6º EP [2000]	1º ESO [1999]	Si no ha repetido ⇒ Nació en 1999 ⇒ No está en PISA 2012 Si ha repetido un curso ⇒ Nació en 1998 ⇒ No está en PISA 2012 Si ha repetido dos cursos ⇒ Nació en 1997 ⇒ No está en PISA 2012
6º EP [2000]	1º ESO [1999]	2º ESO [1998]	Si no ha repetido ⇒ Nació en 1998 ⇒ No está en PISA 2012 Si ha repetido un curso ⇒ Nació en 1997 ⇒ No está en PISA 2012 Si ha repetido dos cursos ⇒ Nació en 1996 ⇒ Sí está en PISA 2012
1º ESO [1999]	2º ESO [1998]	3º ESO [1997]	Si no ha repetido ⇒ Nació en 1997 ⇒ No está en PISA 2012 Si ha repetido un curso ⇒ Nació en 1996 ⇒ Sí está en PISA 2012 Si ha repetido dos cursos ⇒ Nació en 1995 ⇒ No está en PISA 2012
2º ESO [1998]	3º ESO [1997]	4º ESO [1996]	Si no ha repetido ⇒ Nació en 1996 ⇒ Sí está en PISA 2012 Si ha repetido un curso ⇒ Nació en 1995 ⇒ No está en PISA 2012 Si ha repetido dos cursos ⇒ Nació en 1994 ⇒ No está en PISA 2012

- Si participó en Escuela 2.0 en el curso 2010/2011 (año de nacimiento del alumno entre corchetes)

Curso 2010/11	Curso 2011/12	
5º EP [2001]	6º EP [2000]	Si no ha repetido ⇒ Nació en 2000 ⇒ No está en PISA 2012 Si ha repetido un curso ⇒ Nació en 1999 ⇒ No está en PISA 2012 Si ha repetido dos cursos ⇒ Nació en 1998 ⇒ No está en PISA 2012
6º EP [2000]	1º ESO [1999]	Si no ha repetido ⇒ Nació en 1999 ⇒ No está en PISA 2012 Si ha repetido un curso ⇒ Nació en 1998 ⇒ No está en PISA 2012 Si ha repetido dos cursos ⇒ Nació en 1997 ⇒ No está en PISA 2012
1º ESO [1999]	2º ESO [1998]	Si no ha repetido ⇒ Nació en 1998 ⇒ No está en PISA 2012 Si ha repetido un curso ⇒ Nació en 1997 ⇒ No está en PISA 2012 Si ha repetido dos cursos ⇒ Nació en 1996 ⇒ Sí está en PISA 2012
2º ESO [1998]	3º ESO [1997]	Si no ha repetido ⇒ Nació en 1997 ⇒ No está en PISA 2012 Si ha repetido un curso ⇒ Nació en 1996 ⇒ Sí está en PISA 2012 Si ha repetido dos cursos ⇒ Nació en 1995 ⇒ No está en PISA 2012

En relación a la inversión realizada en el Programa 2.0, la Tabla 4.3 muestra el reparto de todos los créditos presupuestarios destinados a financiar dicho programa (el título completo de los textos legales se encuentra en el apartado de “Referencias”). El total de la inversión asciende a 302 millones de euros. Casi el 50% del gasto se ha realizado en tres Comunidades (Andalucía, Cataluña y Madrid). Aunque Madrid, Murcia y Comunidad Valenciana han recibido 54,2 millones de euros para desarrollar el Programa Escuela 2.0, finalmente no se ha implementado, tal y como pone de manifiesto el Informe de la CEAPA (2010).

Tabla 4.3. Inversión en el Programa Escuela 2.0 (en euros)¹

	Total Programa Escuela 2.0.	Resolución 3-8-2009	Resolución 27-1-2010	Resolución 22-4-2010	Resolución 27-12-2010	Resolución 3-6-2011
Andalucía	70.081.420	21.863.049	1.351.264	19.724.774	1.704.244	25.438.089
Aragón	9.832.459	2.944.061	182.009	2.923.499	231.712	3.551.178
Asturias	6.383.629	1.935.006	119.685	1.828.332	144.872	2.355.734
Baleares	7.718.435	2.262.589	139.879	2.275.768	180.774	2.859.425
Canarias	16.983.532	5.102.630	315.506	4.915.225	389.617	6.260.554
Cantabria	3.987.342	1.228.515	75.989	1.128.569	89.481	1.464.788
Castilla y León	18.148.363	5.655.585	349.769	5.215.975	413.325	6.513.709
Castilla La Mancha	18.928.362	5.900.357	364.769	5.348.040	461.207	6.853.989
Cataluña	53.191.112	15.419.839	953.471	15.526.156	1.232.958	20.058.688
C. Valenciana	22.919.873	11.164.050	690.083	11.065.740		
Extremadura	10.202.075	3.253.566	201.190	2.870.992	247.420	3.628.907
Galicia	18.026.168	5.701.300	352.657	5.052.538	435.485	6.484.188
Madrid	23.022.965	11.162.504	689.861	11.170.600		
Murcia	8.273.915	3.905.017	241.389	3.824.080	303.429	
Navarra	5.065.906					5.065.906
País Vasco	5.665.355 (*)					
Rioja	2.315.613	684.351	42.301	674.671	53.586	860.704
Ceuta y Melilla	1.383.066 (**)					
Total	302.129.589	98.182.419	6.069.822	93.544.959	5.888.110	91.395.859

En la Tabla 4.4 se muestra la inversión en infraestructuras, equipamiento y capital humano realizada desde el inicio del Programa Escuela 2.0. En total se han repartido 634.549 ordenadores, se han digitalizado 27.131 aulas y un total de 120.136 profesores ha recibido cursos de formación. El ratio entre ordenadores y aulas digitales es de 23,29 para el total de España, con un máximo de 35 en Extremadura y un mínimo de 4,16 en el País Vasco. El ratio entre profesores que han recibido formación y aulas digitales es de 4,43 en promedio con un máximo de 11 en Baleares y un mínimo de 0,63 en Murcia y 0,71 en Ceuta y Melilla.

¹ Elaboración propia a partir de las Resoluciones que se citan en el apartado de referencias bibliográficas

(*) Anuncio de adjudicación de la Entidad Pública Empresarial Red.es para la contratación de "Suministro de ordenadores portátiles, software y componentes" y de "Servicio de mantenimiento a centros escolares" para el Proyecto Escuela 2.0 en las ciudades autónomas de Ceuta y Melilla. (2 de septiembre de 2010; BOE-B-2010-30572)

(**) Dotación para el Programa Eskola 2.0: <http://www.europapress.es/euskadi/noticia-estado-cofinancia-programa-eskola-20-56-millones-euros-20100914151702.html>

Tabla 4.4. Datos del Programa Escuela 2.0. (Acumulado desde el inicio del programa)

	Ordenadores para alumnos	Aulas digitales	Formación del profesorado	Ratio ordenadores-alumno y aulas digitales	Ratio profesorado por aula digital
Andalucía	282.082	9.551	43.345	29,53	4,54
Aragón	17.006	1.596	4.900	10,66	3,07
Asturias	14.568	601	1.900	24,24	3,16
Baleares	27.050	860	9.459	31,45	11,00
Canarias	26.139	1.234	3.805	21,18	3,08
Cantabria	4.390	250	1.050	17,56	4,20
Castilla y León	19.275	2.033	14.299	9,48	7,03
Castilla La Mancha	43.250	2.611	8.600	16,56	3,29
Cataluña	100.209	3.519	17.120	28,48	4,87
Extremadura	22.047	630	5.106	35,00	8,10
Galicia	15.000	794	4.486	18,89	5,65
Murcia	12.307	619	390	19,88	0,63
Navarra	2.752	661	2.100	4,16	3,18
País Vasco	39.826	1.503	2.600	26,50	1,73
Rioja	4.103	151	630	27,17	4,17
Ceuta y Melilla	4.545	518	366	8,77	0,71
Total	634.549	27.131	120.156	23,39	4,43

Fuente: Elaboración propia a partir de "Datos y Cifras. Curso Escolar 2011/2012". Ministerio de Educación. No hay datos para Madrid y Comunidad Valenciana.

Con el dato del gasto total por Comunidad Autónoma y el número de alumnos que han recibido un ordenador se puede calcular el ratio de "inversión por alumno" (Tabla 4.5). Este ratio hay que entenderlo en un sentido amplio, puesto que recoge no solo el valor del material informático que ha recibido el alumno, sino también la imputación correspondiente del gasto en digitalización de aulas y en formación de profesorado. En promedio, el programa Escuela 2.0 ha supuesto una inversión de 47.613€ por alumno (incluyendo no solo el ordenador del alumno, sino la digitalización de las aulas y la formación del profesorado), con un máximo de 184.081€ en Navarra y 120.174€ en Galicia, y un mínimo de 14.225€ en el País Vasco. Para apreciar la magnitud de este dato se ha comparado con el gasto por alumno de ESO en centro público en 2010.

En promedio, los alumnos del programa Escuela 2.0 han recibido una inversión 5,25 veces superior a la de un alumno de ESO en un centro público, con un máximo de 20,31 veces superior en Navarra y un mínimo de 1,57 veces superior en el País Vasco. Aunque Andalucía ha sido la Comunidad que ha recibido más fondos (70 millones de euros), el gasto por alumno es la mitad del promedio nacional (24.844€) y solo 2,74 veces superior al gasto por alumno de ESO en centro público.

Tabla 4.5. Estimación del gasto por alumno del Programa Escuela 2.0 y comparación con el gasto promedio por alumno en Educación Secundaria Obligatoria y centros públicos

	Gasto Total Programa Escuela 2.0. (1)	Ordenadores para alumnos (2)	Inversión por alumno (3)=(1)/(2)	Inversión por alumno del Programa Escuela 2.0 respecto al gasto público por alumno público
Andalucía	70.081.420	282.082	24.844	2,74
Aragón	9.832.459	17.006	57.818	6,38
Asturias	6.383.629	14.568	43.820	4,83
Baleares	7.718.435	27.050	28.534	3,15
Canarias	16.983.532	26.139	64.974	7,17
Cantabria	3.987.342	4.390	90.828	10,02
Castilla y León	18.148.363	19.275	94.155	10,39
Castilla La Mancha	18.928.362	43.250	43.765	4,83
Cataluña	53.191.112	100.209	53.080	5,86
C. Valenciana	22.919.873	-	-	-
Extremadura	10.202.075	22.047	46.274	5,10
Galicia	18.026.168	15.000	120.174	13,26
Madrid	23.022.965	-	-	-
Murcia	8.273.915	12.307	67.229	7,42
Navarra	5.065.906	2.752	184.081	20,31
País Vasco	5.665.355 (*)	39.826	14.225	1,57
Rioja	2.315.613	4.103	56.437	6,23
Ceuta y Melilla	1.383.066 (**)	4.545	30.430	3,36
Total	302.129.589	634.549	47.613	5,25

El número de ordenadores por alumno se considera representativo del número de alumnos que se han beneficiado del Programa Escuela 2.0. El cociente entre la columna (1) y (2) representa la inversión promedio por alumno, incluyendo no solo el ordenador sino también la digitalización de las aulas y la formación del profesorado.

Gasto público anual por alumno público en educación secundaria (2010). (Datos y Cifras. Curso Escolar 2013/2014. Ministerio de Educación, Cultura y Deporte; pág. 11).

Modelo econométrico

Se propone estimar la relación entre Educación Financiera y Matemáticas mediante un modelo probit bivariante con variable endógena (Greene y Hensher, 2010). Para resolver un problema de endogeneidad, la solución tradicional propuesta en econometría aplicada ha sido la utilización de variables instrumentales. Sin embargo, cuando se establece un sistema de ecuaciones en donde las variables dependientes son categóricas, y una de ellas aparece como variable explicativa de la otra es potencialmente endógena se requiere recurrir a técnicas más sofisticadas (Angrist, 2001).

Consideramos dos variables latentes EF_i^* y MAT_i^* que denotan “los conocimientos en Educación Financiera” y “los conocimientos en Matemáticas”. El análisis simultáneo de los resultados en Matemáticas y en Educación Financiera nos obliga a considerar la interacción entre dichas variables. Ambas variables están influenciadas por características observables (el entorno familiar, los recursos disponibles en el hogar y en el centro) e inobservables (las aptitudes innatas del alumno, su grado de motivación).

También hay que tener presente que la relación entre Matemáticas y Educación Financiera puede fluir en ambos sentidos. Por una parte, la Educación Financiera puede proporcionar una perspectiva más aplicada para determinados conceptos matemáticos, por lo que puede resultar útil para reducir el grado de abstracción que muchas veces se argumenta como dificultad por parte de los estudiantes a la hora de enfrentarse con las ciencias exactas. Por otra parte, los alumnos con elevadas destrezas para el razonamiento numérico, pueden encontrar que les resulta fácil y atractivo adentrarse en el campo de la Educación Financiera.

De manera general, la puntuación obtenida en ambas áreas de conocimiento puede expresarse mediante el siguiente sistema:

$$EF_i^* = X'_{1i}\beta_1 + \varepsilon_{1i} \quad (1)$$

$$MAT_i^* = \alpha EF_i^* + X'_{2i}\beta_2 + \varepsilon_{2i} \quad (2)$$

donde X'_{1i} y X'_{2i} son vectores de características observables, β_1 y β_2 son vectores de parámetros, ε_{1i} y ε_{2i} son dos términos de error que suponemos se distribuyen de según una normal bivalente con media cero, varianzas unitarias y coeficiente de correlación ρ :

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_{1i} \\ \varepsilon_{2i} \end{pmatrix} \sim N \left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{pmatrix} \right) \quad (3)$$

y tal que $E[X'_{1i}, \varepsilon_{1i}] = 0$ y $E[X'_{2i}, \varepsilon_{2i}] = 0$. Por tanto, si ρ es igual a cero, entonces EF_i^* no está determinada endógenamente y ambas ecuaciones pueden estimarse de forma separada.

En ambas ecuaciones se introducen como variables explicativas: características del alumno y de su familia (género, nacionalidad, repetición de curso, si dispone de ordenador en casa, mayor nivel educativo del padre o madre), y características del centro (tamaño medio de la clase, proporción de alumnas en el centro, tamaño del municipio de residencia).

En la ecuación para MAT se consideran como variables explicativas si en el centro existe una política sobre la utilización de ordenadores en clase y sobre la evaluación de la calidad en Matemáticas, el porcentaje de profesores² con cualificación ISCED5A, si el alumno dispone de ordenador en el aula y la frecuencia de utilización de las TIC para realizar los deberes en casa.

En la ecuación para EF se introduce como variables explicativas si los contenidos de Educación Financiera se imparten de forma obligatoria, si forman parte de alguna asignatura en concreto (Matemáticas, Economía, Ciencias Sociales y Humanidades), desde cuánto tiempo hace que se está impartiendo Educación Financiera, si la docencia de la Educación Financiera corre a cargo de profesorado del centro, y si dicho profesorado ha recibido formación específica.

Para profundizar en la relación entre EF y MAT, se considera la interacción entre la utilización del ordenador en la clase de Matemáticas y que la Educación Financiera se imparta dentro de esta asignatura, y también la interacción entre la utilización de las TIC para hacer deberes de Matemáticas en casa y que la Educación Financiera se esté incluida dentro de la asignatura de Matemáticas.

² La variable proporción de profesores con cualificación ISCED5A es inferior a uno en el 22,48% de los casos.

En relación con el entorno del estudiante, se introducen dos variables instrumentales, tomando como referencia las evidencias de la literatura sobre Educación Financiera. Por una parte, diversos autores (Pinto et al. 2005; Williams, 2010; Lamana et al., 2012) han puesto de manifiesto que al igual que los padres ejercen una influencia significativa sobre los hábitos alimenticios, el vocabulario utilizado, el gusto por la lectura o por el deporte, también desempeñan un papel importante en el nivel de Educación Financiera de los hijos. Los estudiantes que reciben información sobre temas financieros en el hogar, muestran una mayor propensión a profundizar en estos conceptos en comparación con otros estudiantes que carecen de este soporte familiar. Por otra parte, Chen y Volpe (1998) constataron que la mayor parte de los estudiantes con conocimientos financieros habían tenido experiencias laborales o estaban trabajando a tiempo parcial. Las variables que se definen son las siguientes: (i) una variable binaria que toma el valor 1 cuando el estudiante declara que habla sus padres casi todos los días o 1-2 veces a la semana sobre temas financieros (ahorro, gasto familiar, bancos...) y (ii) una variable binaria que toma el valor 1 si el estudiante declara que gana algún dinero trabajando (clases particulares, cuidado de niños) o ayudando en un negocio familiar.

El escalar α representa el efecto de EF_i^* sobre MAT_i^* y su interpretación no debe confundirse con la del coeficiente de correlación. Por una parte, los términos de error (ε_{1i} y ε_{2i}) se refieren a características inobservables para el investigador, de manera que un coeficiente de correlación (ρ) significativo indica que no se puede aceptar el supuesto de exogeneidad de EF_i^* respecto de MAT_i^* . Por otra parte, el coeficiente mide el efecto directo de EF_i^* sobre MAT_i^* , pudiendo influir sobre la magnitud de ρ al reducir la cantidad de elementos inobservables dentro del término de error.

Sin embargo, no observamos el nivel de conocimientos en Matemáticas y en Educación Financiera (EF_i^* o MAT_i^*), sino los resultados de PISA (EF_i y MAT_i). Las puntuaciones de PISA (2012) están calculadas a partir de una escala métrica con media 500 puntos para el conjunto de países de la OCDE y desviación estándar igual a 100 puntos. Para una mejor comprensión de lo que quieren decir las puntuaciones obtenidas en PISA, éstas se suelen dividir en niveles de competencia (“proficiency levels”).

La variable EF_i es una variable ordenada que clasifica los resultados de PISA-Financiera en 5 niveles³:

- (1) “Lowest performers”: menos de 369,5 puntos
- (2) “Moderate performers”: entre 369,9 y 457,5 puntos
- (3) “Moderate performers”: entre 457,5 y 518,6 puntos
- (4) “Strong performers”: entre 518,6 y 579,4 puntos
- (5) “Top performers”: más de 579,4 puntos.

La variable MAT_i es otra variable ordenada que clasifica los resultados de PISA-Matemáticas en 5 niveles:

- (1) “Low performers”: menos de 357,7 puntos
- (2) “Low performers”: entre 357,5 y 420,1 punto
- (3) “Moderate performers”: entre 420,1 y 482,4 puntos

³ Los niveles de clasificación de la puntuación en PISA-Financiera proceden de información estadística facilitada por el Instituto Nacional de Evaluación Educativa, y los niveles de PISA-Matemáticas proceden de la tabulación realizada por OECD (2014).

(4) “Moderate” performers”: entre 482,4 y 544,7 puntos

(5) “Strong performers”: entre 544,7 y 607 puntos.

(6) “Top performers”: más de 607. (En realidad hay dos niveles de “top performers”, de 607 a 669,3 y por encima de 669,3, pero debido al reducidísimo número de observaciones por encima de 669,3, se han agrupado las dos categorías de “top performers”).

Las variables observadas se relacionan con las variables latentes de acuerdo con las siguientes expresiones:

$$EF_i = \begin{cases} 1 & \text{if } EF_i^* < \omega_1 \\ 2 & \text{if } \omega_1 < EF_i^* < \omega_2 \\ 3 & \text{if } \omega_2 < EF_i^* < \omega_3 \\ 4 & \text{if } \omega_3 < EF_i^* < \omega_4 \\ 5 & \text{if } \omega_4 < EF_i^* \end{cases} \quad (4)$$

$$MAT_i = \begin{cases} 1 & \text{if } MAT_i^* < \tau_1 \\ 2 & \text{if } \tau_1 < MAT_i^* < \tau_2 \\ 3 & \text{if } \tau_2 < MAT_i^* < \tau_3 \\ 4 & \text{if } \tau_3 < MAT_i^* < \tau_4 \\ 4 & \text{if } \tau_4 < MAT_i^* < \tau_5 \\ 5 & \text{if } \tau_5 < MAT_i^* \end{cases} \quad (5)$$

donde $\omega_1 < \omega_2 < \omega_3 < \omega_4$ y $\tau_1 < \tau_2 < \tau_3 < \tau_4 < \tau_5$ son los puntos de corte (cut-off points). Se procederá a estimar dos modelos probit bivariantes. En el primer modelo, el efecto de EF sobre MAT se considera constante para toda la muestra, y por consiguiente, se estima un modelo probit bivariante ordenado estándar. En la segunda alternativa, denominada probit bivariante con efectos mixtos, se introduce heterogeneidad en el parámetro α y se supone que se puede modelizar de acuerdo con una distribución normal de media μ_α y desviación estándar σ_α .

Asumiendo que los individuos tienen diferentes preferencias sobre diferentes materias (en este caso EF y MAT), y que el éxito en el aprendizaje está también condicionado por la forma en que se presentan los conceptos (metodologías docentes) y por los recursos disponibles, el resultado final, medido por la adquisición de las pertinentes competencias puede ser muy diferente. La modelización del efecto de EF sobre MAT mediante una distribución estadística permite contemplar distintos perfiles de alumnos: por una parte, aquellos que son capaces de transformar las competencias obtenidas en EF en mejores resultado en MAT, por otra parte, aquellos alumnos con mayores dificultades para alcanzar un desarrollo transversal en MAT a partir de las competencias en EF.

Ambos modelos se estiman mediante máxima verosimilitud. Suponiendo que los errores ε_{1i} and ε_{2i} se distribuyen normalmente, la estimación mediante máxima verosimilitud es eficiente. La función de log-verosimilitud se puede expresar como:

$$\ln L = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^5 \sum_{k=1}^5 I(EF_i = j, MAT_i = k) \ln \Pr[EF_i = j, MAT_i = k] \quad (7)$$

Aunque ambas ecuaciones son globalmente convexas y la función de verosimilitud es no lineal, la identificación del modelo puede ser débil. Por este motivo se ha seguido la recomendación de introducir restricciones de identificación, de manera que al

menos una variable incluida en X'_{1i} debe estar excluida de X'_{2i} (Filer y Honig, 2005; Sajaia, 2008).

En relación a los aspectos computacionales, la estimación del primer modelo utilizando el comando propuesto por Sajaia (2008), mientras que para el segundo modelo se ha adaptado la rutina propuesta por Buscha y Conte (2010).

Datos

PISA es un estudio de corte transversal que se realiza cada tres años desde el año 2000, a estudiantes de 15 años con el objetivo de evaluar su rendimiento en las áreas de matemáticas, lectura y ciencias, así como habilidades en la resolución de problemas inter-curriculares. PISA no considera los conocimientos de los estudiantes en estas áreas de forma aislada, sino en relación a su capacidad para aplicarlos a situaciones del mundo real. Además del módulo general y del módulo CBA (computer based assessment) se realizó un tercer tipo de pruebas para medir la Educación Financiera.

PISA (2012) define la Educación Financiera como “el conocimiento y la comprensión de conceptos y riesgos financieros, así como las habilidades, motivación y confianza para aplicar dichos conocimientos y competencias con el fin de realizar decisiones eficientes en diversos ámbitos financieros, con el fin de mejorar el bienestar del individuo y de la sociedad, y ser capaz de participar activamente en la vida económica” (OECD, 2014).

La muestra para España contiene 1.108 observaciones, aunque si nos restringimos a centros públicos la muestra se reduce a 765 observaciones. En relación a la participación en el Programa Escuela 2.0, hay 167 observaciones para Comunidades no participantes (NP), 532 para Comunidades con participación total (PT) y 66 para Comunidades con participación parcial (PP). El análisis descriptivo se realizará para los tres tipos de Comunidades, pero debido al reducido número de observaciones con PP, el análisis econométrico se concentrará en NP y PT.

Estadísticos descriptivos

La Tabla 4.6 muestra los estadísticos descriptivos de las variables que, posteriormente, se utilizarán en el análisis econométrico, diferenciando por tipo de participación en el Programa Escuela 2.0. En relación a las **características del alumno**, se observan los siguientes hechos relevantes:

El porcentaje de alumnos no repetidores es superior en Comunidades con PT (66,23%) frente a 54% para NP y PP. El porcentaje de alumnos que han repetido dos cursos es superior en Comunidades con PP (4,58%) frente a 1,37% (NP) y 0,97% (PT).

El porcentaje de alumnado inmigrante en Comunidades NP es el doble que en Comunidades con PP (21,17% frente a 10,08%), y sustancialmente superior respecto a las Comunidades con PT (12,08%).

El porcentaje de alumnos que dispone de ordenador en su casa se encuentra en torno al 90% en Comunidades con PT o NP frente al 80% en PP⁴. Sin embargo, el porcentaje que declara utilizar el ordenador para hacer los deberes en casa “todos los días”

⁴ Para un análisis de la relación entre la posesión de bienes culturales y el nivel de educación financiera, véase el capítulo de Verdú et al. (2014) « Capital cultural y social : sus efectos sobre el conocimiento financiero según PISA 2012 ».

o “casi todos los días” es mayor en las Comunidades con PP (21,38%) frente a 12,76% (PT) y 8,5% (NP).

Como variables instrumentales en la ecuación de Educación Financiera se van a utilizar el hecho de hablar con los padres sobre temas financieros (de manera frecuente) y si el alumno tiene algún trabajo (dar clases particulares, hacer de canguro, ayudar en el negocio familiar). El 26,80% de los alumnos en Comunidades NP declara hablar con sus padres de temas financieros (situación familiar, noticias...) frente al 20% en Comunidades con PT o PP. Por otra parte, el 18%-19% de alumnos en Comunidades con PT o NP declara realizar algún trabajo, frente al 14,43% en Comunidades con PP.

Respecto a las **características del centro**, llama la atención que mientras que el 90-100% de los centros declara que existe un programa en donde se especifican los contenidos mensuales de la asignatura de Matemáticas, está mucho menos extendida la existencia de una política sobre el control de calidad en la asignatura de Matemáticas (entre 27% para PP y 45% para PT), así como sobre la utilización de ordenadores en dicha asignatura (entre el 35% y 45% para PP)⁵.

En la mayoría de los centros no está disponible una asignatura de Educación Financiera en 4º ESO (80,17% de NP, 65,38% de PT y 100% de PP).

Por otra parte, solo en el 12,13% de los centros de Comunidades NP y 16,87% de PT existe una asignatura independiente en donde se imparte Educación Financiera, mientras que entre un 22%-26% de centros imparten contenidos de Educación Financiera de manera inter-curricular (es decir, dentro del programa de otra/s asignatura/s).

La dotación de las aulas y el grado de formación del profesorado en Matemáticas muestran diferencias significativas entre Comunidades. El 100% del profesorado de Matemáticas tiene cualificación ISCED5A en Comunidades NP frente al 72,56% en PT (85,45% en PP). En cambio, un 70,30% de los alumnos de Comunidades con PT dispone de un ordenador en el aula frente al 55,69% en PP (65,95% en NP).

Restringiéndonos a los centros en los que la Educación Financiera está comprendida dentro de otras asignaturas, se observa una mayor concentración en Matemáticas o Ciencias Sociales/Humanidades en el 40% de las Comunidades NP y en el 50% de las Comunidades con PT o PP. Existe mayor divergencia en la utilización de la asignatura de Economía como vía para impartir contenidos de Educación Financiera, puesto que es una opción minoritaria en las Comunidades NP (18,22%) y algo más utilizada en las otras Comunidades (36,98% en PT y 43,71% en PP).

El profesorado que imparte los contenidos de Educación Financiera es en su mayor parte profesorado del centro. Solamente en Comunidades NP o con PT un 12% procede de instituciones privadas o públicas o de organizaciones no gubernamentales. El porcentaje del profesorado que en el último año ha recibido formación específica para impartir Educación Financiera es reducido (y muy dispar entre Comunidades): 30% en PT y NP frente a solo 7,30% en PP. El número promedio de horas de formación que han recibido también refleja acusadas diferencias: 38 horas/año en PT, 30 horas/año en NP y solo 5 horas/año en PP.

⁵ Para un estudio exhaustivo sobre la selección de los centros que participaron en PISA-Financiera (2012) véase el capítulo de Hospido et al. (2014) « Educación financiera y rendimiento educativo ».

Tabla 4.6. Estadísticos descriptivos

	CCAA No participan	CCAA Participación total	CCAA Participación parcial
Características alumno			
Alumno	50,19	52,97	54,85
Alumna	49,81	47,03	45,15
Repetición de curso			
No ha repetido ningún curso	54,56	66,23	54,01
Ha repetido un curso	44,07	32,80	41,41
Ha repetido dos cursos	1,37	0,97	4,58
Vive solo con un padre			
Vive con los dos padres	10,87	10,36	10,24
Vive con los dos padres			
Inmigrante	82,51	82,15	72,12
Padre extranjero	21,17	12,08	10,08
Madre extranjero	23,23	13,73	10,40
Habla otro idioma en el hogar			
Edad llegada a España	26,39	15,66	13,57
Educación padre			
No ha completado ISCED1	21,42	19,30	9,27
ISCED1	14,49	8,07	3,61
ISCED2	2,55	4,13	6,46
ISCED3	14,65	12,08	12,03
ISCED4	21,61	24,27	22,25
ISCED5	4,37	0,81	0,00
ISCED6	18,38	23,05	15,51
Educación madre			
No ha completado ISCED1	15,05	11,02	12,81
ISCED1	16,68	18,97	19,61
ISCED2	3,00	3,27	3,27
ISCED3	14,82	13,83	4,42
ISCED4	26,57	19,97	28,07
ISCED5	3,24	1,81	0,00
ISCED6	23,24	24,40	26,61
Relación con la actividad económica padres			
Padre ocupado	9,81	11,81	9,14
Padre desempleado	16,33	21,71	17,52
Padre otra situación	83,33	76,84	72,25
Madre ocupada	9,90	9,42	9,72
Madre desempleada	3,67	7,11	12,10
Madre otra situación	62,83	60,33	54,33
En las dos últimas semanas			
Saltado un día de clase	8,37	10,94	6,83
Llegado tarde	25,28	25,50	34,29
Utilización de las TIC para deberes en casa			
Nunca	52,49	40,79	45,43
1-2 veces/mes	38,93	33,31	22,65

1-2 veces/semana	17,79	22,38	15,87
Casi todos los días	5,52	8,92	12,19
Todos los días	2,98	3,84	9,19
Disponibilidad de ordenador/tableta	90,00	92,40	79,91
Más de 100 libros en el hogar	35,30	41,99	38,49
Habla con padres sobre temas financieros	26,80	20,75	19,42
Estudiante trabaja o ayuda negocio familiar	18,76	19,00	14,43
Características del centro			
Política educativa del centro			
Control de calidad Matemáticas	37,89	45,52	27,40
Utilización ordenadores	35,12	37,10	45,25
Mismo libro texto todos los estudiantes	81,55	62,24	67,56
Especificación de contenidos mensuales	93,53	91,10	100,00
Tamaño de clase	25,20	26,66	22,68
Disponibilidad de ordenador/tableta	65,95	70,30	55,69
Proporción de alumnas en clase	42,84	48,21	49,49
Profesorado con cualificación ISCED5A	100,00	72,56	85,45
Localización del centro			
Ciudad (más de 1.000.000 hab)	12,54	12,92	0,00
Ciudad (100.000-1.000.000 hab)	21,20	30,26	44,06
Ciudad (15.000-100.000 hab.)	44,99	31,90	22,99
Pueblo (3.000-15.000 hab.)	21,27	21,26	32,95
Medio rural (menos de 3.000 hab.)	0,00	3,67	0,00
Educación Financiera			
Disponibilidad de Educación Financiera			
No está disponible	80,17	63,58	100,00
Disponible desde hace menos de 2 años	8,28	9,47	0,00
Disponible desde hace 2 ó más años	11,55	25,83	0,00
Asignatura obligatoria	0,00	17,17	0,00
Enseñanza de Educación Financiera (posibilidad multirrespuesta)			
Asignatura separada	12,13	16,87	0,00
Asignatura inter-curricular	22,02	26,70	24,00
Dentro de asignatura de Economía	18,22	36,98	43,71
Dentro de asignatura de Matemáticas	41,55	49,75	51,05
Dentro de otras asignaturas (Ciencias Sociales o Humanidades)	42,87	52,09	52,78
Actividad extra-curricular	3,10	2,07	0,00
Dentro de clases profesor-tutor	15,44	8,62	16,75
Quién imparte Educación Financiera			
Profesorado del centro	68,98	78,68	83,20
Profesionales del sector público, privado o de ONG	12,98	12,43	0,00
Profesorado ha participado en actividad de desarrollo profesional (área Financiera)	30,46	32,10	7,30
Número promedio de horas	30,81	38,02	5,00
N	167	532	66

Relación entre Educación Financiera y Matemáticas

Las Tablas 4.7 y 4.8 ofrecen la puntuación en Matemáticas y Educación Financiera según el tipo de participación en Escuela 2.0 y la repetición de curso académico. También se han realizado tres contrastes de igualdad de medias: entre Comunidades no participantes y con participación total, entre no participantes y participación parcial, y entre participación total y parcial.

Por otra parte, las Figuras 4.1 a 4.3 muestran la función de densidad correspondiente a la puntuación en Matemáticas y en Educación Financiera según la repetición o no de cursos académicos, pertenecientes a Comunidades Autónomas con participación total en Escuela 2.0 o no participantes. Debido al reducido número de observaciones para Comunidades con participación parcial en Escuela 2.0 no se han realizado las funciones de densidad correspondientes. Del análisis de las figuras y de las tablas se extraen las siguientes observaciones:

Para alumnos no repetidores, no hay diferencias significativas en la puntuación (tanto de Matemáticas como de Educación Financiera) en los tres tipos de Comunidades.

1. Entre alumnos no repetidores y repetidores hay una diferencia de entre 88(PT) y 115(PP) puntos para la puntuación en Matemáticas, y entre 94(NP) y 100(PP) puntos para Educación Financiera. De hecho, al comparar las Figuras 4.1 a 4.3 se aprecia cómo la moda de la distribución se va desplazando progresivamente hacia la izquierda al pasar de no repetidores a repetidores de un curso y a repetidores de dos cursos.
2. Para alumnos repetidores, la puntuación en Matemáticas es significativamente inferior en Comunidades con PP respecto a PT para todos los alumnos repetidores, y respecto a NP solamente en alumnos repetidores de un curso.
3. Para alumnos repetidores de un curso, la puntuación en Educación Financiera es significativamente inferior en Comunidades con PP respecto a PT.
4. Por consiguiente, no hay diferencias significativas en la puntuación en Matemáticas y en Educación Financiera de alumnos repetidores entre Comunidades con PT y NP.

Figura 4.1. Funciones de densidad de puntuación en Matemáticas y en Educación Financiera según participación en Programa Escuela 2.0. Alumnos no repetidores

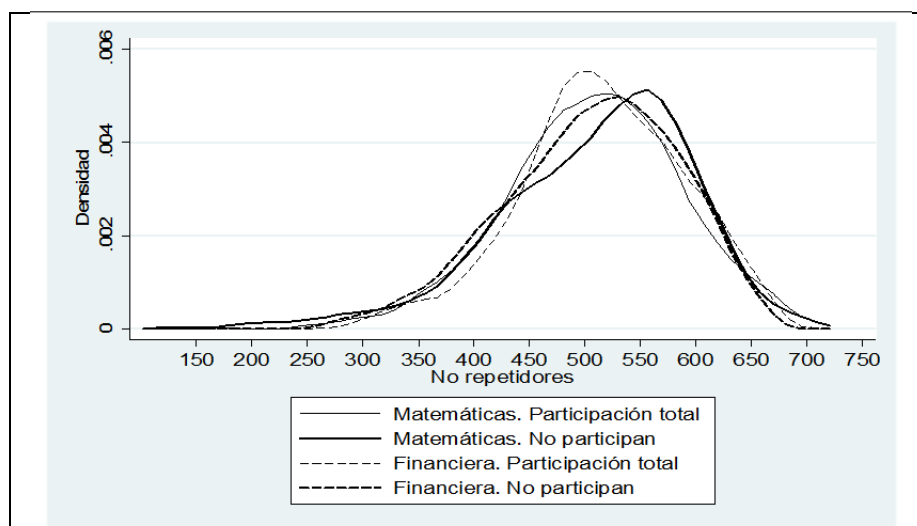


Figura 4.2. Funciones de densidad de puntuación en Matemáticas y en Educación Financiera según participación en Programa Escuela 2.0. Alumnos que han repetido un curso

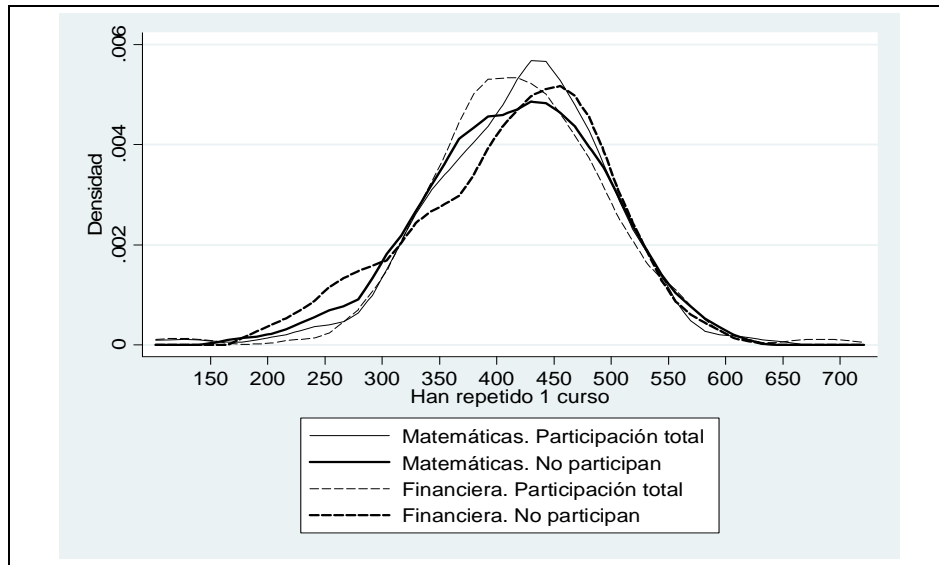


Figura 4.3. Funciones de densidad de puntuación en Matemáticas y en Educación Financiera según participación en Programa Escuela 2.0. Alumnos que han repetido dos cursos

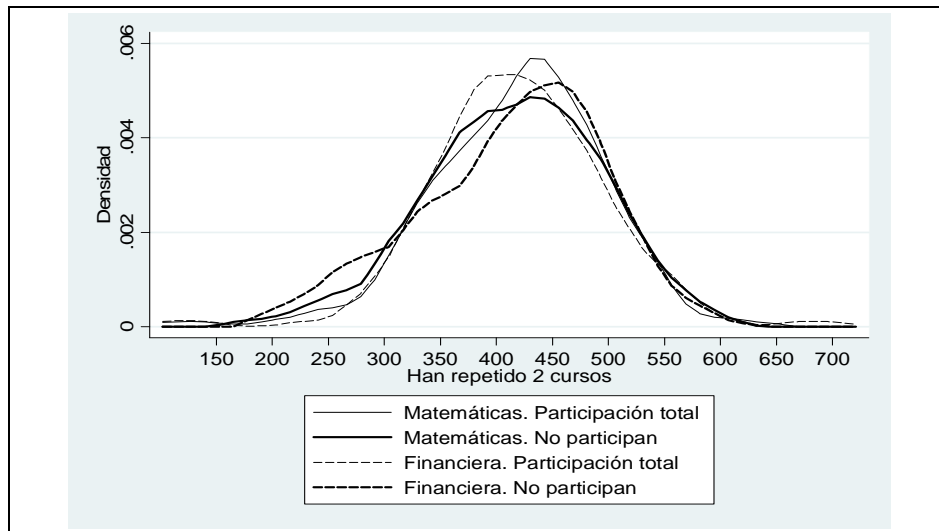


Tabla 4.7. Puntuación en Matemáticas según participación en Escuela 2.0

		No part.	Part. Total	Part. parcial	Test igualdad medias p-values entre paréntesis		
		(1)	(2)	(3)	(1)vs.(2)	(1)vs.(3)	(2)vs.(3)
No rep.	Media	510,40	507,40	490,11	F(1,453)=0.1094 (0.7410)	F(1,136)=1.7251 (0.1912)	F(1,397)=1.7444 (0.1873)
	Desv.st	83,36	79,71	78,02			
	N	97	358	41			
Rep. (total)	Media	413,37	419,17	374,69	F(1,241)=0.3138 (0.5759)	F(1,93)=4.4697 (0.0372)	F(1,198)=8.989 (0.0031)
	Desv.st	76,95	74,55	90,04			
	N	69	174	26			
Rep. 1 curso	Media	415,94	419,52	370,94	F(1,233)=0.1192 (0.7302)	F(1,88)=5.7063 (0.0190)	F(1,189)=9.7852 (0.0020)
	Desv.st	74,54	73,91	92,50			
	N	67	168	23			
Rep. 2 cursos	Media	379,40	398,61	338,90	F(1,61)=1.0788 (0.3031)	F(1,25)=1.6253 (0.2141)	F(1,56)=6.8473 (0.0114)
	Desv.st	65,87	66,58	98,82			
	N	16	47	11			

Tabla 4.8. Puntuación en Educación Financiera según participación en Escuela 2.0

		No part.	Part. Total	Part. parcial	Test igualdad medias p-values entre paréntesis		
		(1)	(2)	(3)	(1)vs.(2)	(1)vs.(3)	(2)vs.(3)
No rep.	Media	506,39	515,11	497,06	F(1,453)=1.1260 (0.2892)	F(1,136)=0.4493 (0.5038)	F(1,397)=2.2965 (0.1305)
	Desv.st	74,87	72,50	71,19			
	N	97	358	41			
Rep. (total)	Media	412,72	418,70	396,55	F(1,241)=0.3241 (0.5697)	F(1,93)=0.8017 (0.3729)	F(1,198)=2.2508 (0.1351)
	Desv.st	78,28	75,45	83,66			
	N	69	174	26			
Rep. 1 curso	Media	413,85	419,34	393,26	F(1,233)=0.2637 (0.6081)	F(1,88)=1.1782 (0.2807)	F(1,189)=2.7932 (0.0963)
	Desv.st	78,18	75,74	85,95			
	N	67	168	23			
Rep. 2 cursos	Media	397,28	407,34	375,92	F(1,61)=0.2293 (0.6337)	F(1,25)=0.4936 (0.4888)	F(1,56)=1.7761 (0.1880)
	Desv.st	73,99	75,96	84,23			
	N	16	47	11			

Las Tablas 4.9 a 4.12 muestran la tabulación cruzada de la puntuación en Matemáticas y en Educación Financiera para Comunidades con participación total en Escuela 2.0 y Comunidades no participantes, y para alumnos repetidores y no repetidores.

La puntuación en Matemáticas y en Educación Financiera se ha tabulado según los niveles propuestos por la OECD (2014). Para alumnos no repetidores, se observa:

1. Mayor concentración de puntuaciones altas en Comunidades con NP ya que el porcentaje de alumnos que se encuentra en los niveles 4 ó 5 de ambas materias es 26,54% para PT frente a 31,95% para NP.
2. Similar concentración de alumnos con puntuaciones bajas en ambas Comunidades ya que el porcentaje de alumnos que se encuentra simultáneamente en los niveles 1 ó 2 de Educación Financiera o inferior a 1, nivel 1 o nivel 2 de Matemáticas es 9,23% para PT frente a 10,30% para NP.
3. En las Comunidades con PT hay algunos casos que parecen un tanto atípicos: alto rendimiento en Educación Financiera, pero muy bajo en Matemáticas (0,56% de alumnos con Nivel 3 en Educación Financiera, pero solo Nivel 1 en Matemáticas; 0,56% de alumnos con Nivel 4 en Educación Financiera y solo Nivel 2 en Matemáticas), o viceversa, rendimiento alto en Matemáticas, pero muy bajo en Educación Financiera (0,28% con Nivel 1 en Educación Financiera y Nivel 4 en Matemáticas).

Tabla 4.9. Clasificación de los niveles en Matemáticas⁶ y Educación Financiera. Comunidades con participación total en Escuela 2.0. Alumnos no repetidores (%)

Financiera	Matemáticas						Total
	Inferior a Nivel 1 Menos de 357,7	Nivel 1 Entre 357,7 y 420,1	Nivel 2 Entre 420,1 y 482,4	Nivel 3 Entre 482,4 y 544,7	Nivel 4 Entre 544,7 y 607	Nivel 5 Más de 607	
Nivel 1 Menos de 369,9	1,12	4,47	1,12	0,00	0,28	0,00	6,98
Nivel 2 Entre 369,9 y 457,5	1,68	1,96	6,15	2,79	1,40	0,00	13,97
Nivel 3 Entre 457,7 y 518,6	0,56	2,51	12,29	13,69	4,47	0,00	33,52
Nivel 4 Entre 518,6 y 579,4	0,00	0,56	3,91	10,61	9,50	0,84	25,42
Nivel 5 Más de 579,4	0,00	0,00	0,00	3,91	7,82	8,38	20,11
Total	3,35	9,50	23,46	31,01	23,46	9,22	100,00

⁶ La clasificación realizada por la OECD(2014) define el "Nivel 5" como puntuaciones comprendidas entre 606.9 y 669.3 y el "Nivel 6" para puntuaciones superiores a 669.3, pero dado el reducido número de observaciones en el Nivel 6, se han incluido dentro del Nivel 5.

Tabla 4.10. Clasificación de los niveles en Matemáticas y Educación Financiera. Comunidades no participantes en Escuela 2.0. Alumnos no repetidores (%)

Financiera	Matemáticas						Total Total
	Inferior a Nivel 1 Menos de 357,7	Nivel 1 Entre 357,7 y 420,1	Nivel 2 Entre 420,1 y 482,4	Nivel 3 Entre 482,4 y 544,7	Nivel 4 Entre 544,7 y 607	Nivel 5 Más de 607	
Nivel 1 Menos de 369,9	3,09	1,03	2,06	1,03	0,00	0,00	7,22
Nivel 2 Entre 369,9 y 457,5	1,03	5,15	9,28	2,06	1,03	0,00	18,56
Nivel 3 Entre 457,7 y 518,6	0,00	2,06	8,25	12,37	4,12	1,03	27,84
Nivel 4 Entre 518,6 y 579,4	0,00	0,00	3,09	8,25	16,49	1,03	28,87
Nivel 5 Más de 579,4	0,00	0,00	0,00	3,09	10,31	4,12	17,53
Total	4,12	8,25	22,68	26,80	31,96	6,19	100,00

Se ha realizado una tabulación conjunta para alumnos repetidores de 1 o 2 cursos en las Tablas 4.11 y 4.12. Mientras que en los alumnos no repetidores las diferencias entre ambas Comunidades se encontraban en la diferente concentración para puntuaciones más altas, en el caso de los alumnos repetidores, las diferencias se localizan en los niveles más bajos de resultados:

1. El porcentaje de alumnos que se encuentra en los niveles más altos es similar en ambas Comunidades: 14,37% en PT y 14,49% en NP tienen niveles 3, 4 ó 5 en Matemáticas y niveles 4 ó 5 en Educación Financiera.
2. Hay una mayor concentración de alumnos con pobres resultados en ambas materias en Comunidades con PT: 68,40% de Comunidades con PT frente a 50,87% de NP se encuentran en los niveles 1 ó 2 de Educación Financiera y nivel inferior a 1, nivel 1 o nivel 2 en Matemáticas

Tabla 4.11. Clasificación de los niveles en Matemáticas y Educación Financiera. Comunidades con participación total en Escuela 2.0. Alumnos repetidores (%)

Financiera	Matemáticas						Total
	Inferior a Nivel 1 Menos de 357,7	Nivel 1 Entre 357,7 y 420,1	Nivel 2 Entre 420,1 y 482,4	Nivel 3 Entre 482,4 y 544,7	Nivel 4 Entre 544,7 y 607	Nivel 5 Más de 607	Total
Nivel 1 Menos de 369,9	17,82	14,37	8,05	0,00	0,00	0,00	40,23
Nivel 2 Entre 369,9 y 457,5	3,45	10,34	14,37	2,30	0,00	0,00	30,46
Nivel 3 Entre 457,7 y 518,6	0,00	3,45	8,05	8,05	1,15	0,00	20,69
Nivel 4 Entre 518,6 y 579,4	0,00	0,00	2,30	4,60	0,00	0,00	6,90
Nivel 5 Más de 579,4	0,00	0,00	1,15	0,00	0,00	0,57	1,72
Total	21,26	28,16	33,91	14,94	1,15	0,57	100,00

Tabla 4.12. Clasificación de los niveles en Matemáticas y Educación Financiera. Comunidades no participantes en Escuela 2.0. Alumnos repetidores (%)

Financiera	Matemáticas						Total
	Inferior a Nivel 1 Menos de 357,7	Nivel 1 Entre 357,7 y 420,1	Nivel 2 Entre 420,1 y 482,4	Nivel 3 Entre 482,4 y 544,7	Nivel 4 Entre 544,7 y 607	Nivel 5 Más de 606,9	Total
Nivel 1 Menos de 369,9	21,74	11,59	2,90	0,00	0,00	0,00	36,23
Nivel 2 Entre 369,9 y 457,5	1,45	14,49	8,70	7,25	0,00	0,00	31,88
Nivel 3 Entre 457,7 y 518,6	0,00	1,45	11,59	11,59	1,45	0,00	26,09
Nivel 4 Entre 518,6 y 579,4	0,00	0,00	4,35	0,00	1,45	0,00	5,80
Nivel 5 Más de 579,4	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Total	23,19	27,54	27,54	18,84	2,90	0,00	100,00

Resultados

A continuación se muestran los resultados de la estimación del modelo. En la Tabla 4.13 se ofrecen los resultados de los modelos con y sin efectos mixtos para Comunidades con PT y en la Tabla 4.14 para Comunidades NP. En todos los modelos (con y sin efectos mixtos, para Comunidades con PT o NP) el coeficiente de correlación es significativo y con signo positivo, indicando que aquellas variables inobservables que aumentan la puntuación en Matemáticas están correlacionadas positivamente con los inobservables que aumentan la puntuación en Educación Financiera, y viceversa.

En relación a la validación del modelo con efectos mixtos se observa que la función de verosimilitud es mayor en comparación con el valor de dicha función en el modelo probit bivalente estándar. Además, al estimar el impacto de la Educación Financiera sobre las Matemáticas como una función con media (μ) y desviación estándar (σ), se aprecia que ambos parámetros son significativamente distintos de cero en el modelo para Comunidades con PT y en el modelo para Comunidades NP. Este resultado corrobora la existencia de una heterogeneidad sustancial en el efecto de la Educación Financiera sobre los resultados en Matemáticas entre los estudiantes.

En relación al efecto de otras variables explicativas, en ambos tipos de Comunidades, se observa que los alumnos (chicos), no repetidores, y los que disponen de un ordenador en casa tienden a obtener una mayor puntuación en Matemáticas. Pero frente a la ventaja de las TIC en el domicilio, el hecho de disponer de un ordenador/tableta para uso personal en el aula ejerce un efecto negativo sobre la puntuación en Matemáticas.

Al comparar los modelos con efecto mixtos, se aprecia que el aumento en la puntuación en Matemáticas para alumnos no repetidores y la disminución para alumnos inmigrantes son considerablemente mayores en las Comunidades NP. Aunque los estudiantes de sexo femenino y los inmigrantes obtienen una puntuación inferior en Matemáticas y en Educación Financiera, la diferencia respecto a los alumnos de sexo masculino o el alumnado no inmigrante es menor en el área de Educación Financiera (tal y como también han constatado otros autores, Martin et al., 2007).

En el modelo con efectos mixtos para las Comunidades con PT, los centros que cuentan con una política sobre la utilización de ordenadores en clase y sobre la evaluación de la calidad en Matemáticas tienden a obtener una mayor puntuación en esta asignatura.

En relación a la puntuación en Educación Financiera, el efecto positivo para el alumnado masculino es menor que para la puntuación en Matemáticas, mientras que el efecto negativo que experimentan los alumnos inmigrantes es menor respecto a Matemáticas. Por lo que respecta a la ubicación de la Educación Financiera en el proyecto docente, se observa un efecto positivo cuando existe obligación de cursar esta asignatura⁷ y cuando lleva más de dos años impartándose en el centro. Este último resultado puede estar relacionado con la existencia de efectos de aprendizaje en el plano docente, puesto que a medida que aumentan los años de « rodaje » de la asignatura, los profesores saben mejor cómo llegar a los alumnos.

Hablar con los padres sobre temas relacionados con la Educación Financiera o realizar algún trabajo son variables significativas con signo positivo, siendo mayor la influencia de la primera variable sobre la puntuación en Educación Financiera. Estos resultados confirman las evidencias obtenidas por la literatura previa⁸.

El hecho de que la docencia corresponda a profesores del centro en lugar de a profesionales de organismos públicos, privados u ONG no resulta significativo para Comunidades con PT, pero sí (con signo positivo) para Comunidades NP. El porcentaje de profesorado que ha recibido formación específica en Educación Financiera durante el último año tampoco resulta significativa en Comunidades con PT, pero sí en NP.

⁷ Para un estudio exhaustivo sobre los beneficios derivados de la Educación Financiera obligatoria véase el capítulo de Lacuesta et al. (2014) « Factores que mejoran el conocimiento financiero »

⁸ Para un estudio exhaustivo sobre la influencia del entorno familiar sobre el esfuerzo y la adquisición de competencia financiera, véase el capítulo de Fernández de Guevara et al. (2014) « Esfuerzo y competencia financiera en España : un análisis con datos de PISA »

Tabla 4.13. Estimación del modelo probit ordenado bivalente para puntuación en Matemáticas y en Educación Financiera. Comunidades con participación total

	Sin efectos mixtos			Con efectos mixtos		
	Coef	Std.D		Coef	Std.D	
Matemáticas						
Puntuación Educación Financiera	1,215	0,069	***			
Alumno (chico)	0,457	0,103	***	0,433	0,193	***
Inmigrante	-0,149	0,077	**	-0,339	0,090	***
No repetidor	0,175	0,041	**	0,334	0,045	***
Política utilización ordenadores	0,224	0,100	**	0,180	0,032	***
Política calidad Matemáticas	0,011	0,163		0,050	0,028	*
Tamaño medio clase	0,005	0,007		-0,006	0,008	
Proporción alumnas clase	-0,928	0,360	**	-0,599	0,413	
Proporción profesores ISCED5A	0,142	0,110		0,181	0,143	**
Ordenador/tableta en casa	0,349	0,117	***	0,431	0,218	**
Ordenador/tableta en centro	-0,136	0,010	***	-0,146	0,035	***
TIC para deberes en casa						***
1-2 veces/semana	0,230	0,113	**	0,141	0,148	
Casi todos los días	-0,068	0,011	***	-0,245	0,105	**
Todos los días	-0,440	0,241	**	-0,695	0,288	***
Educación financiera						
No repetidor	1,198	0,121	***	1,250	0,236	***
Alumno (chico)	0,363	0,091	***	0,315	0,102	***
Inmigrante	-0,305	0,162	*	-0,238	0,108	*
Estudiante habla con padres	0,092	0,011	***	0,172	0,011	***
Estudiante trabaja	0,041	0,071	**	0,102	0,026	***
Ordenador/tableta en casa	0,454	0,205	***	0,239	0,146	***
Asignatura desde hace menos 2 años	0,304	0,154	**	0,572	0,192	**
Asignatura desde hace 2 ó más años	0,407	0,202	**	0,635	0,188	**
Asignatura obligatoria	0,276	0,155	*	0,664	0,207	*
Cómo se explica						
Asignatura inter-curricular	-0,342	0,126	***	-0,403	0,177	***
Dentro asignatura Economía	-0,331	0,013	**	-0,420	0,137	**
Dentro asignatura Matemáticas	0,270	0,065	***	0,221	0,103	***
Dentro asignatura Ciencias o Humanidades	-0,128	0,050	**	-0,093	0,177	**
Cursos de formación profesorado	0,042	0,139		0,086	0,135	
Enseñante: Profesor del centro	0,175	0,147		0,260	0,156	
Tamaño medio clase	-0,016	0,006	**	-0,023	0,175	**
Proporción alumnas clase	-0,066	0,281		-0,017	0,007	
Interacción: Ordenador/tableta en centro y Financ. dentro de Matem.	-0,485	0,056	***	-0,602	0,289	***
Interacción: TIC para deberes en casa y Financiera dentro de Matemáticas						
1-2 veces/semana	0,207	0,062	**	0,326	0,173	**
Casi todos los días	-0,192	0,082	**	-0,047	0,200	**
Todos los días	-0,804	0,323	**	-0,147	0,278	**
Constante	-0,736	0,245	***	-0,935	0,445	***
μ (efecto mixto)				1,222	0,254	***
σ (efecto mixto)				0,653	0,287	***
ρ	0,627	0,149	***	0,351	0,178	***
Log likelihood		-1.174,959			-1.147,912	
N		532			532	

Fuente: Elaboración propia. Todos los cut-off points son significativos al 5%. En ambas ecuaciones se han incluido como variable explicativa el tamaño del municipio de residencia y el máximo nivel educativo del padre/madre. Variables omitidas: alumna, repetidor, nacional, utiliza el ordenador para hacer deberes en casa 1-2 veces/mes o con menos frecuencia, Educación Financiera no obligatoria, asignatura para Educación Financiera no disponible. (***: significativo al 1%; **: significativo al 5%; *: significativo al 10%).

Tabla 4.14. Estimación del modelo probit ordenado bivalente para puntuación en Matemáticas y en Educación Financiera. Comunidades no participantes

	Sin efectos mixtos			Con efectos mixtos		
	Coef	Std.D		Coef	Std.D	
Matemáticas						
Puntuación Educación Financiera	1,291	0,142	***			
Alumno (chico)	0,688	0,199	***	0,624	0,201	***
Inmigrante	-0,616	0,278	**	-1,844	0,419	***
No repetidor	0,826	0,338	**	2,051	0,548	***
Política utilización ordenadores	0,332	0,203		0,490	0,858	
Política calidad Matemáticas	0,547	0,371		1,670	2,336	
Tamaño medio clase	-0,040	0,025		-0,142	0,199	
Proporción alumnas clase	-1,257	0,568		1,060	2,313	
Proporción profesores ISCED5A						
Ordenador/tableta en casa	0,592	0,256	**	0,845	0,316	**
Ordenador/tableta en centro	-0,064	0,021	***	-0,226	0,112	**
TIC para deberes en casa						
1-2 veces/semana	0,029	0,009	***	0,021	0,006	***
Casi todos los días	-0,049	0,024	**	-0,216	1,482	**
Todos los días	-0,102	0,050	**	-0,614	0,201	***
Educación financiera						
No repetidor	1,180	0,210	***	1,240	0,189	***
Alumno (chico)	0,350	0,128	**	0,310	0,098	***
Inmigrante	-0,503	0,272	*	-0,391	0,115	*
Estudiante habla con padres	0,228	0,100	**	0,344	0,165	**
Estudiante trabaja	0,257	0,130	**	0,195	0,068	***
Ordenador/tableta en casa	0,631	0,349	**	0,241	0,108	**
Asignatura desde hace menos 2 años	0,121	0,016	***	0,798	0,378	**
Asignatura desde hace 2 ó más años	0,728	0,321	**	0,941	0,450	**
Asignatura obligatoria	-	-		-	-	
Cómo se explica						
Asignatura inter-curricular	-0,607	0,134	***	-0,214	0,064	***
Dentro asignatura Economía	-0,670	0,216	***	-0,771	0,349	***
Dentro asignatura Matemáticas	0,105	0,038	***	0,297	0,084	***
Dentro asignatura Ciencias o Humanidades	-0,249	0,036	***	-0,242	0,015	***
Cursos de formación profesorado	0,786	0,279	***	0,952	0,445	***
Enseñante: Profesor del centro	0,789	0,382	**	0,808	0,323	**
Tamaño medio clase	0,038	0,026		0,863	0,515	
Proporción alumnas clase	0,573	0,874		0,039	0,030	
Interacción: Ordenador/tableta en centro y Financ. dentro de Matem.						
	-0,434	0,132	***	-0,830	0,211	***
Interacción: TIC para deberes en casa y Financiera dentro de Matemáticas						
1-2 veces/semana	0,184	0,067	***	0,180	0,063	***
Casi todos los días	-0,263	0,025	***	-0,350	0,075	***
Todos los días	-0,337	0,067	**	-0,413	0,065	**
Constante	0,468	0,421		-0,998	0,572	**
μ (efecto mixto)				1,410	0,308	***
σ (efecto mixto)				0,257	0,081	***
ρ	0,751	0,178	***	0,271	0,101	***
Log likelihood		-360,159			-347,454	
N		166			166	

Fuente: Elaboración propia. Todos los cut-off points son significativos al 5%. En ambas ecuaciones se han incluido como variable explicativa el tamaño del municipio de residencia y el máximo nivel educativo del padre/madre. Variables omitidas: alumna, repetidor, nacional, utiliza el ordenador para hacer deberes en casa 1-2 veces/mes o con menos frecuencia, Educación Financiera no obligatoria, asignatura para Educación Financiera no disponible. (***: significativo al 1%; **: significativo al 5%; *: significativo al 10%).

Efecto de la Educación Financiera sobre la puntuación en Matemáticas (efectos mixtos)

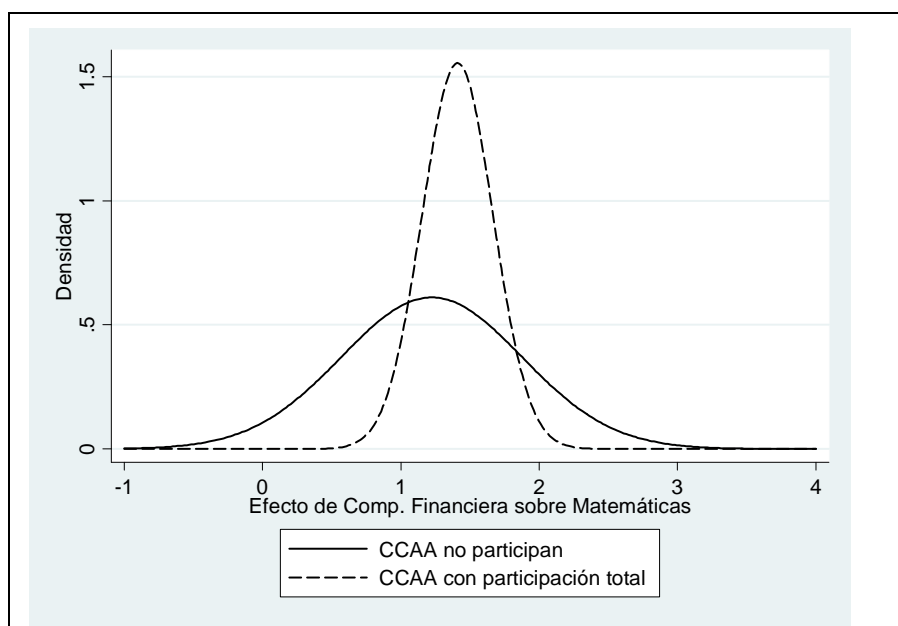
Al comparar el efecto de la Educación Financiera sobre las Matemáticas entre ambos tipos de Comunidades y de modelos se aprecia que:

1. La Educación Financiera siempre ejerce un efecto significativo y positivo sobre la asignatura de Matemáticas.
2. En el caso del modelo con efectos mixtos, la desviación típica del efecto es significativa, lo que corrobora la conveniencia de estimar este modelo. La variabilidad del efecto es mayor en las Comunidades con PT (0,257 para NP y 0,653 para PT))
3. Para ambas Comunidades, el efecto es más intenso en el modelo con efectos mixtos: 1,410 frente a 1,291 para NP y 1,222 frente a 1,215 para PT.

La ventaja de estimar un modelo con efectos mixtos es que posibilita diferenciar el efecto de la Educación Financiera sobre Matemáticas dentro de un mismo grupo. La Figura 4.4 muestra las funciones de densidad correspondiente al efecto de la Educación Financiera sobre las Matemáticas en Comunidades con PT y NP.

El efecto de la variable Educación Financiera sobre Matemáticas es más intenso en Comunidades NP que en las de PT (1,410 frente a 1,222) y también está más concentrado. Esto implica que en las Comunidades con PT hay alumnos que experimentan un gran beneficio del aprendizaje de Educación Financiera sobre la puntuación en Matemáticas (un 30% de la distribución se encuentra por encima de 2), pero también hay alumnos que se encuentran en la situación opuesta (un 10,62% se encuentra por debajo de cero), es decir, que obtienen buenos resultados en Educación Financiera, pero malos en Matemáticas.

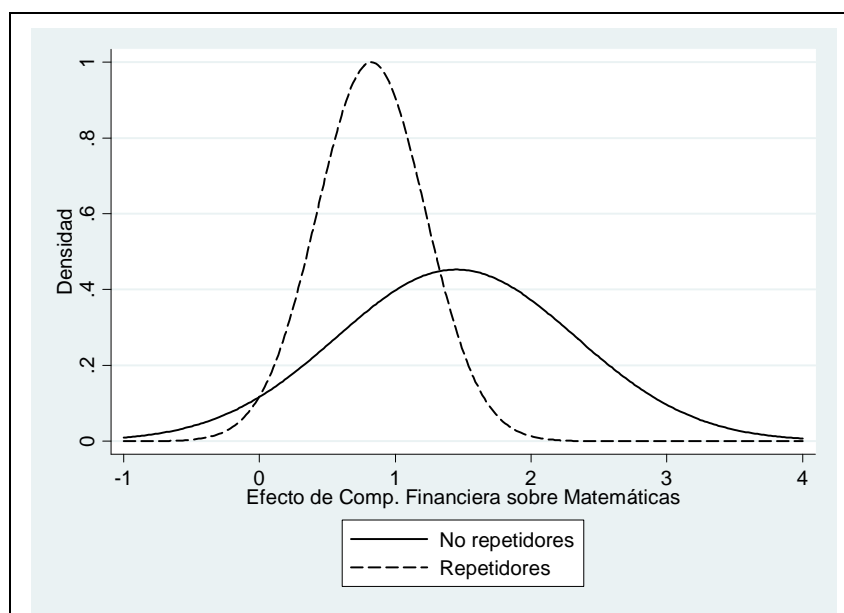
Figura 4.4. Funciones de densidad del efecto de la Educación Financiera sobre la puntuación en Matemáticas según participación en el Programa Escuela 2.0 (Se incluyen repetidores y no repetidores)



Función de densidad	μ	σ	Efecto con signo negativo (%)
CCAA no participan	1,410	0,257	0
CCAA participación total	1,222	0,653	10,62%

El tamaño de la muestra de las Comunidades con PT permite estimar el modelo probit bivariente con efectos mixtos diferenciando entre alumnos repetidores y no repetidores⁹. La Figura 4.5 muestra las funciones de densidad para alumnos repetidores y no repetidores de Comunidades con PT.

Figura 4.5. Funciones de densidad del efecto de la Educación Financiera sobre la puntuación en Matemáticas según repetición de curso. Solo Comunidades con participación total en el Programa Escuela 2.0



Función de densidad	μ	σ	Efecto con signo negativo (%)
No repetidores	1,4491	0,881	11,70%
Repetidores	0,8234	0,349	7,07%

El efecto de la Educación Financiera sobre Matemáticas es, en promedio, 1,4491 para no repetidores frente a 0,8234 frente a repetidores. Esto quiere decir, al menos en Comunidades con PT existe un efecto multiplicativo (que también podríamos calificar como externalidad positiva) de la Educación Financiera sobre las Matemáticas para alumnos no repetidores. Sin embargo, los alumnos que han repetido algún curso, la transmisión de conocimientos o habilidades de Educación Financiera a Matemáticas se realiza con una tasa inferior a la unidad (el tamaño de la muestra no nos permite diferenciar entre alumnos repetidores de uno o dos cursos académicos).

En el caso de alumnos no repetidores en Comunidades con PT, la función de densidad muestra bastante dispersión ($\sigma=0.881$), lo que implica que existen diversos perfiles de estudiantes:

1. Un 37,42% se encuentra por encima de 2, es decir, que la puntuación en Educación Financiera ejerce un efecto duplicador sobre la puntuación de Matemáticas.
2. Un 9,61% se encuentra por encima de 3, es decir, que la puntuación en Educación Financiera ejerce un efecto triplicador sobre la puntuación en Matemáticas.

⁹ Los resultados no se muestran debido a su extensión, pero están disponibles previa petición a los autores.

3. Hay un 11,70% de los estudiantes para los que el efecto se encuentra por debajo de cero.

Estos resultados parecen indicar que el aprendizaje para unos estudiantes funciona como en un sistema de ósmosis, de manera que los conocimientos/habilidades de Educación Financiera se transvasan al área de Matemáticas con un efecto claramente positivo. En cambio, hay otros estudiantes en los que parece operar un sistema de compartimentos estancos, y en donde “conviven” buenos resultados en Educación Financiera con resultados menos satisfactorios en Matemáticas.

Como recapitulación de esta sección, en las Comunidades NP, el efecto de Educación Financiera sobre Matemáticas siempre es positivo, y concentrado fundamentalmente en valores entre 1 y 2. En Comunidades con PT se presenta una cierta dicotomía. Por una parte, hay alumnos tanto repetidores como no repetidores que experimentan un efecto negativo. Por otra parte, hay más un tercio de alumnos no repetidores para los que el efecto de la Educación Financiera tiene un valor superior a 2.

Probabilidades predichas para Educación Financiera

La Tabla 4.15 muestra la probabilidad de que la puntuación en Educación Financiera se encuentre en los niveles 1 a 5 en función de diferentes variables relativas a la metodología docente de la misma, participación en el programa Escuela 2.0 y alumnado repetidor o no repetidor.

Ubicación de la Educación Financiera en relación a otras asignaturas

Para alumnos no repetidores, se observa que la probabilidad de que la puntuación en Educación Financiera se encuentre en los niveles 4 ó 5 es superior cuando está incluida dentro de la asignatura de Matemáticas (0,439 para PT y 0,566 para NP). En segundo lugar, cuando está incluida dentro de otra asignatura de Ciencias Sociales o Humanidades (0,408 para PT y 0,493 para NP). Hay que destacar que si la Educación Financiera se incluye dentro de la asignatura de Matemáticas, la probabilidad de obtener una puntuación en los niveles 4 ó 5 aumenta un 36,33% (PT) y 52,97%(NP) frente a una ubicación dentro de la asignatura de Economía.

Para alumnos repetidores, la probabilidad de que la puntuación en Educación Financiera se encuentre en el nivel 1 es 0,519 (PT) y 0,426 (NP) si se imparte dentro de la asignatura de Economía, frente a 0,394 (PF) y 0,314 (NP) si se incluye dentro de la asignatura de Matemáticas. Es decir, la probabilidad de obtener los resultados más bajos se reduce 24,08% (PT) y 26.29% (NP) cuando se imparte dentro de la asignatura de Matemáticas.

Utilización del ordenador en el aula para la asignatura de Matemáticas

La interacción entre la utilización del ordenador en la asignatura de Matemáticas y la ubicación de la Educación Financiera dentro de dicha asignatura, revela que la probabilidad de obtener un puntuación de nivel 4 ó 5 en Educación Financiera disminuye cuando el alumno tiene un ordenador/tableta en clase para su uso personal (0,393 frente a 0,452 para PT y 0,398 frente a 0,518 para NP). En términos porcentuales, la utilización del ordenador en la asignatura de Matemáticas implica una disminución del nivel en Educación Financiera del 15,26% para PT y 30,15% para NP. De todas formas, el hecho de que la reducción (en

términos porcentuales) sea mayor en Comunidades NP puede ser indicio de diferentes estilos de metodología docente aplicada a las TIC entre Comunidades que han participado y que no han participado en Escuela 2.0.

Para alumnos repetidores en Comunidades con PT no se aprecian diferencias significativas en la distribución por niveles de Educación Financiera en función de la utilización del ordenador en el aula. En cambio, en Comunidades NP, la probabilidad de que la puntuación en Educación Financiera se encuentre en los niveles más bajos (1 ó 2) es 0,289 cuando se utiliza el ordenador frente a 0,204 cuando no se utiliza, lo que supone una reducción del 29,41%. Como ya se ha comentado, estas diferencias según Comunidades dejan entrever la existencia de diferencias en la utilización que se les da a las TIC como herramienta de aprendizaje.

Utilización del ordenador para hacer los deberes de Matemáticas en casa

La interacción entre la utilización del ordenador para hacer los deberes de Matemáticas en casa y la inclusión de la Educación Financiera dentro de esta asignatura revela diferentes patrones de conducta en función de la participación en Escuela 2.0 y de la repetición de curso.

Para alumnos no repetidores, la mayor probabilidad de obtener una puntuación de nivel 4 ó 5 en Educación Financiera corresponde a una utilización del ordenador de 1-2 veces/semana en Comunidades con PT frente a una utilización de 1-2 veces/mes o inferior en NP. En el caso de las Comunidades con PT, la probabilidad alcanza un mínimo (0,130) cuando el ordenador se utiliza todos los días, aumenta a 0,374 cuando se utiliza casi todos los días, llega a su punto máximo (0,497) correspondiente a 1-2-veces/semana y vuelve a disminuir a 0,430 cuando se utiliza de forma más infrecuente. Para Comunidades NP, la probabilidad de obtener mejores resultados en Educación Financiera muestra una relación inversa con la frecuencia de uso 0,222 para todos los días, 0,451 para casi todos los días, 0,600 para 1-2 veces/semana y 0,6778 para 1-2 veces/mes o menos.

Para alumnos repetidores, la mayor probabilidad de obtener una puntuación de nivel 1 en Educación Financiera corresponde a una utilización diaria del ordenador en Comunidades con PT o casi diaria en NP. La menor probabilidad de obtener una puntuación de nivel 1 se encuentra cuando el ordenador se utiliza para hacer los deberes 1-2 veces/semana (0,251 para PT y 0,242 para NP).

Tabla 4.15. Probabilidad predicha del nivel de Educación Financiera en función de la participación en el Programa Escuela 2.0 y de la repetición de curso

	Participación total		No participación	
	No rep.	Repetidor	No rep.	Repetidor
Educación financiera: dentro de asignatura de Economía				
Puntuación Compt. Financiera: Nivel 1	0,117	0,519	0,110	0,426
Puntuación Compt. Financiera: Nivel 2	0,209	0,260	0,223	0,306
Puntuación Compt. Financiera: Nivel 3	0,351	0,173	0,297	0,186
Puntuación Compt. Financiera: Nivel 4	0,201	0,039	0,233	0,066
Puntuación Compt. Financiera: Nivel 5	0,121	0,009	0,137	0,015
Educación financiera: dentro de asignatura de Matemáticas				
Puntuación Compt. Financiera: Nivel 1	0,068	0,394	0,040	0,314
Puntuación Compt. Financiera: Nivel 2	0,158	0,280	0,133	0,323
Puntuación Compt. Financiera: Nivel 3	0,334	0,236	0,261	0,238
Puntuación Compt. Financiera: Nivel 4	0,241	0,069	0,301	0,100
Puntuación Compt. Financiera: Nivel 5	0,198	0,021	0,265	0,026

Educación financiera: dentro de asignatura de Ciencias Sociales o Humanidades				
Puntuación Compt. Financiera: Nivel 1	0,080	0,421	0,056	0,361
Puntuación Compt. Financiera: Nivel 2	0,171	0,278	0,166	0,314
Puntuación Compt. Financiera: Nivel 3	0,341	0,221	0,285	0,217
Puntuación Compt. Financiera: Nivel 4	0,232	0,061	0,283	0,086
Puntuación Compt. Financiera: Nivel 5	0,176	0,018	0,210	0,021
Educación financiera: actividad extra-curricular				
Puntuación Compt. Financiera: Nivel 1	0,083	0,442	0,070	0,426
Puntuación Compt. Financiera: Nivel 2	0,177	0,282	0,190	0,317
Puntuación Compt. Financiera: Nivel 3	0,348	0,210	0,300	0,185
Puntuación Compt. Financiera: Nivel 4	0,229	0,053	0,271	0,061
Puntuación Compt. Financiera: Nivel 5	0,163	0,014	0,168	0,012
Dispone de ordenador/tableta en el aula para la asignatura de Matemáticas y Educación Financiera dentro de la asignatura de Matemáticas				
Puntuación Compt. Financiera: Nivel 1	0,083	0,413	0,084	0,392
Puntuación Compt. Financiera: Nivel 2	0,178	0,282	0,205	0,314
Puntuación Compt. Financiera: Nivel 3	0,346	0,226	0,313	0,203
Puntuación Compt. Financiera: Nivel 4	0,228	0,062	0,262	0,075
Puntuación Compt. Financiera: Nivel 5	0,165	0,018	0,136	0,016
No dispone de ordenador/tableta en el aula para la asignatura de Matemáticas y Educación Financiera dentro de la asignatura de Matemáticas				
Puntuación Compt. Financiera: Nivel 1	0,064	0,405	0,049	0,279
Puntuación Compt. Financiera: Nivel 2	0,151	0,282	0,155	0,327
Puntuación Compt. Financiera: Nivel 3	0,332	0,230	0,278	0,255
Puntuación Compt. Financiera: Nivel 4	0,248	0,064	0,288	0,110
Puntuación Compt. Financiera: Nivel 5	0,205	0,018	0,230	0,029
Utiliza TIC para deberes en Matemáticas (1-2 veces/semana) y Educación Financiera dentro de la asignatura de Matemáticas				
Puntuación Compt. Financiera: Nivel 1	0,046	0,251	0,032	0,242
Puntuación Compt. Financiera: Nivel 2	0,132	0,283	0,121	0,290
Puntuación Compt. Financiera: Nivel 3	0,325	0,310	0,247	0,265
Puntuación Compt. Financiera: Nivel 4	0,262	0,114	0,297	0,148
Puntuación Compt. Financiera: Nivel 5	0,235	0,042	0,303	0,054
Utiliza TIC para deberes en Matemáticas (casi todos los días) y Educación Financiera dentro de la asignatura de Matemáticas				
Puntuación Compt. Financiera: Nivel 1	0,077	0,483	0,069	0,448
Puntuación Compt. Financiera: Nivel 2	0,186	0,280	0,186	0,280
Puntuación Compt. Financiera: Nivel 3	0,363	0,187	0,294	0,177
Puntuación Compt. Financiera: Nivel 4	0,228	0,040	0,274	0,074
Puntuación Compt. Financiera: Nivel 5	0,146	0,009	0,177	0,020
Utiliza TIC para deberes en Matemáticas (todos los días) y Educación Financiera dentro de la asignatura de Matemáticas				
Puntuación Compt. Financiera: Nivel 1	0,260	0,714	0,201	0,366
Puntuación Compt. Financiera: Nivel 2	0,302	0,194	0,312	0,321
Puntuación Compt. Financiera: Nivel 3	0,308	0,080	0,265	0,215
Puntuación Compt. Financiera: Nivel 4	0,099	0,010	0,142	0,081
Puntuación Compt. Financiera: Nivel 5	0,031	0,001	0,080	0,017
Utiliza TIC para deberes en Matemáticas (1-2 veces al mes o con menos frecuencia) y Educación Financiera dentro de la asignatura de Matemáticas				
Puntuación Compt. Financiera: Nivel 1	0,070	0,402	0,011	0,383
Puntuación Compt. Financiera: Nivel 2	0,161	0,286	0,076	0,295
Puntuación Compt. Financiera: Nivel 3	0,339	0,231	0,236	0,215
Puntuación Compt. Financiera: Nivel 4	0,241	0,063	0,346	0,088
Puntuación Compt. Financiera: Nivel 5	0,189	0,018	0,331	0,019

Simulación de los efectos de un aumento de la puntuación en Educación Financiera

Las Tablas 4.16 y 4.17 muestran los efectos sobre la puntuación en Matemáticas derivados de una mejora en la puntuación de Educación Financiera. En primer lugar, se muestra la distribución por niveles para el caso base, y después, cuáles serían las distribuciones por niveles si la puntuación en Educación Financiera aumentara 5, 10, 15 ó 20 puntos. Se observan los siguientes resultados:

Para alumnos no repetidores, un aumento de la puntuación en Educación Financiera de 5 puntos, aumenta la probabilidad de que la puntuación en Matemáticas se encuentre en el nivel superior (nivel 5) en 5,74% para Comunidades con PT y 8,17% para NP. Si la puntuación en Educación Financiera aumenta 10 puntos, la probabilidad de que la puntuación en Matemáticas se encuentre en el nivel 5 aumenta 11,82% y 15,22%, respectivamente.

Para alumnos repetidores, los efectos derivados del aumento de la puntuación en Educación Financiera sobre la puntuación en Matemáticas son más intensos en Comunidades NP. Por ejemplo, un aumento de 10 puntos, aumenta la probabilidad de que la puntuación en Matemáticas se encuentre en el nivel 5 en 12,99% para PT frente a 19,76 en NP.

Las diferencias entre alumnos repetidores y no repetidores se hacen especialmente patentes para la simulación de un aumento de 20 puntos en Educación Financiera. La probabilidad de que la puntuación en Matemáticas se encuentre en el nivel 5 aumenta un 21% para alumnos no repetidores (ambos tipos de Comunidades). En cambio, para alumnos repetidores, la probabilidad aumenta 28,65% para Comunidades con PT y 65,49% para NP.

Tabla 4.16. Simulación del efecto sobre la puntuación de Matemáticas ante un incremento de la puntuación en Educación Financiera. Comunidades con participación total en Escuela 2.0

	No rep.	Rep	Variación respecto caso base (%)	
Caso base				
Puntuación Matemáticas: Nivel 1	0,087	0,305	-	-
Puntuación Matemáticas: Nivel 2	0,106	0,212	-	-
Puntuación Matemáticas: Nivel 3	0,206	0,233	-	-
Puntuación Matemáticas: Nivel 4	0,208	0,136	-	-
Puntuación Matemáticas: Nivel 5	0,393	0,114	-	-
Comp. Financiera: +5				
Puntuación Matemáticas: Nivel 1	0,081	0,295	-6,96	-3,43
Puntuación Matemáticas: Nivel 2	0,101	0,208	-4,52	-2,01
Puntuación Matemáticas: Nivel 3	0,198	0,234	-3,68	0,60
Puntuación Matemáticas: Nivel 4	0,204	0,142	-1,95	4,38
Puntuación Matemáticas: Nivel 5	0,415	0,122	5,74	6,48
Comp. Financiera: +10				
Puntuación Matemáticas: Nivel 1	0,075	0,277	-14,62	-9,19
Puntuación Matemáticas: Nivel 2	0,092	0,204	-13,05	-3,81
Puntuación Matemáticas: Nivel 3	0,188	0,239	-9,00	2,64
Puntuación Matemáticas: Nivel 4	0,207	0,151	-0,60	11,17
Puntuación Matemáticas: Nivel 5	0,439	0,129	11,82	12,99
Comp. Financiera: +15				
Puntuación Matemáticas: Nivel 1	0,070	0,258	-20,07	-15,45
Puntuación Matemáticas: Nivel 2	0,085	0,203	-20,07	-4,29
Puntuación Matemáticas: Nivel 3	0,179	0,249	-13,27	6,66
Puntuación Matemáticas: Nivel 4	0,208	0,158	-0,07	16,41
Puntuación Matemáticas: Nivel 5	0,459	0,133	16,89	16,19
Comp. Financiera: +20				
Puntuación Matemáticas: Nivel 1	0,065	0,247	-25,80	-19,06
Puntuación Matemáticas: Nivel 2	0,080	0,195	-24,30	-8,03
Puntuación Matemáticas: Nivel 3	0,173	0,247	-15,90	6,03
Puntuación Matemáticas: Nivel 4	0,207	0,164	-0,54	20,95
Puntuación Matemáticas: Nivel 5	0,475	0,147	20,94	28,65

Tabla 4.17. Simulación del efecto sobre la puntuación de Matemáticas ante un incremento de la puntuación en Educación Financiera. Comunidades no participantes en Escuela 2.0

	No repetidor	Rep	Variación respecto caso base (%)	
Caso base				
Puntuación Matemáticas: Nivel 1	0,070	0,247	-	-
Puntuación Matemáticas: Nivel 2	0,110	0,239	-	-
Puntuación Matemáticas: Nivel 3	0,192	0,271	-	-
Puntuación Matemáticas: Nivel 4	0,220	0,161	-	-
Puntuación Matemáticas: Nivel 5	0,407	0,083	-	-
Comp. Financiera: +5				
Puntuación Matemáticas: Nivel 1	0,067	0,244	-4,54	-1,29
Puntuación Matemáticas: Nivel 2	0,102	0,229	-7,25	-4,00
Puntuación Matemáticas: Nivel 3	0,176	0,262	-8,26	-3,24
Puntuación Matemáticas: Nivel 4	0,214	0,170	-2,82	5,70
Puntuación Matemáticas: Nivel 5	0,441	0,095	8,17	14,90
Comp. Financiera: +10				
Puntuación Matemáticas: Nivel 1	0,058	0,239	-16,82	-3,10
Puntuación Matemáticas: Nivel 2	0,091	0,221	-17,14	-7,53
Puntuación Matemáticas: Nivel 3	0,172	0,262	-10,53	-3,27
Puntuación Matemáticas: Nivel 4	0,210	0,179	-4,65	11,26
Puntuación Matemáticas: Nivel 5	0,469	0,099	15,02	19,76
Comp. Financiera: +15				
Puntuación Matemáticas: Nivel 1	0,057	0,222	-18,55	-10,15
Puntuación Matemáticas: Nivel 2	0,089	0,206	-19,66	-13,68
Puntuación Matemáticas: Nivel 3	0,170	0,264	-11,42	-2,58
Puntuación Matemáticas: Nivel 4	0,208	0,191	-5,47	18,62
Puntuación Matemáticas: Nivel 5	0,476	0,117	16,86	42,00
Comp. Financiera: +20				
Puntuación Matemáticas: Nivel 1	0,053	0,201	-24,53	-18,51
Puntuación Matemáticas: Nivel 2	0,085	0,193	-23,02	-19,20
Puntuación Matemáticas: Nivel 3	0,165	0,264	-14,41	-2,55
Puntuación Matemáticas: Nivel 4	0,202	0,205	-8,04	27,53
Puntuación Matemáticas: Nivel 5	0,495	0,137	21,60	65,49

Conclusiones

Este trabajo ha constatado la importancia de que los jóvenes reciban nociones de Educación Financiera, no solo porque implica una mejora significativa sobre las puntuaciones obtenidas en esta área, sino también porque ejerce, en su amplia mayoría, un efecto beneficioso sobre las competencias adquiridas en la asignatura de Matemáticas. De hecho, este resultado constituye la respuesta para todos aquellos que se plantean cómo es posible impartir una “nueva asignatura” dentro de unos programas académicos que ya se encuentran muy saturados. Frente a una ubicación de la Educación Financiera, dentro de asignaturas de Economía, este trabajo ha puesto de manifiesto que se obtiene un mayor beneficio cuando los contenidos de Educación Financiera se imparten conjuntamente con los contenidos de la asignatura de Matemáticas.

En relación a la influencia de las TIC sobre las competencias en ambas materias, se aprecia un beneficio del hecho de disponer de un ordenador para uso personal por parte del alumno, tanto en el centro educativo como en el hogar. Sin embargo, solo se produce un efecto positivo sobre el rendimiento cuando se utiliza de forma moderada (1-2 veces/semana para hacer los deberes en casa). No obstante, hay que interpretar los resultados obtenidos con cierta cautela puesto que ha transcurrido poco tiempo desde la implantación de estas nuevas metodologías docentes, por lo que cabría esperar un “efecto aprendizaje” con el paso del tiempo.

Como áreas de mejora a corto plazo se señalan tres aspectos relevantes. Primero, reflexionar sobre la importancia de que el centro educativo cuente con una política o un manual de procedimientos en relación a la utilización de los ordenadores en clase, puesto que de acuerdo con los datos de PISA (2012) menos de la mitad de los centros dispone de uno. Segundo, incentivar la formación del profesorado puesto que solo un reducido porcentaje de profesores que han recibido formación específica sobre cómo impartir conocimientos de Educación Financiera. En tercer lugar, se ha constatado 100% de los alumnos de Comunidades que no han participado en Escuela 2.0 han experimentado un efecto positivo de la Educación Financiera sobre las Matemáticas, mientras que en las Comunidades con participación total ha habido un 10% de alumnos, aproximadamente, que han manifestado resultados contrapuestos en ambas áreas. Dado que en el análisis se han introducido variables relativas al alumno, su familia, la utilización de las TIC como metodología docente, y la forma de explicar la Educación Financiera en relación a otras materias, hay que plantearse qué otro tipo de variables (motivacionales, lingüísticas, procedimentales) están obstaculizando el aprendizaje del alumno, puesto que estas deficiencias en su formación pueden suponer un importante menoscabo para su posterior desarrollo como adulto.

Referencias

- ALBERT, C., NEIRA, I., GARCÍA ARACIL, A. (2014). Capital Cultural y Social: sus Efectos en el Conocimiento Financiero según PISA 2012. En INEE (Ed.), PISA 2012: Competencia Financiera. Informe español. Volumen II: Análisis secundario, Capítulo 1, pp. 5-24. Madrid: Autor.
- ANGRIST, J. (2001). Estimation of limited dependent variable models with dummy endogenous regressors: simple strategies for empirical practice. *Journal of Business and Economic Statistics* 19(1), 2-28.
- BUSCHA, F., CONTE, A. (2010). The impact of truancy on educational attainment: a bivariate ordered probit estimator with mixed effects. JENA Economic Research Papers N0. 062.
- CEAPA, (2010). Incidencias y recortes presupuestarios. Inicio de curso 2010-2011. Confederación Española de Asociaciones de Padres y Madres de Alumnos.
- CHEN, H., VOLPE, R. P. (1998). An analysis of personal financial literacy among college students. *Financial Services Review*, 7, 107-128.
- COLE, S., SAMPSON, T., ZIA, B. (2011). Prices or knowledge? What drives demand for financial services in emerging markets? *The Journal of Finance*, 66, 1933-1967.
- FILER, R., HONIG, M. (2005). Endogenous pensions and retirement behavior. CESIFO Working Paper No. 1547.
- GREENE, W., HENSHER, D. (2010). *Modelling ordered choices*. Cambridge University Press.
- HINOJOSA, T., MILLER, S., SWANLUND, A., HALLBERG, K., BROWN, M., O'BRIEN, B. (2009). The Stock Market Game study: a brief report. Washington, DC: FINRA Investor Education Foundation.
- HOSPIDO QUINTANA, L., VILLANUEVA LÓPEZ, E., ZAMARRO RODRÍGUEZ, G. (2014). Educación financiera y rendimiento educativo. En INEE (Ed.), PISA 2012: Competencia Financiera. Informe español. Volumen II: Análisis secundario, Capítulo 3, pp. 51-76. Madrid: Autor.
- LACUESTA, A., MARTÍNEZ, M., MORAL E. (2014). Factores que mejoran el conocimiento financiero. El papel de la educación financiera escolar. En INEE (Ed.), PISA 2012: Competencia Financiera. Informe español. Volumen II: Análisis secundario, Capítulo 5, pp. 115-136. Madrid: Autor.
- LAMANA, M.A., RIEDMANN, A.C., STRAHM, A. (2012). *Marriages, families and relationships: making choices in a diverse society* (11th ed.). Belmont, CA: Wadsworth, Cengage Learning.
- LESTER, W.F., WILLIAMS, V.J. (2010). Interactive investor education: an exploratory impact study in non-traditional learning environments. *Business Education Innovation Journal*, 2, 44-52.

- LUSARDI, A., MITCHELL, O.S. (2009). How ordinary consumers make complex economic decisions: financial literacy and retirement readiness. Working Paper 15350. National Bureau of Economic Research.
- LUSARDI, A., MITCHELL, O.S., CURLO, V. (2010). Financial literacy among the young. *The Journal of Consumer Affairs*, 44, 358-380.
- LUSARDI, A., TUFFANO, P. (2009). Debt literacy, financial experiences and overindebtedness. NBER Working Paper No. 14808.
- MANDELL, L. (2008). In overcoming the saving slump: how to increase the effectiveness of financial education and saving programs. *Financial Literacy in High School*, 20, 257-279.
- MARTIN, F.S., (2007). A literature review on the effectiveness of financial education. Working Paper 07-03. Federal Reserve Bank of Richmond.
- MISHKIN, F.S. (2008). The importance of economic education and financial literacy. Speech before the Federal Reserve Board at the Third National Summit on Economic and Financial Literacy. Washintong, DC.
- OECD (2005). Recommendation on principles and good practices fro financial education and awareness. OECD. Directorate for Financial and Enterprise Affairs.
- OECD (2014). PISA 2012 Results: what students know and can do. Student performance in mathematics, reading and science. (Volume 1, Revised Edition, February 2014), PISA, OECD Publishing. <http://dx.doi.org/10.1787/9789264208780-en>
- PINTO, M.B., MANSFIELD, P.M., PARENTE, D.H. (2005). Information learned from socialization agents: its relationship to credit card use. *Family and Consumer Sciences Research Journal*, 33, 357-367.
- SAJAIA, X. (2008). Maximum likelihood estimation of a bivariate ordered probit model: implementation and Monte Carlo simulations. *The Stata Journal* 3(2), 311-328.
- SAMKIN, G., LOW, M., TAYLOR, J. (2012). Incorporating financial literacy into the secondary high school accounting curriculum: a New Zealand perspective. *Australasian Accounting Business and Financial Journal*, 6, 5-30.
- FERNÁNDEZ DE GUEVARA RADOSELOVICS, J., SERRANO MARTÍNEZ, L., SOLER GUILLÉN, A. (2014). Esfuerzo y competencia financiera en España. Un análisis con datos de PISA. En INEE (Ed.), PISA 2012: Competencia Financiera. Informe español. Volumen II: Análisis secundario, Capítulo 2, pp. 25-50. Madrid: Autor
- STANGO, V., SINMAN, J. (2009). Exponential growth bias and household finance. *Journal of Finance*, 64, 2807-2849.
- VAN ROOIJ, M.A., LUSARDI, A., ALESSIE, R. (2011). Financial literacy and stock market participation. *Journal of Financial Economics*, 110, 449-472.
- VARCOE, K., MARTIN, A., DEVITTO, Z., GO, C. (2005). Using a financial education curriculum for teens. *Financial Counseling and Planning*, 16, 63-71.
- WILLIAMS, S. (2010) Parental influence on the financial literacy of their school-aged children: an exploratory study. *Exceptional Children, Journal of Special Education*, I, 23-33.

Textos legales

- Resolución de 3 de agosto de 2009, de la Secretaría General Técnica por la que se publica el acuerdo del Consejo de Ministros de 31 de julio de 2009, por el que se formalizan los criterios de distribución, así como la distribución resultante, para el año 2009, de los créditos presupuestarios para la aplicación del Programa Escuela 2.0, aprobados por la Conferencia Sectorial de Educación
- Resolución de 27 de enero de 2010 de la Secretaría de Estado de Educación y Formación Profesional, por la que se publica el Acuerdo del Consejo de Ministros de 18 de diciembre de 2009, por el que se formalizan los criterios de distribución, así como la distribución resultante, de los créditos presupuestarios complementarios para la aplicación del programa Escuela 2.0, aprobados por la Conferencia Sectorial de Educación.
- Resolución de 22 de abril de 2010, de la Secretaría de Estado de Educación y Formación Profesional, por la que se publica el Acuerdo del Consejo de Ministros por el que se formalizan los criterios de distribución, así como la distribución resultante, para el año 2010, de los créditos presupuestarios para la aplicación del Programa Escuela 2.0, aprobados por la Conferencia Sectorial de Educación.
- Resolución de 27 de diciembre de 2010, de la Dirección General de Evaluación y Cooperación Territorial por la que se publica el Acuerdo del Consejo de Ministros de 10 de diciembre de 2010, por el que se formalizan los criterios de distribución resultante, de los créditos presupuestarios complementarios para la aplicación en el curso 2010-2011 del Programa Escuela 2.0, aprobado por la Conferencia Sectorial de Educación.
- Resolución de 3 de junio de 2011, de la Dirección General de Evaluación y Cooperación Territorial, por la que se publica el Acuerdo del Consejo de Ministros de 27 de mayo de 2011, de los créditos presupuestarios para la aplicación del Programa Escuela 2.0, aprobados por la Conferencia Sectorial de Educación.

Factores que mejoran el conocimiento financiero

El papel de la educación financiera escolar

Aitor Lacuesta Gabarain, Marta Martínez Matute, Enrique Moral Benito

Banco de España

Resumen

El presente artículo tiene como objetivo investigar la robustez de la correlación entre diferentes factores sociodemográficos y los resultados de un test de conocimientos financieros. En particular se analizará la robustez de la asistencia de estudiantes a centros donde se impartan asignaturas relacionadas con la educación financiera. Nuestro análisis revela que la educación financiera se relaciona con un mayor conocimiento financiero de los estudiantes; sin embargo, de acuerdo a nuestros resultados, este efecto sería atribuible a un mejor comportamiento de la parte media y alta de la distribución de notas, mientras que la parte baja no se vería afectada de forma significativa.

Palabras clave

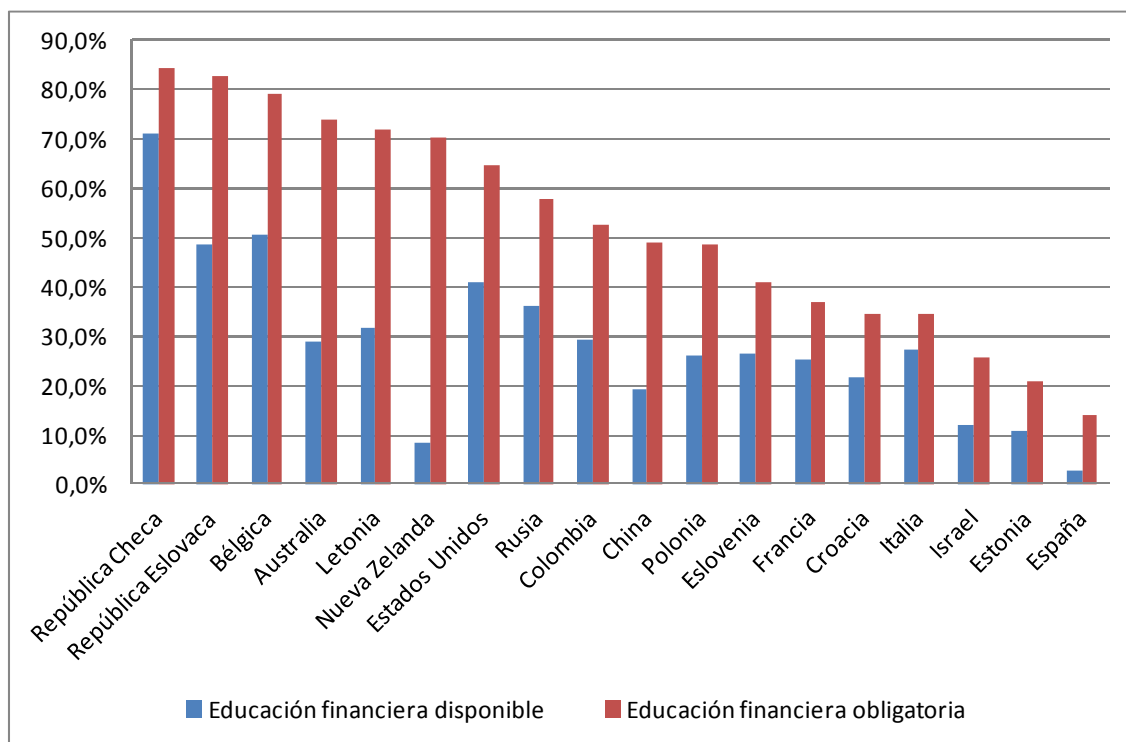
Educación financiera, promediado bayesiano, contrafactual.

Introducción

Existe en la actualidad una amplia investigación subrayando la importancia del conocimiento financiero en el comportamiento económico de la población. Lusardi y Trufano (2009) muestran que las personas con menores conocimientos financieros suelen presentar mayores problemas como consecuencia de un elevado apalancamiento; Van Rooij, Lusardi y Alessie (2011) han mostrado que suelen invertir menos en productos financieros relacionados con el mercado bursátil; Hastings y Tejada-Ashton (2008) que suelen escoger fondos de inversión con mayores comisiones; Stango y Zinman (2011) que suelen acumular menos riqueza y la gestionan de manera menos eficiente y Lusardi y Mitchell (2009) que suelen planificar menos sus ahorros para la jubilación.

A pesar de la manifiesta importancia del conocimiento financiero, el sistema educativo español no suele ofrecer asignaturas curriculares sobre educación financiera. Concretamente, con datos de la OCDE extraídos del PISA 2012 de Educación Financiera, la Figura 5.1 muestra una comparativa por países del porcentaje de colegios que tienen educación financiera curricular disponible y obligatoria. Se puede observar cómo España es el país que se sitúa peor entre todos aquellos seleccionados en el estudio.

Figura 5.1: Porcentaje de colegios con educación financiera curricular



Fuente: PISA de educación financiera (OCDE)

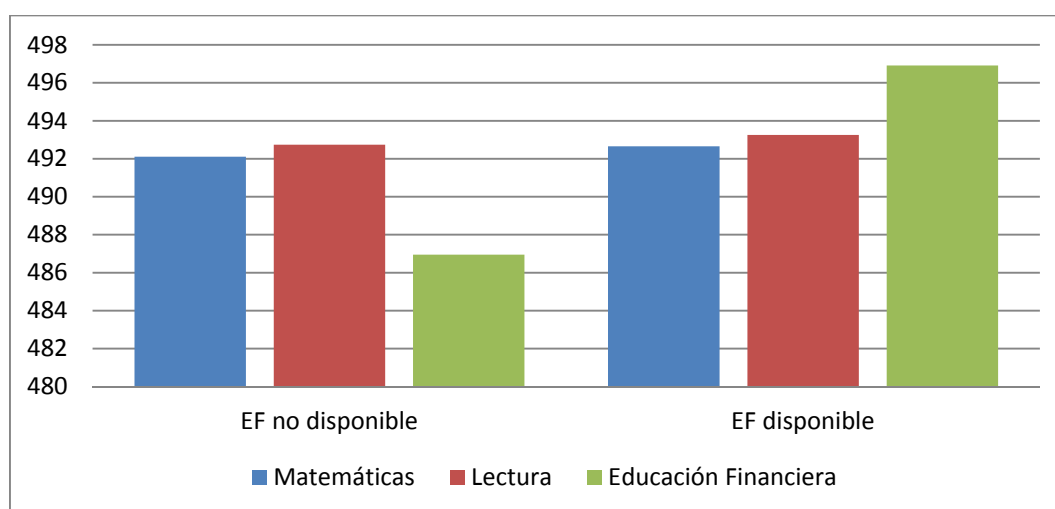
Esto ha llevado a iniciativas interesantes como el Plan de Educación Financiera 2013-2017¹ elaborado conjuntamente por la CNMV y el Banco de España que se propone entre otras cosas la introducción de la educación financiera en el sistema educativo de forma sistemática. Hoy en día los resultados de este plan aún se pueden considerar limitados ya que para el curso 2013-2014 solo 452 centros que educan a 43.000 alumnos se inscribieron en el programa.

¹ En particular este plan es el segundo tras la elaboración del Plan 2008-2012

La relevancia económica de este tipo de proyectos se fundamenta en la evidencia empírica sobre la capacidad de la enseñanza de educación financiera temprana para mejorar el conocimiento financiero en el futuro. Concretamente, la propia CNMV, el Banco de España y el Ministerio de Educación, Cultura y Deporte realizaron una evaluación de un programa piloto de educación financiera en el tercer curso de la Enseñanza Secundaria Obligatoria en el que participaron casi 3.000 alumnos y 70 profesores de 32 colegios pertenecientes a 14 comunidades autónomas, Ceuta y Melilla. Entre los resultados, se observó que durante el programa piloto se produjo una mejora generalizada de los conocimientos técnicos del alumnado.

En este mismo sentido la Figura 5.2, realizada a partir de los datos de PISA 2012 de Educación Financiera muestra las diferencias en el test de educación financiera, de matemáticas y de lectura entre estudiantes según pertenezcan a colegios con educación financiera disponible (obligatoria o no). En particular, los resultados del test de educación financiera son considerablemente mayores en aquellos colegios que sí disponen de educación financiera de algún tipo, mientras que no parecen existir diferencias claras a priori entre ambos tipos de colegio en los resultados de las otras disciplinas evaluadas (matemáticas y lectura).

Figura 5.2: Resultados del test en función de si el colegio imparte educación financiera



Fuente: PISA de educación financiera (OCDE)

Sin embargo, la evidencia disponible sugiere que existen muchas otras variables que pueden afectar el conocimiento financiero. Entre ellas destacan por ejemplo el nivel educacional familiar, los recursos económicos y el grado de utilización de instrumentos financieros de los padres (ver Bernheim, Garret y Maki (1997), Lusardi y Mitchell (2007) y Van Rooij, Lusardi y Alessie (2011 y 2012)). No hay duda de que estas variables pueden estar relacionadas de alguna forma con la elección del colegio por parte de los padres y en definitiva a la importancia que ese colegio da a las matemáticas y a la educación financiera (Jiménez-Martín y Vilaplana (2014) investigan la relación entre la relación entre el rendimiento en Matemáticas y en Educación Financiera).

En este sentido el primer objetivo del trabajo consiste en averiguar la existencia de diferencias significativas en el conocimiento financiero de los estudiantes que asisten a centros donde se imparten asignaturas relacionadas con la educación financiera más allá de lo que se puede explicar por otras variables que también pudieran influir en ese conocimiento.

Los datos empleados para el caso español incluyen información acerca de las características personales y familiares de los estudiantes, así como de los centros educativos a los que asisten. En total se cuenta con información acerca de 1.108 estudiantes repartidos en 143 colegios. Como variable dependiente se ha seleccionado la puntuación obtenida por el estudiante en el test financiero. En la base de datos, la puntuación tanto del test financiero como en matemáticas y lectura se presenta a través de cinco valores plausibles. Los valores plausibles se obtienen a través de una metodología de imputación múltiple que permite una aproximación a la distribución de las características de cada estudiante en los casos en que realizan varias pruebas distintas (OCDE, 2009). Esta metodología ya se ha venido desarrollando en este tipo de encuestas de evaluación educativa. En nuestro trabajo, hemos optado por emplear la media de los cinco valores plausibles de la nota de educación financiera para cada alumno como variable a explicar ya que ha sido el criterio aconsejado por la OCDE (2009) en la explotación de estos datos.

Como se mencionaba anteriormente, hay muchas variables que pueden afectar el grado de conocimiento financiero más allá de la propia educación financiera. Hemos clasificado las principales variables utilizadas en el análisis en los siguientes cinco grupos (ver anejo para una lista pormenorizada de todas las variables que se han utilizado):

- Características del estudiante: en este grupo tenemos variables relativas a las características generales (sexo, mes de nacimiento, si es inmigrante o no y, en tal caso, la edad de llegada al país), las habilidades cognitivas del estudiante (la nota obtenida por el alumno en el test de matemáticas y lectura, así como si ha repetido curso o no) y sus habilidades no cognitivas (motivación, perseverancia, autovaloración, esfuerzo).
- Características sociodemográficas y de la familia: en este grupo se ha incluido información relativa al núcleo familiar del estudiante (número de hermanos y miembros del hogar, empleo del padre, educación de la madre), así como el nivel de riqueza o posesiones que tienen.²
- Características del colegio donde se encuentra el estudiante: en este grupo de variables incluimos el tipo de centro educativo, el tipo de financiación que recibe o el tamaño de la clase, así como si el centro cuenta con la posibilidad de impartir alguna asignatura de educación financiera o si ésta es obligatoria para los alumnos.
- Características de los estudiantes del propio colegio o “peer effects”: para los estudiantes españoles se ha tenido en cuenta la nota media obtenida por otros estudiantes del mismo colegio en los exámenes de matemáticas y lectura del PISA 2012.
- Grado de penetración financiera en el área: este grupo incluiría aquellas variables que tienen que ver con el nivel de desarrollo financiero del área donde se encuentra el colegio al que acude el estudiante, como por ejemplo, el número de bancos o entidades de crédito.

Para no tener que restringir de forma ad-hoc las variables que formarían el modelo empírico vamos a utilizar, con todas las variables mencionadas en el anejo, un promediado bayesiano de modelos, BMA por sus siglas en inglés. Este enfoque, muy popular en estadística desde los años 70 ha ganado popularidad recientemente en aplicaciones económicas. La intuición básica del BMA es estimar todos los posibles modelos en lugar de escoger sólo uno y algunas variantes “robustas” del modelo elegido. De esta manera, BMA

² Albert et al. (2014) clasifican las características del entorno familiar del estudiante en cuatro categorías: capital económico, capital humano, capital cultural y capital social.

permite reportar una estimación el efecto de cada variable candidata sobre la variable dependiente teniendo en cuenta todos los modelos posibles y la incertidumbre existente entre las estimaciones de cada modelo. De esta manera, podremos ver si nuestras variables de interés (educación financiera obligatoria o disponible) afectan de forma positiva y significativa al conocimiento financiero medio.

Una vez realizado este ejercicio, analizamos si la educación financiera obligatoria o disponible en España no sólo incrementa en media el conocimiento financiero sino que lo hace en diferentes partes de la distribución de conocimiento (concretamente es relevante que lo haga en la parte baja). Como es lógico, para favorecer la igualdad de oportunidades es importante ofrecer educación financiera a aquellos que, de otra manera, no tendrían acceso a ella porque sus familias o tienen menos estudios o tienen menos recursos y participan menos de la actividad financiera. Para tal fin se compara el histograma de notas de aquellos estudiantes en escuelas que no disponen de educación financiera con un histograma contrafactual de las notas que hubieran sacado si hubieran ido a una escuela con educación financiera. Para estimar el contrafactual utilizaremos un modelo no paramétrico basado en Dinardo, Fortin y Lemieux (1996) (DFL). Para conseguir lo segundo se imputa a cada alumno perteneciente a una escuela que no dispone de educación financiera el resultado en conocimientos financieros de aquel que habiendo ido a una escuela con educación financiera más se le parezca en todas las demás dimensiones sociodemográficas que han sido identificadas como relevantes en el BMA.

Metodología

Promediado bayesiano de modelos (BMA)

La riqueza de la información proporcionada en la base de datos PISA en cuanto a características del estudiante, del colegio, o del entorno familiar y sociocultural hace que el investigador disponga de mucha libertad a la hora de elegir la especificación empírica que desea estimar para analizar los determinantes de la nota PISA. Concretamente, la base de datos dispone de más de 100 variables candidatas a explicar la nota del estudiante; de este modo, el investigador podría estimar más de un quintillón ($2^{100}=1,27+e30$) de modelos empíricos diferentes, uno por cada combinación posible de variables. En ausencia de una guía clara sobre qué modelo concreto elegir, cada investigador puede presentar estimaciones basadas en diferentes modelos en base a criterios heurísticos con la consiguiente infra-estimación de los errores estándar que no incorporarán la incertidumbre de modelo inherente al proceso de selección de variables que ha de llevarse a cabo (Raftery, 1995).

Desde un punto de vista práctico, el problema de incertidumbre de modelo puede resumirse en las estimaciones presentadas en la Tabla 5.1 (nótese que estas estimaciones se presentan únicamente con el objetivo de ilustrar el problema de incertidumbre de modelo). Imaginemos un investigador interesado en estimar el efecto de la educación de la madre sobre la nota del alumno en habilidades financieras. Las columnas 1 y 2 presentan dos estimaciones basadas en dos especificaciones empíricas muy sencillas cuya única diferencia es la inclusión o no del índice de estatus social como variable de control. Cuando se incluye dicho índice en la columna 1, el efecto de la educación de la madre sobre la nota financiera es negativo y significativo al 1%; sin embargo, cuando no incluimos el índice en la columna 2, el efecto estimado es positivo y significativo al 1%. Obviamente este ejercicio puede resultar excesivamente simplista dada la obvia colinealidad entre el índice de estatus social y la educación de la madre, pero con más de un quintillón de posibles modelos empíricos es

fácil imaginar infinidad de situaciones como la reportada en la Tabla 5.1 en la que dos conclusiones radicalmente opuestas emergen y no es obvio que conclusión extraer del análisis sobre el efecto de la educación de la madre en la nota financiera.

Tabla 5.1: Ilustración

VARIABLES	(1)	(2)
Constante	146,46 (10,81)***	109,25 (9,4)***
Sexo	9,5 (3,01)***	9,75 (3,07)***
Nota matemáticas	0,72 (0,02)***	0,75 (0,02)***
Ratio estudiante-profesor	0,02 (0,05)	0,03 (0,05)
Índice estatus social	14,69 (2,23)***	
Educación madre	-3,21 (1,17)***	2,26 (0,85)***
Observaciones	1072	1072
R-cuadrado	0,64	0,62

Error típico robusto en paréntesis

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Una metodología adecuada para atajar el problema de incertidumbre de modelo es el promediado bayesiano de modelos, BMA por sus siglas en inglés. Este enfoque, muy popular en estadística desde los años 70, ha ganado popularidad en aplicaciones económicas desde las contribuciones seminales de Fernández et al. (2001) y Sala-i-Martin et al. (2004); el lector interesado puede consultar Moral-Benito (2013), que ofrece una panorámica reciente del uso del BMA en investigación económica.

La intuición básica del BMA es estimar todos los posibles modelos en lugar de escoger sólo uno y algunas variantes “robustas” del modelo elegido. De esta manera, BMA permite reportar una estimación el efecto de cada variable candidata sobre la variable dependiente teniendo en cuenta todos los modelos posibles y la incertidumbre existente entre las estimaciones de cada modelo. Asimismo, permite calcular de forma natural las contribuciones relativas de cada variable a explicar a la variabilidad de la variable dependiente de interés. De este modo, aquellas variables que explican un mayor porcentaje de la varianza de la variable dependiente pueden ser etiquetadas como determinantes robustos de la nota PISA.

Formalmente, el punto de partida es la estimación por MCO de todos los modelos resultantes de las posibles combinaciones de las 127 variables explicativas de que disponemos. Nos referiremos a cada uno de estos modelos como M_i , con $i = 1, \dots, 2^{127}$. Desde un punto de vista Bayesiano podemos estimar la probabilidad a posteriori de cada modelo:

$$P(M_i | y) = \frac{P(M_i) N^{-k_i/2} SSE_i^{-N/2}}{\sum_{j=1}^{2^{127}} P(M_j) N^{-k_j/2} SSE_j^{-N/2}}$$

donde $P(M_i)$ es la probabilidad a priori de cada modelo fijada por el investigador, N es el número de observaciones, k_i es el número de parámetros a estimar en el modelo i y SSE_i es la suma de los cuadrados de los errores del modelo i . Por otro lado, $P(M_i | y)$ es la probabilidad a posteriori del modelo i , es decir, un tipo de medida de bondad del ajuste desde un punto de vista bayesiano (nótese que y se refiere a los datos, es decir, tenemos la probabilidad a priori $P(M_i)$, antes de analizar los datos, y la probabilidad a posteriori $P(M_i | y)$, después de analizar los datos)³.

Una vez que se tiene la probabilidad a posteriori de cada modelo, podemos calcular la probabilidad de inclusión a posteriori (PIP) de cada variable, es decir, la probabilidad de que el coeficiente que acompaña a la variable sea distinto de cero. Esta probabilidad vendrá dada por la suma de las probabilidades de todos los modelos en los que la variable en cuestión está incluida. En concreto, la probabilidad de que la variable h esté incluida en el modelo será:

$$PIP_h = P(\theta_h \neq 0 | y) = \sum_{\theta_h \neq 0} P(M_i | y)$$

Aquellas variables con probabilidades de inclusión (PIP) más elevadas serán las que más contribuyen a explicar la variabilidad del índice de eficiencia y serán por tanto consideradas como determinantes robustos del nivel de eficiencia. Concretamente, es práctica habitual en la literatura considerar la regla de Kass y Raftery (1995) para interpretar las PIPs resultantes; esta regla señala que la evidencia sobre el efecto de una variable es débil, positiva, fuerte o decisiva si la PIP de dicha variable está entre 50-75%, 75-95%, 95-99% y 99-100%, respectivamente.

Además de esta medida de robustez, la metodología BMA permite estimar el efecto de cada regresor sobre la variable dependiente como una media ponderada de todos los efectos estimados para cada modelo. Concretamente, para cada modelo M_i estimaremos un vector de coeficientes $\hat{\beta}_i$, de modo que el estimador BMA que engloba todos los modelos será simplemente una media ponderada con pesos dados por las probabilidades a posteriori de cada modelo:

$$\hat{\beta}_{BMA} = \sum_{i=1}^{2^{27}} P(M_j | y) \hat{\beta}_i$$

Nótese que esta expresión viene dada por una elección concreta de distribuciones a priori para el espacio de parámetros que permiten utilizar el estimador MCO $\hat{\beta}_i$ como media de la distribución a posteriori de dicho vector (véase e.g. Moral-Benito 2013, sección 2.4.3).

Finalmente, como medida de incertidumbre asociada al estimador $\hat{\beta}_{BMA}$ consideramos la varianza a posteriori que incluye dos términos, una media ponderada de las varianzas de cada modelo y un segundo término que recoge la variación en la estimación entre modelos:

$$Var(\hat{\beta}_{BMA}) = \sum_{i=1}^{2^{27}} P(M_j | y) Var(\hat{\beta}_i) + \sum_{i=1}^{2^{27}} P(M_j | y) (\hat{\beta}_i - \hat{\beta}_{BMA})^2$$

³ Para la probabilidad a priori de cada modelo consideramos la versión de “dilation prior” propuesta en George (1999) cuya principal intuición es penalizar modelos que incluyen variables muy correlacionadas entre sí.

La distribución del ratio $\hat{\beta}_{BMA}$ entre $\sqrt{\text{Var}(\hat{\beta}_{BMA})}$ no tiene una distribución exacta como sucede por ejemplo con las estimaciones MCO bajo errores clásicos. Sin embargo, un ratio de 2 se corresponde con una cobertura del 95% de la distribución a posteriori que excluye al cero (e.g. Sala-i-Martin et al., 2004). Por lo tanto, podemos considerar que aquellas variables que presentan un ratio por encima de 2 tienen un efecto “estadísticamente significativo” sobre la variable dependiente – como criterio de robustez adicional al de la PIP.

Distribución contrafactual (DFL)

Tras el ejercicio anterior, el artículo tiene como objetivo obtener una función de distribución de probabilidad contrafactual de las notas que hubieran sacado los estudiantes que pertenecieron a colegios sin educación financiera si hubieran ido a una escuela con educación financiera (ya sea obligatoria o disponible). Formalmente, esta distribución la denominaremos $f^{FE}(Notas, noFE)$. Definimos un grupo de variables explicativas que sin incluir la posibilidad de pertenecer a una escuela con educación financiera tienen un valor predictivo robusto para el conocimiento financiero según el anterior ejercicio BMA $x \in X \equiv \{\text{Variables que en BMA tienen } p \geq 0.95 \text{ y } t \geq 2\}$. Entonces, la anterior distribución se podría definir como el resultado de aplicar la distribución condicionada de notas en el colectivo que fue a un colegio con educación financiera a las características de los estudiantes que no fueron:

$$f^{FE}(Notas, noFE) = \int_{x \in X} f^{FE}(Notas | x^{FE}) dG^{noFE}(x)$$

Aplicando el teorema de Bayes, y siguiendo DFL se puede demostrar fácilmente que la distribución contrafactual se puede expresar como un kernel ponderado de la distribución de notas de los estudiantes que van a colegios con educación financiera donde la ponderación depende de la probabilidad de que el estudiante esté en un tipo de escuela u otro dadas unas características:

$$f^{FE}(Notas, noFE) = \int_{x \in X} \theta(x) f^{FE}(Notas | x^{FE}) dG^{FE}(x)$$

$$\theta(x) = \frac{P(noFE | x)}{1 - P(noFE | x)}$$

De esta forma sólo falta obtener un estimador para esta última probabilidad. En este caso el artículo utiliza un modelo probit:

$$P(noFE | x) = f(x\tilde{\gamma})$$

Para poder hacer una imputación adecuada de las notas de un colectivo a otro según DFL es importante que las características x estén distribuidas en ambos grupos. Formalmente, es necesario que las probabilidades anteriormente estimadas para las características de estudiantes en colegios con educación financiera y sin educación financiera no sean grupos disjuntos. En este caso, los dos grupos tienen un soporte similar.

Resultados

Promediado bayesiano de modelos (BMA)

La Tabla 5.2 muestra los resultados del BMA para la nota de conocimiento financiero.

Tabla 5.2: Principales resultados del BMA para la nota de conocimiento financiero

VARIABLES	PIP	PMEAN	PSTD	t
PERSEVERANCIA_abandono	1,00	15,24	2,90	5,26
Repetición ISCED 1	1,00	-62,09	13,87	4,48
Repetición ISCED 2	1,00	-52,84	12,33	4,29
PROMEDIO FE	1,00	0,35	0,09	3,89
HERMANO en hogar	1,00	-16,31	6,53	2,50
FE obligatoria	1,00	40,85	20,30	2,01
PARTICIPACIÓN PADRES_extracurricular	1,00	-0,67	0,40	1,68
FE disponible	1,00	-9,13	7,98	1,14
MADRE_ISCED 6	1,00	15,85	14,46	1,10
HERMANA en hogar	1,00	-7,18	6,58	1,09
OTRA PERSONA en hogar	1,00	13,18	12,92	1,02
MADRE_ISCED 4	1,00	7,63	7,65	1,00
Asistencia ISCED 0	1,00	12,21	12,36	0,99
BANCOS	1,00	0,24	0,26	0,92
FUERA DEL COLE_información	1,00	1,64	6,50	0,25
MADRE_educacion	1,00	0,50	2,59	0,19

Pese a considerar 127 variables en la estimación, sólo presentamos en la Tabla 5.2 aquellas variables que presentan una PIP mayor al 0.95 y con un ratio de $\hat{\beta}_{BMA}$ entre $\sqrt{\text{Var}(\hat{\beta}_{BMA})}$ por encima de 2. Como discutimos anteriormente, estos criterios son los habitualmente utilizados para etiquetar las variables como robustas/relevantes en la literatura de BMA. No obstante, reconocemos que el uso de umbrales de este tipo puede ser controvertido ya que el investigador puede considerar relevante el efecto de una variable con una PIP de 0.94.⁴

La educación financiera obligatoria en el colegio puede considerarse robusta de acuerdo a la metodología BMA considerada. Concretamente, podemos concluir que esta variable incrementa de forma positiva la nota de educación financiera (nótese que implícitamente interpretamos como causales estas estimaciones para facilitar la exposición pese a que reconocemos que son meras correlaciones como discutimos posteriormente). Este resultado es más sorprendente aun cuando hay un número reducido de colegios que están en esta situación (sólo 5 de los 143 incluidos en la muestra española). Por otro lado, la disponibilidad de educación financiera no obligatoria, no tiene un efecto significativo.

⁴ No se adjunta la tabla completa de resultados por no alargar el documento pero está a disposición de quien quiera consultarla.

Adicionalmente, existen otras variables pueden catalogarse como determinantes robustos del conocimiento financiero y serían las siguientes:

- Características del estudiante: dentro de este grupo hay dos variables que representan la habilidad cognitiva del estudiante que emergen como robustas/significativas en la mayoría de especificaciones. Estas son las variables de repetición (indicador de haber repetido algún curso en primaria o en secundaria). Es probable que dentro del efecto de la propia repetición no sólo se encuentre la habilidad cognitiva individual sino parte de los efectos de otras variables que siendo independientes a la habilidad misma aumenten la probabilidad de repetir del estudiante. Asimismo, entre las variables relacionadas con la habilidad no cognitiva, la perseverancia ejerce un efecto significativo muy importante en la nota de competencia financiera (Fernández de Guevara et al. (2014) exploran en profundidad la relación entre competencia financiera y perseverancia).
- Características sociodemográficas y de la familia: en este grupo tan solo el hecho de tener un hermano parece ejercer de forma robusta un efecto negativo sobre el conocimiento financiero. El tener que compartir los recursos familiares con los hermanos puede racionalizar este resultado. Pese a los efectos spillover en la formación de habilidades cognitivas (Björklund et al., 2012) y no cognitivas (Mazumder, 2008) derivados del hecho de tener hermanos mayores, tener un número de hermanos muy grande en general ya se ha asociado a un efecto negativo mayor en los logros educativos del alumno (Black et al., 2005) Características de los estudiantes del propio colegio: es interesante comprobar que el promedio de notas financieras del resto de compañeros del colegio ejerce un efecto positivo en las notas de sus compañeros. Interpretamos este resultado como evidencia a favor de la existencia de “peer effects” en el colegio, tal y como ya se ha documentado en otros trabajos previos (ver Hoxby, 2000; Hanushek et al. 2003; Sacerdote, 2011, entre otros).

Una duda razonable con este tipo de aproximación es que las relaciones obtenidas son simples correlaciones a las que no debemos dar una interpretación causal. Sin embargo, en un intento de ir más allá, planteamos el siguiente test de placebo: si la correlación positiva entre educación financiera y conocimiento financiero no se debe a un tercer factor que afecta a ambas variables a la vez (e.g. la habilidad del alumno), uno esperaría que la educación financiera no afectara al conocimiento matemático ni de lectura; en caso contrario, es decir, si la correlación positiva se debe a un tercer factor, la educación financiera también correlacionaría de forma positiva con el conocimiento de matemáticas y/o lectura ya que el potencial factor omitido también debería afectar a estos conocimientos. En este sentido, la Tabla 5.3 muestra los resultados del promedio bayesiano para la nota de conocimiento matemático. En particular, ni la educación financiera obligatoria, ni la educación financiera disponible en el colegio tienen un efecto significativo. Sin embargo, tanto las variables de repetición como el género y la condición de extranjería son variables que se relacionan de forma robusta y significativa con el conocimiento matemático.

Tabla 5.3: Principales resultados del promedio bayesiano para la nota de conocimiento matemático

VARIABLES	PIP	PMEAN	PSTD	t
Repetición ISCED 2	1,00	-55,78	10,41	5,36
Repetición ISCED 1	1,00	-49,76	13,68	3,64
HERMANO en hogar	1,00	-9,70	6,65	1,46
MADRE_educacion	1,00	3,10	2,13	1,46
BANCOS	1,00	0,33	0,25	1,32
FUERA DEL COLE_información	1,00	-5,49	6,42	0,86
MADRE_ISCED 4	1,00	6,24	7,64	0,82
Asistencia ISCED 0	1,00	5,66	12,87	0,44
OTRA PERSONA en hogar	1,00	4,21	13,09	0,32
MADRE_ISCED 6	1,00	-3,16	14,61	0,22
FE obligatoria	1,00	4,12	20,98	0,20
HERMANA en hogar	1,00	0,68	6,75	0,10
PARTICIPACIÓN PADRES_extracurricular	1,00	-0,02	0,41	0,05
FE disponible	1,00	-0,30	8,28	0,04
Sexo	0,99	-29,88	6,94	4,31
Inmigrante	0,97	-36,75	18,31	2,01
POSESIONES_libros	0,92	10,47	4,02	2,60
PERSEVERANCIA_abandono	0,90	10,58	4,58	2,31

La Tabla 5.4 muestra los resultados del promedio bayesiano para la nota de conocimiento lector. Como sucedía anteriormente, ni la educación financiera obligatoria, ni la educación financiera disponible en el colegio tienen un efecto significativo en la mayoría de especificaciones. En particular, la educación financiera obligatoria, que se acerca más a cumplir el criterio, tiene un coeficiente negativo para el conocimiento lector. En este caso, tanto las variables de repetición, como la educación de la madre, el tener un hermano o el haber atendido educación infantil de primer grado son robustas en la mayoría de especificaciones.

Tabla 5.4: Principales resultados del promedio bayesiano para la nota de conocimiento lector

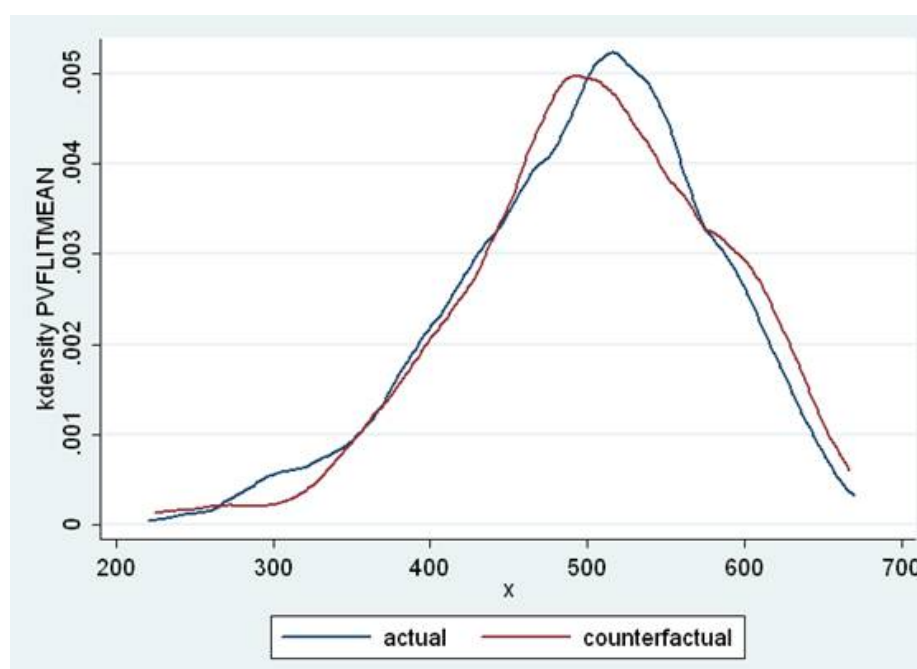
VARIABLES	PIP	PMEAN	PSTD	t
Repetición ISCED 1	1,00	-70,39	14,72	4,78
Repetición ISCED 2	1,00	-50,09	11,74	4,27
MADRE_ISCED 4	1,00	22,07	9,08	2,43
MADRE_educacion	1,00	5,71	2,55	2,24
HERMANO en hogar	1,00	-16,21	7,67	2,11
Asistencia ISCED 0	1,00	-29,45	14,51	2,03
HERMANA en hogar	1,00	-14,97	7,69	1,95
FE obligatoria	1,00	-46,36	24,19	1,92
FE disponible	1,00	17,93	9,53	1,88
BANCOS	1,00	0,62	0,36	1,72
PARTICIPACIÓN PADRES_extracurricular	1,00	-0,65	0,48	1,35
OTRA PERSONA en hogar	1,00	17,67	15,11	1,17
MADRE_ISCED 6	1,00	13,25	17,07	0,78
FUERA DEL COLE_información	1,00	-5,58	7,43	0,75
TRUANCY_tarde	0,98	-1,95	7,93	0,25
PARTICIPACIÓN PADRES_iniciativa	0,92	0,39	0,18	2,17

En conclusión, la educación financiera obligatoria actual en los colegios españoles tiene un efecto positivo en el conocimiento financiero medio de forma robusta y a pesar de tener en cuenta muchas otras dimensiones sociodemográficas personales, familiares, colegiales, locales y todos los posibles modelos lineales que se derivan de la combinación de estas. Al contrario, no es una variable que tiene efectos significativos en educación matemática o de lectura. Con todo esto, interpretamos tentativamente estos resultados como evidencia en favor de la causalidad de educación financiera obligatoria hacia el conocimiento financiero, si bien somos conscientes de las cautelas con que debemos extraer conclusiones en este sentido. Por ejemplo, Hospido et al. (2014) encuentran que las características no observables de los colegios que imparten educación financiera pueden explicar hasta un 65% del mejor desempeño de sus alumnos en el test PISA de competencia financiera.

Distribución contrafactual (DFL) de conocimiento financiero

Construimos en esta sección una función de distribución de probabilidad contrafactual de las notas que hubieran sacado los estudiantes que pertenecieron a colegios sin educación financiera si hubieran ido a una escuela con educación financiera. Para poder estimar el contrafactual a partir de la metodología DFL se han agrupado las observaciones de colegios con educación financiera disponible y obligatoria, grupo al que nos referiremos a partir de ahora como el grupo de colegios con educación financiera. Adicionalmente, se utilizan los resultados del ejercicio BMA para identificar las demás variables que de forma robusta correlacionan con la nota de competencia financiera de los estudiantes en la muestra española. Concretamente se han distinguido además de la educación financiera obligatoria, las variables de repetición (indicador de haber repetido algún curso en primaria o en secundaria), la perseverancia, el hecho de tener un hermano, y el promedio de notas financieras del resto de compañeros del colegio.

Figura 5.3: Comparación de la distribución de las notas del contrafactual



Fuente: PISA de educación financiera (OCDE)

La Figura 5.3 muestra la distribución real de notas de los estudiantes en colegios sin educación financiera, y el contrafactual de las notas que hubieran alcanzado de haber estudiado en un colegio con educación financiera. Se observa que la distribución contrafactual está ligeramente desplazada hacia la derecha presentando por tanto notas superiores a las que realmente han obtenido.

Sin embargo, una primera inspección del gráfico indica que este incremento no se produce en la parte baja de la distribución de notas. Para analizar más formalmente este punto la Tabla 5.5 compara la media y diferentes decilas de la distribución real y contrafactual. Concretamente, se observa que si bien la media crecería en la distribución contrafactual, este crecimiento sería atribuible a un mejor comportamiento de la parte mediana y alta de la distribución, mientras que la parte baja no presentaría incrementos significativos.

Tabla 5.5: Resultados del ejercicio de contrafactual

	Sin FE	Contrafactual
Mean	496,3	502,2
Coeficiente de variación	0,16	0,16
P90/P10	1,54	1,56
P50/P10	1,30	1,30
P90/P10	1,18	1,20

En consecuencia, la evidencia anterior sugiere que la educación financiera actual en España si bien mejora el conocimiento medio de sus estudiantes, no reduce su desigualdad ya que precisamente no es capaz de incrementar el conocimiento financiero de la parte más baja de la distribución de conocimiento.

Conclusiones

El presente artículo tiene como objetivo investigar la existencia de diferencias significativas en el conocimiento financiero de los estudiantes que asisten a centros donde se imparten asignaturas relacionadas con la educación financiera más allá de lo que se puede explicar por otras variables que también influyen en ese conocimiento.

Con el objeto de ser lo más agnóstico posible en las variables escogidas para los diferentes modelos de estimación, el análisis se lleva a cabo como un promediado bayesiano de modelos. Como resultado, la educación obligatoria en el colegio es una variable robusta que incrementa la nota media de educación financiera. Esto no sucede para el conocimiento matemático y de lectura. Otras variables que de forma robusta afectan al conocimiento financiero son las variables de repetición (indicador de haber repetido algún curso en primaria o en secundaria), la perseverancia, el hecho de tener un hermano, y el promedio de notas financieras del resto de compañeros del colegio.

Asimismo, se calcula una distribución contra-factual de las notas financieras que hubieran obtenido los estudiantes que no estudiaron en colegios con educación financiera si lo hubieran hecho. Se observa que si bien la media crecería con la educación financiera, este crecimiento sería atribuible a un mejor comportamiento de la parte mediana y alta de la distribución, mientras que la parte baja no presentaría modificaciones relevantes.

En este sentido, sería interesante analizar en qué medida estos resultados se replican para otros países con una mayor tradición a la hora de ofrecer educación financiera en su currículum ya que de los resultados se desprende que el sistema educativo español no sólo debería preocuparse en el futuro de incorporar la educación financiera en el currículum escolar sino también de asegurarse que su diseño favorezca el aprendizaje de conocimientos financieros en la parte baja de la distribución de rendimiento.

Referencias

- ALBERT, C., NEIRA, I., Y GARCÍA, A. (2014). Capital Cultural y Social: sus Efectos en el Conocimiento Financiero según PISA 2012. En INEE (Ed.), PISA 2012: Competencia Financiera. Informe español. Volumen II: Análisis secundario, Capítulo 1, pp. 5-24. Madrid: Autor.
- BERNHEIM, D., GARRET, D. y MAKI, D. (1997) Education and saving: the long term effects of high school financial curriculum mandates. *Journal of Public Economics*, 80(3), pp.435-465.
- BLACK, S., DEVEREUX, P. y SALVANES, K. G. (2005) The More the Merrier? The Effect of Family Size and Birth Order on Children's Education, *Quarterly Journal of Economics*, 120 (2): 669-700.
- BJÖRKLUND, A.; JÄNTTI, M. Y ROEMER, J. (2012) Equality of opportunity and the distribution of long-run income in Sweden, *Social Choice and Welfare*, 39(2): 675-696.
- DINARDO, J., FORTIN, N. y LEMIEUX, T. (1996) Labor market institutions and the distribution of wages, 1973-1992: A semiparametric approach. *Econometrica*, 64(5), pp.1001-1041.
- FERNÁNDEZ DE GUEVARA, J., SERRANO, L., Y SOLER, A. (2014). Esfuerzo y competencia financiera en España: Un análisis con datos PISA. En INEE (Ed.), PISA 2012: Competencia Financiera. Informe español. Volumen II: Análisis secundario, Capítulo 2, pp. 25-50. Madrid: Autor.
- FERNÁNDEZ, C., LEY, E. y STEEL, M. (2001) Model Uncertainty in Cross-Country Growth Regressions *Journal of Applied Econometrics* 16(5), pp. 563-576.
- GEORGE, E. (1999) Discussion of 'Bayesian Model Averaging and Model Search Strategies by M. Clyde. In J.M. Bernardo, J.O. Berger, A.P. David and A.F.M. Smith (eds.), *Bayesian Statistics 6*. Oxford: Oxford University Press.
- HANUSHEK, E. A., KAIN, JOHN F. J., MARKMAN, J. F. y RIVKIN. S. G. (2003) Does peer ability affect student achievement? *Journal of Applied Econometrics*, 18(5): 527-44.
- HASTINGS, J. y TEJADA-ASHTON, L. (2008) Financial literacy, information and demand elasticity: survey and experimental evidence from Mexico. *NBER Working Paper* n. 14538
- HOSPIDO, L., VILLANUEVA, E., Y ZAMARRO, G. (2014). Educación financiera y rendimiento educativo. Caracterizando el sesgo de selección. En INEE (Ed.), PISA 2012: Competencia Financiera. Informe español. Volumen II: Análisis secundario, Capítulo 3, pp. 51-76. Madrid: Autor.
- HOXBY, C. (2000) Peer effects in the classroom, learning from gender and race variation. *Working Paper* n. 7867, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA
- KAAS, R. y RAFTERY, A. (1995) Bayes Factors, *Journal of the American Statistical Association*, 90, pp. 773-795.
- JIMÉNEZ-MARTÍN, S., Y VILAPLANA, C. (2014). Análisis de la relación entre Educación Financiera y Matemáticas a partir del Programa Escuela 2.0. En INEE

- (Ed.), PISA 2012: Competencia Financiera. Informe español. Volumen II: Análisis secundario, Capítulo 4, pp. 77-114. Madrid: Autor.
- LUSARDI, A. y MITCHELL, O. (2007) Baby boomer retirement security: the role of planning, financial literacy and housing wealth. *Journal of Monetary Economics* 54, pp.205-224
- LUSARDI, A. y MITCHELL, O. (2009) How ordinary people make complex economics decisions: financial literacy and retirement readiness. *NBER Working Paper* n. 15350.
- LUSARDI, A. y TRUFANO, P. (2009) Debt literacy, financial experiences, and overindebtedness. *NBER Working Paper* n. 14808.
- MAZUMDER, B. (2008) Sibling similarities and economic inequality in the U.S., *Journal of Population Economics*, 21 (3), 685-701.
- MORAL-BENITO, E. (2013) Model Averaging in Economics: An overview *Journal of Economic Surveys*, forthcoming.
- RAFTERY, A. (1995) Bayesian Model Selection in Social Research *Sociological Methodology*, 25, pp. 111-163.
- SACERDOTE, B. (2011) Peer Effects in Education: How Might They Work, How Big Are They and How Much Do We Know Thus Far? *Handbook of Economics of Education*, 3: 249-277.
- SALA-I-MARTIN, X., DOPPELHOFER, G., y MILLER, R. (2004) Determinants of long-term Growth: A Bayesian Averaging of Classical Estimates (BACE) Approach, *American Economic Review*, 94, pp. 813-835.
- STANGO, V. y ZINMAN, J. (2011) Fuzzy math, disclosure regulation and credit market outcomes. *Review of financial studies*, 24(1), pp506-543
- VAN ROOIJ, M., LUSARDI, A. y ALESSIE, R. (2011) Financial literacy and stock market participation. *Journal of financial economics*, 101 (2), pp. 449-472
- VAN ROOIJ, M., LUSARDI, A. y ALESSIE, R. (2012) Financial literacy, retirement, planning and household wealth. *The Economic Journal* 122,pp. 449-478.

Anejo 1: Descripción de variables

VARIABLE	DESCRIPCIÓN	ESCALA/ UNIDAD	FUENTE
Y	Media de los 5 valores plausible del test de Educación Financiera	Puntuación	PISA 2012 EF (OCDE)
Y_MATH	Media de los 5 valores plausible del test de Matemáticas	Puntuación	PISA 2012 EF (OCDE)
Y_READ	Media de los 5 valores plausible del test de Lectura	Puntuación	PISA 2012 EF (OCDE)
VARIABLES DEL ALUMNO			
Sexo	Sexo del alumno	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
Edad	Edad del alumno	Valor	PISA 2012 EF (OCDE)
Inmigrante	El alumno es inmigrante	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
Mes Nacimiento	Mes de nacimiento del alumno	Valor	PISA 2012 EF (OCDE)
Edad Llegada	Edad de llegada al país en caso de ser inmigrante	Valor	PISA 2012 EF (OCDE)
Asistencia ISCED 0	Si asistió al ISCED 0	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
TRUANCY_tarde	Llega tarde al colegio	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
TRUANCY_dia	Se salta un día completo de colegio	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
TRUANCY_clases	Se salta alguna clase en un día	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
FUERA DEL COLE_noticias	Fuera del colegio, suele leer las noticias	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
FUERA DEL COLE_información	Fuera del colegio, suele obtener información práctica de internet	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
INTERÉS MATES_disfruta	Disfruta de las matemáticas	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
INTERÉS MATES_interesado	Está interesado en las matemáticas	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
MOTIVACIÓN_futuro	Piensa que la motivación es importante para el futuro	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
EFICACIA MATES_descuento	Es capaz de calcular descuentos de la televisión	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
EFICACIA MATES_metros cuadrados	Es capaz de calcular metros cuadrados de azulejo	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
EFICACIA MATES_gráficos	Entiende los gráficos que aparecen en los periódicos	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
EFICACIA MATES_ecuaciones	Es capaz de resolver ecuaciones	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
EFICACIA MATES_gasolina	Es capaz de calcular el consumo de gasolina	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
ANSIEDAD MATES_dificultad	Está preocupado por la posible dificultad	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
AUTOCONCEPCIÓN MATES_bueno	Piensa que no es bueno en matemáticas	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)

ANSIEDAD MATES_tensión	Se pone muy tenso con las matemáticas	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
AUTOCONCEPCIÓN MATES_rapidez	Aprende rápidamente	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
AUTOCONCEPCIÓN MATES_asignaturas	Cree que las matemáticas son una de las mejores asignaturas	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
CONTROL_éxito	Piensa que puede triunfar sin demasiado esfuerzo	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
CONTROL_voluntad	Si quiere, es capaz de actuar perfectamente	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
PERSEVERANCIA_abandonado	Abandona fácilmente	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
PERSEVERANCIA_problemas	Pospone los problemas difíciles	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
PERSEVERANCIA_intereses	Permanece interesado	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
ACTITUDES_útil	Se siente útil en las tareas escolares	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
ACTITUDES_deberes	Siente que los deberes son divertidos	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
Interés Mates	Tiene interés por las matemáticas	Valor	PISA 2012 EF (OCDE)
PERSEVERANCIA	Es perseverante	Valor	PISA 2012 EF (OCDE)
Grado repetición	Repite en algún momento	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
Repetición ISCED 1	Repitió en el ISCED 1	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
Repetición ISCED 2	Repitió en el ISCED 2	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
Variables sociodemográficas y familiares			
Índice status	Índice de estatus social, económico y cultural	Valor	PISA 2012 EF (OCDE)
Posesiones hogar	Índice de posesiones del hogar	Valor	PISA 2012 EF (OCDE)
Posesiones culturales	Índice de posesiones culturales	Valor	PISA 2012 EF (OCDE)
Riqueza	Índice de riqueza de la familia	Valor	PISA 2012 EF (OCDE)
MADRE_ocupación	Ocupación de la madre	Código	PISA 2012 EF (OCDE)
PADRE_ocupación	Ocupación del padre	Código	PISA 2012 EF (OCDE)
MADRE en hogar	Tiene a su madre en el hogar	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
PADRE en hogar	Tiene a su padre en el hogar	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
HERMANO en hogar	Tiene algún hermano en el hogar	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
HERMANA en hogar	Tiene alguna hermana en el hogar	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
ABUELO en hogar	Tiene algún abuelo en el hogar	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
OTRA PERSONA en hogar	Tiene alguna otra persona en el hogar	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
MADRE inmigrante	Su madre es inmigrante	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
PADRE inmigrante	Su padre es inmigrante	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
PADRE_tareas	Índice de tareas abstractas según la ocupación del	Valor	PISA 2012

abstractas	padre		EF (OCDE)
PADRE_ocupación_dum my	Dummy para padre empleado o parado/inactivo	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
PADRE_tiempo completo	El padre trabaja a tiempo completo	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
PADRE_tiempo parcial	El padre trabaja a tiempo parcial	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
PADRE_parado	El padre no trabaja pero está buscando trabajo	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
PADRE_otros	El padre tiene otro estatus o es inactivo	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
MADRE_educacion	Nivel educativo de la madre (ISCED)	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
MADRE_ISCED 6	La madre completó el nivel 6 del ISCED	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
MADRE_ISCED 5A	La madre completó el nivel 5A del ISCED	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
MADRE_ISCED 5B	La madre completó el nivel 5B del ISCED	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
MADRE_ISCED 4	La madre completó el nivel 4 del ISCED	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
POSESIONES_SC1	Componente 1 para el Análisis de Componentes Principales de posesiones	Valor	PISA 2012 EF (OCDE)
POSESIONES_SC2	Componente 2 para el Análisis de Componentes Principales de posesiones	Valor	PISA 2012 EF (OCDE)
POSESIONES_escritorio	Tiene un escritorio en casa	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
POSESIONES_habitación	Tiene una habitación propia en casa	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
POSESIONES_estudio	Tiene una zona de estudio en casa	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
POSESIONES_ordenador	Tiene un ordenador en casa	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
POSESIONES_software	Tiene software para el ordenador en casa	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
POSESIONES_internet	Tiene internet en casa	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
POSESIONES_literatura	Tiene obras de literatura en casa	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
POSESIONES_poesía	Tiene libros de poesía en casa	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
POSESIONES_arte	Tiene obras de arte en casa	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
POSESIONES_manuales	Tiene libros de texto en casa	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
POSESIONES_diccionario	Tiene un diccionario en casa	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
POSESIONES_lavaplatos	Tiene un lavaplatos en casa	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
POSESIONES_dvd	Tiene un DVD en casa	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
POSESIONES_móviles	Número de teléfonos móviles en casa	Valor	PISA 2012 EF (OCDE)
POSESIONES_tv	Número de televisiones en casa	Valor	PISA 2012 EF (OCDE)
POSESIONES_ordenadores	Número de ordenadores en casa	Valor	PISA 2012 EF (OCDE)
POSESIONES_coches	Número de coches en casa	Valor	PISA 2012 EF (OCDE)
POSESIONES_baños	Número de baños o duchas en casa	Valor	PISA 2012 EF (OCDE)

POSESIONES_libros	Número de libros en casa	Valor	PISA 2012 EF (OCDE)
POSESIONES_ordenador sobremesa	Tiene un ordenador de sobremesa en casa	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
POSESIONES_portátil	Tiene un escritorio	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
POSESIONES_tablet	Tiene un escritorio	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
POSESIONES_conexión	Tiene conexión a internet en casa	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
POSESIONES_videojuegos	Tiene videoconsola en casa	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
POSESIONES_móvil	Tiene un teléfono móvil	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
POSESIONES_móvil internet	Tiene internet en el teléfono móvil	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
POSESIONES_mp3	Tiene un mp3 o mp4	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
POSESIONES_impresora	Tiene acceso a una impresora	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
POSESIONES_usb	Tiene algún tipo de memoria USB	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
POSESIONES_ebook	Tiene un e-book	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
Variables del colegio			
FE disponible	Dispone de asignaturas de educación financiera disponibles	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
FE obligatoria	Dispone de asignaturas de educación financiera obligatorias	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
TIPO	Dummy para el tipo de colegio al que asiste en función de si es público o privado	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
FINANCIACIÓN_Gobierno	Porcentaje de financiación del Gobierno	%	PISA 2012 EF (OCDE)
FINANCIACIÓN_Tasas	Porcentaje de financiación por medio de tasas de alumnos	%	PISA 2012 EF (OCDE)
FINANCIACIÓN_Benefactores	Porcentaje de financiación de benefactores	%	PISA 2012 EF (OCDE)
FINANCIACIÓN_Otros	Porcentaje de financiación de otros	%	PISA 2012 EF (OCDE)
Ratio Estudiante-Profesor	Porcentaje de estudiantes por cada profesor del centro	%	PISA 2012 EF (OCDE)
TAMAÑO CLASE	Tamaño de la clase	Valor	PISA 2012 EF (OCDE)
LOCALIDAD	Localización del colegio	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
COMPETENCIA	Existen otros colegios en el área	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
ALDEA	El colegio se encuentra en una aldea	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
PEQUEÑO PUEBLO	El colegio se encuentra en un pueblo pequeño	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
PUEBLO	El colegio se encuentra en pueblo	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
CIUDAD	El colegio se encuentra en una ciudad	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
GRAN CIUDAD	El colegio se encuentra en una gran ciudad	Dummy	PISA 2012 EF (OCDE)
RATIO ORDENADORES	Porcentaje de ordenadores conectados a la red sobre todos los ordenadores del colegio	%	PISA 2012 EF (OCDE)
ACTIVIDADES MATES	Existen actividades extracurriculares relacionadas	Dummy	PISA 2012

con las matemáticas			EF (OCDE)
PARTICIPACIÓN PADRES_comportamiento	Padres que participan en discusiones sobre el comportamiento	%	PISA 2012 EF (OCDE)
PARTICIPACIÓN PADRES_iniciativa	Padres que participan en las discusiones sobre progreso	%	PISA 2012 EF (OCDE)
PARTICIPACIÓN PADRES_asistencia	Padres que participan en actividades de asistencia	%	PISA 2012 EF (OCDE)
PARTICIPACIÓN PADRES_extracurricular	Padres que participan en actividades extracurriculares voluntarias	%	PISA 2012 EF (OCDE)
Variables de "peer effects"			
PROMEDIO MATES_relaciones	Promedio de la nota de 25 alumnos de la clase en matemáticas (relaciones)	Puntuación	PISA 2012 EF (OCDE)
PROMEDIO MATES_cantidades	Promedio de la nota de 25 alumnos de la clase en matemáticas (cantidades)	Puntuación	PISA 2012 EF (OCDE)
PROMEDIO MATES_espacio	Promedio de la nota de 25 alumnos de la clase en matemáticas (espacio)	Puntuación	PISA 2012 EF (OCDE)
PROMEDIO MATES_datos	Promedio de la nota de 25 alumnos de la clase en matemáticas (datos)	Puntuación	PISA 2012 EF (OCDE)
PROMEDIO MATES_empleo	Promedio de la nota de 25 alumnos de la clase en matemáticas (empleo)	Puntuación	PISA 2012 EF (OCDE)
PROMEDIO MATES_formular	Promedio de la nota de 25 alumnos de la clase en matemáticas (formulación)	Puntuación	PISA 2012 EF (OCDE)
PROMEDIO MATES_interpretar	Promedio de la nota de 25 alumnos de la clase en matemáticas (interpretación)	Puntuación	PISA 2012 EF (OCDE)
PROMEDIO MATES	Promedio de la nota de 25 alumnos de la clase en matemáticas (general)	Puntuación	PISA 2012 EF (OCDE)
PROMEDIO LECTURA	Promedio de la nota de 25 alumnos de la clase en lectura	Puntuación	PISA 2012 EF (OCDE)
PROMEDIO CIENCIAS	Promedio de la nota de 25 alumnos de la clase en ciencias	Puntuación	PISA 2012 EF (OCDE)
PROMEDIO FE	Promedio de la nota de otros 7 alumnos de la clase en el test de EF (excluyendo al propio alumno)	Puntuación	PISA 2012 EF (OCDE)
Variables sobre la penetración financiera			
BANCOS	Número de oficinas bancarias por Código Postal del colegio	Valor	Banco de España

Alfabetización financiera, competencias matemáticas y tipo de centro

María Jesús Mancebón Torrubia

Domingo Pérez Ximénez de Embún

Universidad de Zaragoza

Resumen

En este capítulo se indaga en el proceso a través del cual se produce la configuración de las habilidades financieras de los individuos. Dos hipótesis se someten a consideración: que las competencias matemáticas determinan el grado de alfabetización financiera, y que el tipo de escuela (pública versus concertada) influye en las competencias financieras de manera indirecta, a través de sus efectos sobre los conocimientos matemáticos. Las peculiaridades de la base de datos, los potenciales efectos cruzados existentes entre las variables de interés (competencias matemáticas y financieras) y la endogeneidad de uno de los predictores principales objeto de estudio (el tipo de escuela), constituyen los condicionantes de la estrategia de cálculo de las estimaciones. Dicha estrategia consta de dos etapas. En la primera se aplica un *propensity score matching* al objeto de delimitar una muestra homogénea de estudiantes, no afectada por el sesgo de selección muestral. A continuación se estima un modelo multinivel de ecuaciones simultáneas que permite tomar en consideración la potencial simultaneidad en la configuración de las habilidades financieras y matemáticas, y la estructura jerárquica de los datos que suministra PISA. El análisis permite obtener dos conclusiones principales: que la conformación de las habilidades financieras de los estudiantes españoles de 15 años está mediatizada por sus conocimientos matemáticos, y que la titularidad del centro escolar no ejerce ningún efecto sobre las competencias financieras ni matemáticas. Estos resultados permiten extraer algunas conclusiones de

interés en el diseño de políticas educativas dirigidas a promover la cultura financiera de la población.

Palabras clave

Competencias financieras, competencias matemáticas, tipo de centro, sesgo de selección muestral, sesgo de simultaneidad, modelos multinivel, *propensity score matching*.

Introducción

En los últimos diez años se ha producido un importante interés en el contexto internacional por la medición y análisis de los conocimientos de la población en materia económico-financiera. Varios factores explican este hecho. Por un lado, la cada vez más próxima llegada a la jubilación de los nacidos durante el *baby boom* está provocando una preocupación creciente por los niveles de ahorro de la población, dadas las fuertes limitaciones y restricciones que afectan a los sistemas públicos de seguridad social. Ello ha llevado a indagar en los determinantes del ahorro doméstico a largo plazo, siendo la cultura financiera de los individuos uno de los factores de interés en este tipo de trabajos. Por otro lado, la crisis económica actual ha puesto en evidencia la incapacidad de muchos ciudadanos para realizar inversiones financieras óptimas. Prueba de ello es la adquisición de productos financieros complejos, como las participaciones preferentes, por colectivos con un perfil inversor inadecuado, o los excesivos niveles de endeudamiento en que se encuentran numerosos hogares de baja renta (Bover *et al.*, 2014). Y es que la complejidad de los activos financieros ofrecidos actualmente en los mercados de capitales exige que el pequeño inversor disponga de una mínima cualificación financiera que le permita adoptar decisiones bien informadas y maximizar así su bienestar económico. La carencia de este tipo de habilidades ha sido señalada por algunos autores como una de las causas que está detrás de la crisis financiera actual (Gerardi *et al.*, 2010, PACFL, 2008). Finalmente, la cultura financiera de los ciudadanos no sólo influye en su bienestar personal, sino que es fuente de externalidades positivas para toda la sociedad como han puesto de manifiesto, entre otros, Gnan *et al.* (2007) o Lusardi y Mitchell (2011). La toma de conciencia de esta realidad por parte de las autoridades públicas constituye otro de los motivos que está detrás de la reciente preocupación por la evaluación y mejora del nivel de cultura financiera de los ciudadanos.

Gran parte de los estudios realizados sobre la medición del nivel de conocimientos de la población en materia económico-financiera ha concentrado su interés en el papel de la cultura financiera de la población en la promoción de diversos resultados económicos de interés. Algunos de ellos han tratado de evaluar la distribución de conocimientos económicos por etnia (Crossan *et al.*, 2011), edad, género, nivel educativo o estatus ocupacional (Fornero y Montecone, 2011); otros centran su atención en la influencia de la cultura financiera sobre las probabilidades de participar en un plan de pensiones (Fornero y Montecone, 2011, Klaper, 2011), sobre el nivel de ahorro (Behrman *et al.*, 2010¹), la participación en el mercado de capitales (van Rooij *et al.*, 2011), la morosidad bancaria (Gerardi *et al.*, 2010, Grinstein *et al.*, 2012), la realización de inversiones óptimas por parte

¹ El trabajo seminal que analiza la relación entre la formación en materia financiera y el nivel de ahorro es el de Bernheim *et al.* (2001). En él se puso de manifiesto que los adultos que habían recibido un curso de gestión financiera en sus estudios secundarios mostraban una tasa de ahorro mayor. Otros estudios pertenecientes a esta línea de investigación son los de Behrman *et al.*, 2010, Van Rooij *et al.*, 2011, o los trabajos publicados en el monográfico sobre *Financial Literacy and Planning Retirement* en el *Journal of Pension Economics and Finance*, vol. 10 (4).

de los individuos (Lusardi and Tufano, 2009) o la inclusión financiera de los colectivos en riesgo de exclusión social (Robson, 2012). Esta literatura analiza la cultura financiera como un input más del proceso económico.

Un segundo grupo de trabajos, por el contrario, trata de indagar en el proceso a través del cual se conforman las habilidades de tipo económico-financiero de los individuos. En este caso, se trata de identificar los factores relevantes en la determinación del grado de alfabetización económica y financiera de los individuos, al objeto de fundamentar intervenciones exitosas que permitan mejorar los conocimientos de la población en esta materia. Estos estudios se enmarcan, por tanto, dentro de la literatura sobre los determinantes de la función de producción de conocimientos, cuyos orígenes se remontan al trabajo seminal de Coleman *et al.* (1966). En este caso, las habilidades financieras son vistas, por tanto, como el output de un proceso de producción, el educativo, entendido éste en un sentido amplio en el que se considera que las habilidades formativas de los individuos son fruto del proceso de educación formal que se lleva a cabo en las instituciones educativas y de las influencias externas al sistema educativo formal (actitudes y aptitudes individuales hacia el aprendizaje, contexto familiar, redes sociales, etc.).

Nuestra investigación se ubica en este segundo grupo de estudios. Su objetivo es indagar en el proceso a través del cual se conforman las habilidades financieras de los estudiantes españoles de 15 años y evaluar la incidencia que tiene el tipo de escuela (pública /concertada) en el grado de alfabetización financiera de aquéllos, tal y como éste es medido por la OCDE en la evaluación realizada en PISA 2012. Nuestro análisis, en particular, somete a consideración dos hipótesis:

Hipótesis 1: Las competencias matemáticas de los individuos determinan su grado de alfabetización financiera, tal y como éste es evaluado en PISA 2012.

Hipótesis 2: El tipo de escuela influye en el grado de alfabetización financiera de los estudiantes de manera indirecta, a través de su influencia en los conocimientos adquiridos en las materias del currículo educativo oficial (en particular en los conocimientos de índole matemática).

Estas hipótesis se fundamentan de la siguiente manera.

En primer lugar, debe tenerse en cuenta que los estudiantes españoles de 15 años no han recibido ningún tipo de formación reglada en materias de tipo económico/financiero². Las habilidades en cuestiones financieras de que disponen en un momento dado deben ser consecuencia o bien de factores externos a las escuelas (entorno familiar, interés y motivación personal, relaciones sociales) o bien de la formación suministrada por las escuelas en las materias del currículo escolar, siendo las matemáticas la materia que potencialmente puede ejercer una influencia mayor en el grado de alfabetización financiera de los individuos, tal y como éste es medido en PISA 2012. En efecto, la resolución de muchas de las preguntas utilizadas en el cuestionario de evaluación de las competencias financieras que realiza la OCDE exige el manejo de instrumentos de tipo matemático (véase OCDE, 2013). Por otro lado, el análisis exploratorio de los datos suministrados para España por la evaluación PISA 2012 muestra un coeficiente de correlación muy elevado (0,79) entre las puntuaciones obtenidas por los estudiantes en las pruebas de evaluación de las competencias matemáticas y las obtenidas en la evaluación de sus habilidades financieras. Adicionalmente, el 73% de los centros educativos participantes en la quinta oleada de PISA imparten la educación financiera dentro del programa de la

² En el cuestionario que completaron los directores de las escuelas españolas evaluadas sólo un 15,8% de éstos indicaron que se ofrecía educación financiera en su centro.

asignatura “Matemáticas” (tal y como revela la respuesta que dan los directores de las escuelas evaluadas a la pregunta 37 en el Cuestionario de Centros).

En cuanto a la segunda de las hipótesis que se pretende contrastar en nuestro trabajo (que la influencia de la escuela sobre las competencias financieras no es directa sino que se ve intermediada por las habilidades matemáticas de los estudiantes), su fundamento se encuentra en la revisión de la amplia literatura sobre los determinantes de las competencias cognitivas de los individuos, en la que se pone de manifiesto que el tipo de centro escolar constituye un elemento importante en la explicación de las diferencias en el aprendizaje de los niños y adolescentes. Los resultados de estos trabajos no son, en todo caso, concluyentes (Toma y Zimer, 2012). En algunos trabajos el efecto de las escuelas privadas sobre los test scores es positivo (Bedi y Garg, 2000, Morgan, 2001 y Lefebvre *et al.*, 2011). En otros, el efecto es negativo (Bifulco y Laad, 2006, Pfeffermann y Landsman, 2011, Mancebón *et al.*, 2012). Finalmente, son muchos los trabajos en los que las asociaciones estadísticas detectadas en la base de datos entre el tipo de escuela y los resultados educativos se desvanecen al introducir controles metodológicos variados en el análisis (McEwan, 2001, Bettinger, 2005, Jepsen 2003, Betts *et al.*, 2006, Witte *et al.*, 2007, Chudgar y Quin, 2012)³. Dado que los datos de la base PISA 2012 de la que se nutre nuestro trabajo muestra una asociación estadística entre la titularidad de la escuela (pública/concertada) y las puntuaciones que obtienen los estudiantes en la evaluación de sus competencias matemáticas y financieras (véase Tabla 6.3 más adelante) parece interesante analizar si dicha asociación es reflejo de una influencia real del tipo de centro escolar sobre los resultados educativos o es un efecto espúreo motivado porque los alumnos con atributos favorables al aprendizaje están mayoritariamente concentrados en las escuelas españolas de titularidad privada⁴.

En síntesis, nuestro objetivo es explorar la relación:

Tipo de centro ➡ Competencias matemáticas ➡ Competencias financieras

Estrategia empírica de análisis

El logro del objetivo de nuestra investigación precisa que se tomen en cuenta ciertas consideraciones de tipo técnico que afectan a nuestro estudio.

En primer lugar, la base de datos PISA 2012 tiene una estructura jerárquica debido a que la selección muestral de los individuos se produce en dos niveles (estudiantes y escuelas). Los datos están, por tanto, anidados. Como consecuencia, algunas de las características de los estudiantes que asisten a una misma escuela están correlacionadas,

3 También existen varios estudios que ponen en evidencia que el efecto de las escuelas privadas depende del tipo de escuela (católica o no católica, privada o concertada), del tipo de output escolar analizado (matemáticas, lengua, ciencias o satisfacción escolar) y del tipo de alumno (etnia, nivel económico familiar o nivel académico previo). Véase, por ejemplo, Green et al. (2014), Zimmer et al. (2012), Imberman (2007) Altonji et al. (2005) y Gronberg y Jansen (2001).

4 En concreto, el análisis preliminar de los datos de la base PISA 2012 muestra diferencias estadísticamente significativas entre los resultados que obtienen los alumnos españoles que asisten a las escuelas concertadas y los que asisten a las escuelas públicas. Las diferencias son favorables a los centros concertados (500,2 en los colegios concertados frente a 478,2 en los públicos). Por otra parte, la comparación de los dos tipos de escuelas en cuanto a las variables que se han mostrado como verdaderos predictores del rendimiento académico en la totalidad de estudios realizados (nivel socioeconómico y cultural familiar, motivación, status de inmigración, condición de repetidor, por ejemplo), revela una composición del alumnado más ventajosa para las escuelas concertadas. A modo de ejemplo: el porcentaje de hogares con al menos un progenitor con estudios universitarios es del 41% en los colegios concertados frente al 27% en los públicos y el porcentaje de hogares con al menos un progenitor con trabajo cualificado es del 52% en los colegios concertados frente al 37% en los públicos.

violándose la hipótesis de independencia de las observaciones en la que están basados los modelos de regresión tradicionales. La aplicación de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) a estas estructuras de datos produce una subestimación de los verdaderos errores estándar y conduce, por tanto, a resultados espúreos (Hox, 2002).

En segundo lugar, debe tomarse en consideración que el predictor “competencias matemáticas” y la variable endógena a explicar en nuestro estudio (el grado de alfabetización financiera) son interdependientes, dado que ambos se ven afectados por un conjunto de influencias comunes (como mínimo las que operan a nivel de alumno) y a que ambos se determinan de manera simultánea en el tiempo. Esta característica supone una violación del requisito de no correlación entre los regresores y la perturbación aleatoria que exigen las estimaciones econométricas convencionales basadas en MCO, lo que es causa de que los valores esperados de los coeficientes estructurales estimados mediante este método no sean iguales a los verdaderos y de que las estimaciones obtenidas sean inconsistentes. Es lo que se conoce como sesgo de simultaneidad (Dougherty, 2011).

Finalmente, a la hora de evaluar el impacto del tipo de escuela, no debe olvidarse que en España el colegio a que asisten los niños es elegido por las familias⁵ y que las características socioeconómicas de éstas constituyen un determinante de primer orden del patrón de elección (Escardíbul y Villarroya, 2009; Mancebón y Ximénez-de-Embún, 2014). El predictor “tipo de escuela” constituye, por tanto, una variable endógena. Esta situación da lugar a correlaciones entre este predictor y los residuos de las regresiones que lo incorporan, generando estimaciones sesgadas del parámetro de este predictor; es lo que se denomina sesgo de selección muestral (Heckman, 1979).

Las características que acabamos de enunciar, consecuencia de las peculiaridades de la base de datos de la que se nutre nuestro trabajo, de los potenciales efectos cruzados existentes entre las variables de nuestro interés (las competencias matemáticas y financieras) y de la endogeneidad de uno de los predictores principales objeto de estudio (el tipo de escuela), constituyen los condicionantes básicos de la estrategia de cálculo de nuestras estimaciones. Esta estrategia se concreta en la realización de un análisis en dos niveles.

En primer lugar, se lleva a cabo un análisis *Propensity Score Matching* (PSM) al objeto de delimitar una submuestra homogénea de estudiantes en cuanto a las características observables que potencialmente influyen de manera simultánea en la elección de tipo de centro escolar y en los resultados educativos. Dicho de otra forma, el análisis PSM permitirá acotar una submuestra no afectada por el sesgo de selección muestral.

En segundo lugar, se estima un modelo de regresión que nos permita tener en cuenta: a) la potencial simultaneidad en la producción de las habilidades financieras y matemáticas de los estudiantes, y b) la estructura jerárquica de los datos suministrados por PISA 2012. En particular, se estima un modelo multinivel de ecuaciones simultáneas (HLMS). La estimación multiecuacional nos facilitará indagar desde una perspectiva empírica en el proceso de producción conjunta que se lleva a cabo en las escuelas. En cuanto al modelo multinivel, permitirá diferenciar las influencias que actúan a nivel de alumno de las que actúan a nivel de escuela.

Con esta estrategia de análisis se pretende que las estimaciones obtenidas presenten un mayor grado de precisión y un menor sesgo.

5 LODE (1985): Ley Orgánica 8/1985 de 3 de julio, reguladora del Derecho a la Educación. Boletín Oficial del Estado 159.

Cuestiones metodológicas

En este apartado se ofrece una breve exposición de las técnicas que van a ser empleadas para obtener las estimaciones. En primer lugar, se exponen las bases de cálculo del *Propensity Score Matching*. En segundo lugar, se explica el funcionamiento de los modelos multinivel de ecuaciones simultáneas.

Propensity Score Matching (PSM)

El desafío principal a que se enfrentan las evaluaciones del impacto de cualquier intervención pública, que ha sido experimentada de manera no aleatoria por los individuos evaluados, se concreta en aproximar un valor creíble del contrafactual para cada uno de los individuos que han sido objeto de la intervención. Esto es, un valor que refleje adecuadamente el resultado que dichos individuos habrían obtenido en ausencia de la intervención (véase Rubin, 1974). En nuestro caso particular, donde se desea evaluar el impacto diferencial de asistir a una escuela concertada frente a una pública, el reto es imputar a cada individuo que ha asistido a una escuela concertada (grupo tratamiento, GT) el resultado que habría obtenido en la evaluación de las competencias financieras si hubiera asistido a una escuela pública (grupo de control, GC)⁶.

A la hora de poner en práctica una estrategia adecuada de imputación de esos valores contrafactuales a cada individuo del GT, debe tenerse en cuenta que la única información disponible en la base de datos sobre los resultados alcanzados en ausencia de intervención son los registros correspondientes a los individuos del grupo de control. Partiendo de esta consideración, el problema a superar se reconduce a encontrar un procedimiento que permita asignar a cada individuo del GT uno o varios individuos del GC que sean similares a él en todas las características relevantes en la determinación del resultado evaluado. El resultado obtenido por el/los individuo/s de la submuestra del GC así delimitada constituye una buena aproximación al contrafactual de cada uno de los individuos tratados, ya que una buena implementación de esta estrategia de análisis garantiza que los resultados potenciales de los individuos de ambos grupos sean idénticos, es decir, que se cumple la hipótesis de asignación ignorable al tratamiento (Rosenbaum y Rubin, 1983) requerida por la técnica PSM⁷. La submuestra así delimitada contiene, por tanto, a individuos homogéneos en cuanto a las características que influyen en los resultados educativos y en la elección de centro escolar, evitándose así el sesgo de selección

6 El análisis del impacto del tipo de escuela, pública o concertada, sobre los resultados educativos precisa que se lleve a cabo un análisis previo de selección de individuos comparables a partir de la muestra original que suministra PISA 2012. Ello se debe a que el predictor “tipo de escuela” es, como se ha dicho, una variable endógena. Y es que la elección de escuela es fruto de una decisión individual/familiar que viene determinada por diversas características de los hogares -renta y riqueza, perfil sociocultural, etc.- (Burgess y Briggs, 2010, Gallego y Hernando, 2010, Mancebón y Pérez Ximénez-de-Embún, 2014, Escardíbul y Villarroya, 2009 o Tamm, 2008, entre otros), muchas de las cuales constituyen, a su vez, determinantes de los resultados educativos de los estudiantes. En estos casos, el valor del coeficiente asociado a la variable “tipo de escuela” que suministra una regresión convencional mediante la aplicación del método de mínimos cuadrados ordinarios está sesgado, al violarse uno de los supuestos principales de este método: la independencia de los residuos del predictor. (sesgo de selección muestral, al que hemos aludido con anterioridad). La técnica PSM permite, como vamos a explicar, hacer frente a esta limitación.

7 Esta hipótesis señala que, una vez controladas todas las características observadas relevantes, los individuos sometidos a la intervención tienen en promedio el mismo resultado potencial que los pertenecientes al grupo de control. Esta hipótesis también es conocida con el nombre de selección en observables e independencia condicional (Guo y Fraser, 2010).

muestral asociado a los datos originales. A continuación explicaremos como las técnicas de *matching* y, en particular, el PSM resultan de una gran utilidad en el logro de este objetivo⁸.

Las técnicas del *matching* constituyen uno de los tres procedimientos que se han propuesto en la literatura al objeto de delimitar muestras homogéneas de individuos⁹. Esta metodología fundamenta sus cálculos en emparejamientos entre los individuos del GT y los miembros del GC que presentan un perfil similar en todas aquellas características observables (X) que son simultáneamente predictores del resultado objeto de interés (Y) y del predictor principal objeto de estudio (W)¹⁰. En particular, con estos métodos cada individuo del GT (W=1) es emparejado con uno o n individuos del GC (W=0), tomando como referencia del *matching* a las variables X (Caliendo y Kopeinig, 2008). La submuestra así delimitada queda liberada del sesgo de selección muestral en observables¹¹.

Dentro de estas técnicas de *matching* ocupa un lugar preferente el PSM cuyos fundamentos se encuentran en el trabajo seminal de Rosenbaum y Rubin (1983). La principal ventaja de esta metodología reside en su capacidad para trabajar con un número de variables de control (X) muy numeroso. Y es que la probabilidad de encontrar emparejamientos válidos entre el GT y el CG es inversamente proporcional al número de variables del vector X. Es lo que se conoce como el problema de la dimensionalidad del *matching*.

Rosenbaum y Rubin (1983) resolvieron este problema proponiendo una magnitud única, el *propensity score* (ps a partir de ahora), sobre la que basar los emparejamientos necesarios para la delimitación de la submuestra no sesgada. El ps no es sino un indicador sintético de la información contenida en las variables X de control que es calculado mediante un modelo de regresión logística o similar. Sin embargo, a diferencia de otros indicadores sintéticos, como los resultantes del análisis discriminante, el ps, lejos de ser un constructo estadístico carente de contenido, tiene un significado muy claro. Y es que el ps no es sino la probabilidad condicional de participar en la intervención evaluada que tiene cada individuo de la muestra, dadas sus características observables X, es decir:

$$ps = P(W=1 | X) \quad (1)$$

Este significado confiere al ps un valor especial a la hora de abordar la corrección del sesgo de selección muestral. En efecto, como ha sido destacado anteriormente, la identificación de un contrafactual empírico válido requiere que los individuos del GT y GC presenten un algo grado de similitud en las características individuales que afectan a los resultados. Sólo de esta manera, puede garantizarse que las diferencias de resultados entre ambos grupos no están contaminadas por las diferencias en las características observables de los miembros de cada grupo. O, dicho de otra manera, que se cumple la hipótesis de asignación ignorable del tratamiento, a la que se ha aludido con anterioridad. En este sentido, el cálculo de la ps permitirá identificar las X que determinan la participación en la intervención y que además influyen en la determinación del resultado de interés (Y), es decir, las variables que pueden causar el sesgo de selección muestral.

8 Una explicación más amplia de estas técnicas puede verse en Mancebón y Pérez-Ximénez de Embún (2013).

9 Las otras técnicas son la regresión convencional y la estratificación (véase Guo y Fraser, 2010, capítulo 3).

10 En nuestro caso, W hace referencia al tipo de escuela a que asisten los estudiantes evaluados, siendo W=1 el grupo que se educa en una escuela concertada y W=0 el grupo al que pertenecen los alumnos de las escuelas públicas.

11 Persiste en todo caso, la amenaza de que los individuos del GT y del GC difieran en características no observables. El análisis de esta cuestión va, en todo caso, más allá de los límites de este trabajo, si bien pretende llevarse a cabo en un trabajo posterior. Posibles correcciones de esta problemática pueden verse en Caliendo y Kopeinig (2008).

La clave del funcionamiento del PSM reside, por tanto, en la realización de un buen *matching*, es decir en encontrar a individuos del GC con una ps altamente similar a la de los individuos del GT, es decir, encontrar $\forall i \in W=1$ un (unos) $j \in W=0$ tal que $P_i(W=1) \approx P_j(W=1)$. Ello requiere que: $P(W=1 | X) < 1$ y $P(W=1 | X) > 0 \forall X$, ya que es justamente el cumplimiento de estas dos relaciones lo que garantiza que en los dos grupos (GT y GC) existen individuos similares en las características observables (es lo que se conoce como hipótesis de soporte común)¹². El proceso de *matching* puede llevarse a cabo mediante diferentes algoritmos. En Guo y Fraser (2010) se ofrece un tratamiento detallado del tema.

Modelos multinivel de ecuaciones simultáneas

Como se acaba de indicar, la aplicación del PSM permite disponer de una submuestra de individuos comparables con respecto a las variables observables (X) que influyen en la elección de escuela pública o concertada y que además son potencialmente relevantes en la determinación del resultado de interés (Y).

Sin embargo, las influencias potenciales sobre los resultados educativos abarcan, previsiblemente, más variables de las que son consideradas en la construcción del ps¹³. Dada esta situación, el cálculo del efecto neto de una intervención, como W (asistencia a escuela concertada, en nuestro caso) precisa que se contraste la influencia de esos otros factores (X') que son potencialmente importantes en la determinación de Y pero que no afectan a la recepción del tratamiento evaluado. Para ello es fundamental llevar a cabo un análisis post *matching*. Dos tipos de influencias merecen atención: a) características de las escuelas en que se han formado los individuos evaluados, y b) atributos de los estudiantes no incorporados al cómputo del *propensity score*.

El estudio de la relevancia de estas características sobre los resultados educativos de interés (en nuestro caso las competencias financieras) puede ser llevado a cabo mediante la estimación de un modelo de regresión aplicado sobre la muestra *matcheada*. En efecto, en la medida en que la submuestra delimitada mediante el PSM no se ve afectada por el problema del sesgo de selección que afecta a la muestra original, el análisis de regresión resulta ahora plenamente pertinente a la hora de identificar el efecto de la intervención W sobre los resultados¹⁴.

La elección del modelo de regresión idóneo para efectuar nuestras estimaciones se ve condicionada por dos de las peculiaridades que afectan a nuestro estudio y que fueron mencionadas con anterioridad. La primera de ellas es la presumible simultaneidad en la conformación de las competencias financieras y matemáticas. La segunda, la estructura jerárquica de los datos suministrados por PISA.

De entre todos los modelos de regresión disponibles, los que mejor se adaptan a estas particularidades son los modelos multinivel de ecuaciones simultáneas (HLMS, a

12 Sobre la importancia del cumplimiento de esta condición en la implementación del PSM véase Caliendo y Kopeinig (2008).

13 En la estimación del ps, sólo deben incluirse como variables explicativas aquellos regresores que son potenciales predictores de los resultados educativos pero que o bien son previos a la elección del centro escolar, o bien se han mantenido estables entre el momento de la elección de escuela y el momento de la evaluación de los resultados (Caliendo y Koping, 2008). Ello se debe a que el PSM trata de emparejar individuos similares en cuanto a las características comunes en el momento de entrada a la escuela. Los resultados educativos mostrados en el momento de la evaluación se ven también influenciados, potencialmente, por las experiencias educativas y vitales que los individuos han tenido con posterioridad a la entrada en el centro escolar. Estos son los factores que permite tener en cuenta el análisis post *matching*.

14 Ello se debe a que una vez eliminado el sesgo de selección debido a observables, puede asumirse que los residuos de la regresión son independientes del tratamiento evaluado.

partir de ahora)¹⁵. Su ventaja principal es que permiten diferenciar las influencias que actúan a nivel de alumno (primer nivel de análisis) de las que actúan a nivel de escuela (segundo nivel), a la vez que permiten explorar la determinación simultánea de las habilidades financieras y matemáticas, es decir, los potenciales efectos cruzados entre los dos tipos de habilidades cognitivas evaluadas en nuestro trabajo (García García, 2013)¹⁶.

La formulación de un modelo de ecuaciones simultáneas plantea ciertos retos de estimación (véase Gujarati, 2004). Y es que estos modelos tienen una estructura compleja y su funcionamiento se basa en unos supuestos cuyo cumplimiento debe verificarse con carácter previo a su aplicación. Los dos más importantes son las condiciones de completitud e identificación. El primer supuesto hace referencia a que el número de ecuaciones debe igualar al número de variables endógenas a estimar (en nuestro caso, las competencias matemáticas y financieras). En cuanto a la identificación, requiere que se satisfaga la condición de orden y la condición de rango. La primera exige que en cada ecuación el número de regresores excluidos sea mayor que el número de variables endógenas incluidas en ella menos 1. La condición de rango, por su parte, exige que la segunda ecuación contenga al menos una variable exógena que no ha sido incluida en la primera ecuación. La especificación que proponemos en la siguiente sección cumple los tres supuestos recién mencionados¹⁷.

En cuanto a los modelos multinivel, son especialmente adecuados para trabajar con datos anidados en varios niveles, como los suministrados por la práctica totalidad de bases de datos educativas, dado que esta estructura de datos provoca que las características y resultados de los estudiantes que pertenecen a diferentes escuelas sean distintas y la correlación intragrupos también (Hox, 1995). Estos modelos permiten analizar simultáneamente variables de diferentes niveles (individuos y escuelas, por ejemplo) e identificar la proporción de la varianza total de un resultado que es atribuible a cada uno de los niveles especificados¹⁸. En términos analíticos la ecuación de nivel 1 viene dada por:

$$Y_{ik} = \pi_{0k} + \sum_{p=1}^P \pi_{pk} a_{pk} + e_{ik} \text{ con } e_{jk} \sim N(0, \sigma^2) \quad (2)$$

15 Una exposición amplia de estos modelos puede verse en Steele *et al.* (2007).

16 A pesar de que el proceso de producción de conocimientos constituye un ejemplo idóneo de producción conjunta, los modelos de ecuaciones simultáneas han sido sorprendentemente poco utilizados en la literatura sobre la función de producción educativa y mucho menos en conjunción con modelos multinivel. Sin embargo, la aplicación de los modelos de ecuaciones simultáneas en este ámbito de estudio no es sólo natural sino esencial, ya que, como señala Goldberger (1991) el problema de simultaneidad, causalidad recíproca y retroalimentación es ubicuo en el mundo educativo real. Los trabajos de Levin (1970), Boardman *et al.* (1977) y García García (2013) constituyen tres aportaciones de interés sobre las potencialidades de los modelos de ecuaciones simultáneas en el estudio de la función de producción de educación. Por su parte, las aplicaciones de los modelos multinivel al contexto educativo son mucho más numerosas. A modo de ejemplo, citaremos los estudios de Somers *et al.* (2004) y Mancebón *et al.* (2012), este último aplicado a datos españoles procedentes de PISA 2006. En cuanto a aplicaciones de modelos HLMS al ámbito educativo, la única que hemos encontrado es la de Steele *et al.* (2007).

17 En este documento no se presentan los resultados de la comprobación de estos tres supuestos pero están disponibles para su consulta bajo petición. En concreto, la ecuación predictora de las competencias financieras es una ecuación sobreidentificada, lo que explica que en la estimación empírica se aplique un modelo mínimos cuadrados en dos etapas (*Two stages least squares*). Con respecto a la ecuación de las competencias matemáticas, el análisis previo a la especificación definitiva nos llevó a excluir las competencias financieras como predictor, por lo que el análisis de la identificación perdió relevancia. Realmente, nos encontramos, por tanto, ante un modelo recursivo en lugar de un modelo de ecuaciones simultáneas en sentido estricto. Más adelante volveremos a esta cuestión.

18 Bryk y Raudenbusch (1988) recomiendan el uso de este tipo de modelos con carácter general en el análisis de los efectos de las escuelas sobre los resultados educativos.

donde Y_{ik} es el resultado esperado del individuo i en la escuela k ; a_{pk} es una variable explicativa p de nivel 1 para el individuo i de la escuela k , π_{pk} son los coeficientes de nivel 1 ($p=0,1,\dots,P$) y e_{ik} es el efecto aleatorio de nivel 1 para el que se asume que sigue una distribución normal. A nivel 2 (escuelas), los coeficientes π son tratados como variables a estimar, por lo que tenemos:

$$\pi_{pk} = \beta_{0pk} + \sum_{q=1}^{Qp} \beta_{qpk} X_{qpk} + r_{qpk} \quad (3)$$

donde β_{qpk} ($q=0,1,\dots,Qp$) son los coeficientes de nivel 2, X_{qpk} es un predictor de nivel 2 y r_{qpk} es un efecto aleatorio. Los modelos asumen que, para cada unidad k , el vector $(r_{q0k}, r_{q1k}, \dots, r_{qPk})'$ se distribuye según una normal multivariante donde cada elemento tiene una media de cero y una matriz de covarianzas T_{π} con una dimensión máxima $(P+1) \times (P+1)$.

Resultados

En este apartado se muestran los resultados obtenidos de la aplicación de las dos metodologías arriba indicadas a los datos españoles procedentes de la base PISA 2012. En primer lugar, se exponen los resultados del *Propensity Score Matching*. A continuación, se presentan las estimaciones del modelo multinivel de ecuaciones simultáneas.

Resultados del PSM

La estrategia de estimación del PSM se concreta, como se explicó en la sección anterior, en encontrar un grupo de estudiantes de la escuela pública que sea comparable con los estudiantes que asisten a una escuela concertada en todas aquellas variables que potencialmente pueden condicionar la elección de colegio y la obtención de buenas puntuaciones en las competencias financieras evaluadas en PISA 2012. Para ello, se debe estimar, en primer lugar, la ecuación de selección, es decir, la ecuación que permite predecir el *propensity score* (ps) y, a continuación, equilibrar las muestras de alumnos pertenecientes a los GT y GC en este indicador. La estimación de la ecuación de selección tiene una importancia decisiva, ya que del atino en su especificación depende la obtención de estimaciones creíbles y no sesgadas del impacto de la intervención evaluada. Un punto crucial en la especificación de esta ecuación es considerar como predictores todas aquellas variables que simultáneamente pueden influir en la elección de escuela y en la obtención de los resultados evaluados (Caliendo y Kopeinig, 2008)¹⁹. La literatura econométrica ofrece diversos métodos de estimación de la probabilidad condicional de recibir un tratamiento (en nuestro caso, de asistir a un colegio concertado): regresión logística, modelos *probit* y análisis discriminante (Guo y Fraser, 2010). En nuestro trabajo hemos optado por utilizar un modelo de regresión logística²⁰.

19 De acuerdo con esta prescripción, no se tomaron en consideración ni las variables que potencialmente pueden contribuir a explicar las diferencias en las competencias financieras, pero que no influyen en la elección de centro (absentismo escolar, por ejemplo), ni aquellas que pudiendo ser determinantes de esa elección no influyen en las citadas competencias (política de admisión de alumnos de la escuela, por ejemplo).

20 El empleo de un modelo *logit* para estimar las ps , al igual que el uso de un modelo *probit*, implica que las estimaciones de éstas constituyen una combinación no lineal de los valores de los predictores. En la práctica, la elección entre un modelo u otro no es muy relevante en términos de los resultados obtenidos (Murnane y Willett, 2011).

La Tabla 6.1 recoge los resultados de esta regresión (ecuación de selección), la cual permitirá predecir un valor del ps para cada uno de los individuos de la muestra y, a partir de ello, acometer la segunda fase del PSM: la búsqueda de los emparejamientos óptimos entre los individuos del GT y GC. Se observa que las variables que acaparan mayor grado de influencia en la probabilidad de asistir a un centro concertado son la condición de inmigrante (39%), las posesiones del hogar (TV y lavavajillas) los años de estudio de la madre y la ocupación del padre (8% y 1%, respectivamente), seguidas por el género del estudiante (las chicas menor probabilidad de asistir a colegio concertado). El número de libros en el hogar también ejerce una influencia importante (mayor número mayor probabilidad de asistir a una escuela pública). Aunque el R^2 obtenido es bajo, en estos modelos es más importante el porcentaje de predicciones correctas del modelo estimado, el cual en nuestro caso alcanza prácticamente un 60%, lo que se considera en la literatura un grado de fiabilidad bastante elevado.

Tabla 6.1. Resultados de la regresión logística (modelo *logit*)

	Coefficiente	Error estándar	P> z
Género (chicas)	-0,09 ***	0.01	0.00
Inmigrante	-0,39 ***	0.02	0.00
Trabajo padre (ISEI)	0,01 ***	0.00	0.00
Educación madre (años estudio)	0,08 ***	0.00	0.00
Posesiones (objetos de arte)	-0,06 ***	0.01	0.00
Posesiones (lavavajillas)	0,05 ***	0.01	0.00
Posesiones (TV pago)	0,24 ***	0.01	0.00
Nº televisores	0,21 ***	0.01	0.00
Nº ordenadores	-0,12 ***	0.01	0.00
Nº baños	0,01 *	0.01	0.06
Nº libros (ref. 0-10 libros)			
11-25 libros	-0,64 ***	0.03	0.00
26-100 libros	-0,38 ***	0.03	0.00
101-200 libros	-0,03	0.03	0.19
201-500 libros	-0,27 ***	0.03	0.00
Más de 500 libros	-1,00 ***	0.03	0.00
Constante	-2,22 ***	0.05	0.00

N=471, R2=0.05, % probabilidades predichas correctamente=58,02%

Las Figuras 6.1 y 6.2 muestran la distribución de los *propensity scores* (ps) estimados para los individuos de centros públicos y concertados. Se observa claramente, tanto en el *boxplot* como en el gráfico de la distribución, que existe una amplia zona de soporte común. Es decir, que individuos del GT tienen individuos del GC con los que poder compararse por tener el mismo ps.

Figura 6.1. Boxplot ps scores

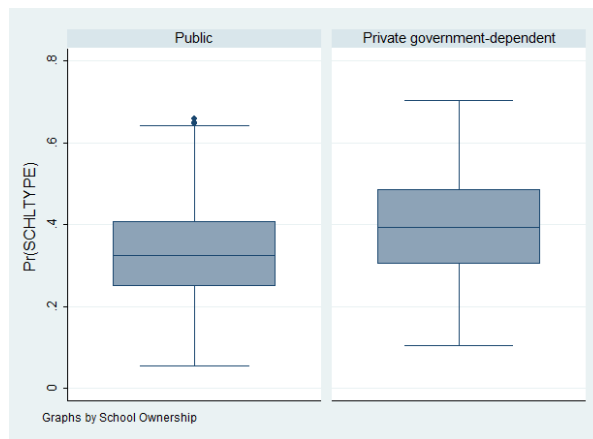
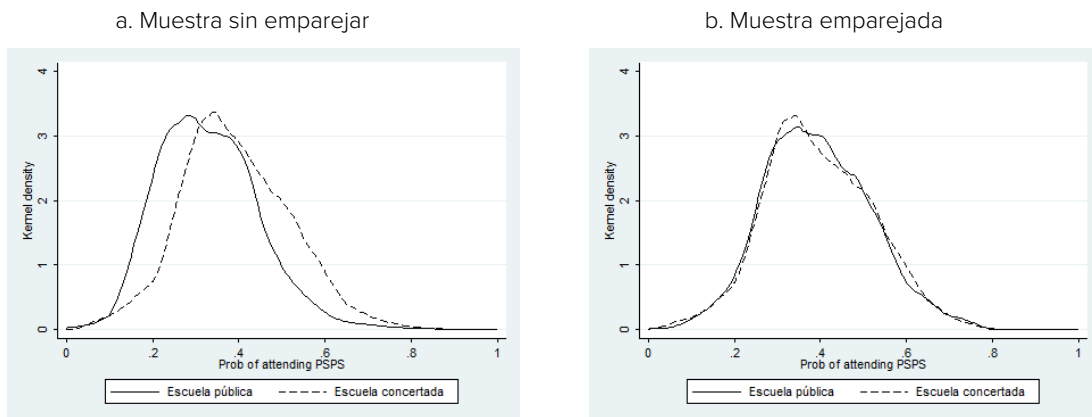


Figura 6.2. Ps score kernels



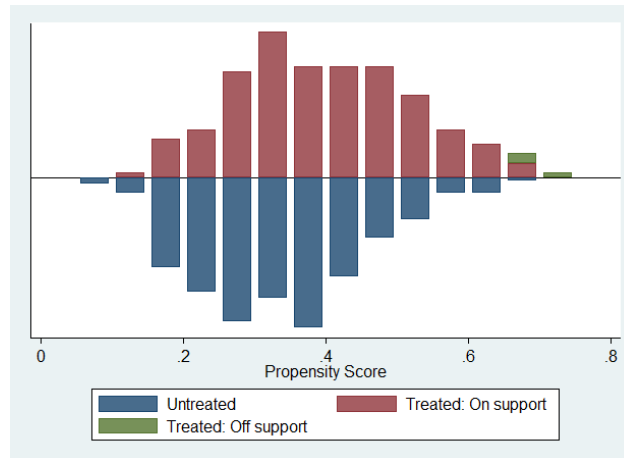
Una vez estimado el *propensity score*, se procedió a realizar el proceso de *matching*. La literatura al respecto ofrece diferentes algoritmos para llevar a cabo este proceso: *greedy matching*, *optimal matching* y *fine balance* (Guo y Fraser, 2010). En nuestro trabajo hemos optado por el primero de ellos, el cual puede aplicarse mediante diversas variantes (Smith y Tood, 2005). Los dos algoritmos más ampliamente utilizados en la literatura son el *nearest neighbour matching* (vecino más próximo, a partir de ahora NNM), que admite a su vez diversas variantes, y los métodos basados en funciones *kernel* (MK, a partir de ahora). El primero de ellos empareja cada individuo del GT con aquél/aquéllos del GC que tenga/n el valor del ps más próximo. El *kernel matching* es un estimador de *matching* no paramétrico que construye para cada individuo del GT un individuo ficticio de comparación con una media ponderada de todas las unidades del GC, utilizando las mayores ponderaciones para las unidades con ps más parecido al del que se compara. En nuestro trabajo se aplicaron los dos algoritmos citados y varias de las opciones de las que admite el NNM (con y sin reemplazamiento, con *caliper* y sin *caliper*, 1 a 1, 1 a 2 y 1 a 3). El MK fue, a su vez, aplicado con diferentes *bandwidths*. Con ello se pretende contrastar la sensibilidad del *matching* a las diferentes propuestas de estimación.

El análisis nos llevó a optar por el MK con tipo de *kernel* Epanechnikov con un *bandwidth* de 0,06, ya que es el que mejor equipara los individuos de los GT y GC. La muestra se ve reducida únicamente en 3 individuos del GC, que desaparecen, ya que no son emparejados con ningún individuo del GT²¹. Los restantes individuos del GC reciben un

21 La muestra final queda constituida por 131 escuelas y 468 estudiantes.

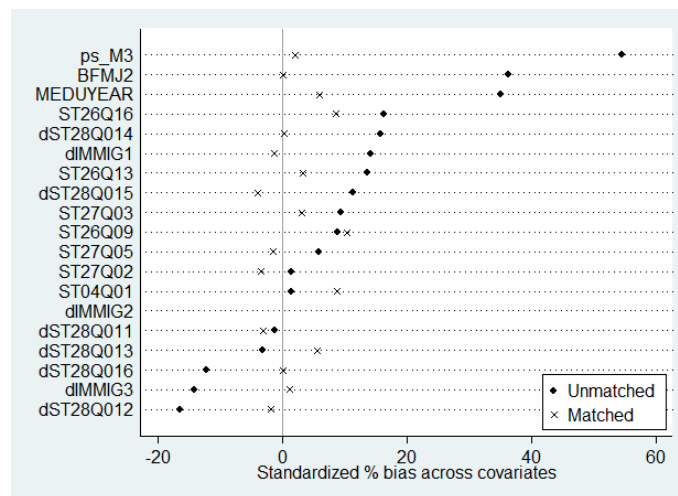
peso en función del número de veces que se utilizan para ser emparejados con individuos del GT. Este peso deberá ser utilizado en los análisis posteriores. Las Figuras 6.2a y 6.2b muestran la distribución de los ps en la muestra original y en la submuestra emparejada. En esta última se observa que hay un solapamiento casi perfecto entre la distribución para las escuelas públicas y concertadas, lo que nos da idea de que se cumple el objetivo para el cual se utiliza el PSM, conseguir dos muestras comparables. La Figura 6.3 muestra por bloques el emparejamiento realizado entre estudiantes de centros públicos y concertados.

Figura 6.3. Propensity score matching blocks



La Tabla 6.2 muestra las diferencias en medias en los ps y las variables discriminantes para la muestra completa y la muestra emparejada, así como la reducción en el sesgo conseguida en el emparejamiento. Esta tabla ilustra cómo de bueno es el emparejamiento en la reducción del sesgo entre grupos. Para ello, compara las medias de las variables antes y después del *matching* y observa el porcentaje de reducción del sesgo. Se observa que en la muestra emparejada las variables no muestran diferencias significativas entre centros públicos y concertados. El porcentaje de sesgo para cada variable se ha reducido en gran medida, estando ahora en casi todos los casos por debajo del 5%.

Figura 6.4. Sesgos entre centros públicos y concertados pre y post *matching*



Conclusiones similares se obtienen de la observación de la Figura 6.4. Los círculos representan los sesgos entre centros públicos y concertados en la muestra antes del emparejamiento, mientras que las cruces representan los sesgos en las variables entre centros para la muestra emparejada. Se observa claramente que las cruces se distribuyen cercanas a cero, mientras que los círculos presentan valores bastante más elevados en bastantes de los casos.

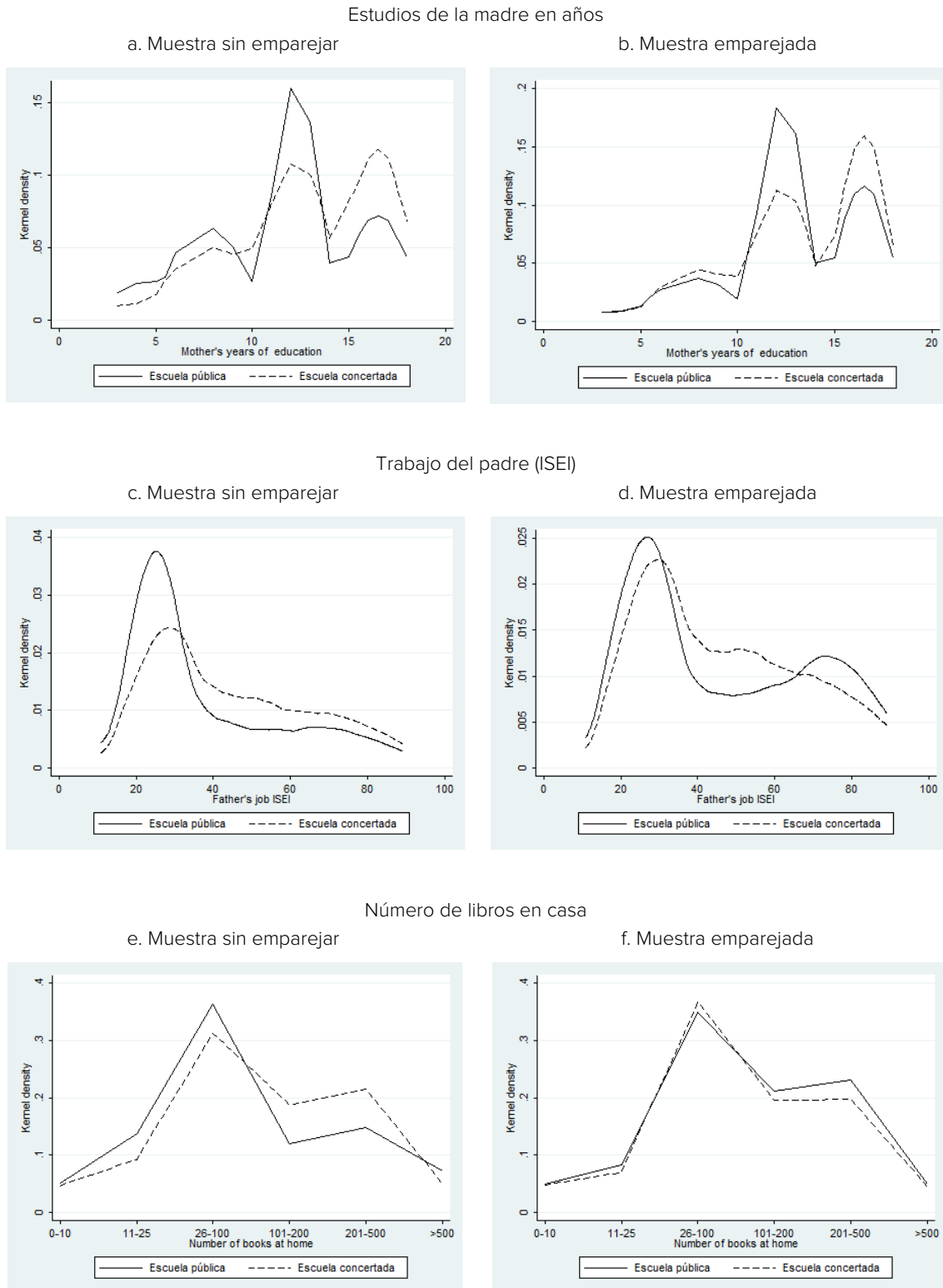
Tabla 6.2. Diferencias en medias por tipo centro de las variables en las muestras pre y post matching y reducción del sesgo

Variable	Muestra	Media		%sesgo	%reducción sesgo	t-test	
		GT	GC			t	p> t
Propensity score (ps)	<i>Unmatched</i>	0.40	0.33	54.6		5.82	0.00
	<i>Matched</i>	0.40	0.39	2.1	96.10	0.20	0.84
Género (chicas)	<i>Unmatched</i>	0.48	0.47	1.4		0.15	0.88
	<i>Matched</i>	0.48	0.44	8.8	-527.70	0.83	0.41
Nativo	<i>Unmatched</i>	0.94	0.90	14.2		1.46	0.15
	<i>Matched</i>	0.94	0.94	-1.2	91.40	-0.13	0.90
Inmigrante	<i>Unmatched</i>	0.06	0.10	-14.2		-1.46	0.15
	<i>Matched</i>	0.06	0.06	1.2	91.40	0.13	0.90
Trabajo padre (ISEI)	<i>Unmatched</i>	47.02	39.34	36.4		3.84	0.00
	<i>Matched</i>	46.52	46.49	0.1	99.70	0.01	0.99
Educación madre (años estudio)	<i>Unmatched</i>	12.90	11.59	35.1		3.71	0.00
	<i>Matched</i>	12.84	12.62	5.9	83.20	0.58	0.57
Posesiones (objetos de arte)	<i>Unmatched</i>	0.61	0.57	9.0		0.94	0.35
	<i>Matched</i>	0.61	0.56	10.4	-16.70	0.98	0.33
Posesiones (lavavajillas)	<i>Unmatched</i>	0.80	0.74	13.7		1.43	0.15
	<i>Matched</i>	0.80	0.78	3.4	75.60	0.32	0.75
Posesiones (TV pago)	<i>Unmatched</i>	0.56	0.47	16.3		1.72	0.09
	<i>Matched</i>	0.55	0.51	8.6	47.40	0.80	0.42
Nº televisores	<i>Unmatched</i>	3.48	3.47	1.5		0.16	0.87
	<i>Matched</i>	3.47	3.49	-3.5	-128.50	-0.33	0.74
Nº ordenadores	<i>Unmatched</i>	3.17	3.10	9.4		0.98	0.33
	<i>Matched</i>	3.17	3.14	3.1	66.40	0.29	0.77
Nº baños	<i>Unmatched</i>	2.78	2.73	5.8		0.61	0.54
	<i>Matched</i>	2.79	2.80	-1.5	74.50	-0.14	0.89
Nº libros (ref. 0-10 libros)	<i>Unmatched</i>	0.06	0.06	-1.2		-0.13	0.90
	<i>Matched</i>	0.06	0.06	-3.0	-144.00	-0.28	0.78
11-25 libros	<i>Unmatched</i>	0.09	0.15	-16.4		-1.69	0.09
	<i>Matched</i>	0.10	0.10	-1.8	89.00	-0.18	0.85
26-100 libros	<i>Unmatched</i>	0.32	0.34	-3.1		-0.33	0.75
	<i>Matched</i>	0.33	0.30	5.6	-81.90	0.53	0.59
101-200 libros	<i>Unmatched</i>	0.24	0.18	15.7		1.68	0.09
	<i>Matched</i>	0.23	0.22	0.3	97.80	0.03	0.98
201-500 libros	<i>Unmatched</i>	0.21	0.16	11.4		1.21	0.23
	<i>Matched</i>	0.21	0.22	-3.9	65.50	-0.35	0.73
Más de 500 libros	<i>Unmatched</i>	0.08	0.12	-12.2		-1.26	0.21
	<i>Matched</i>	0.08	0.08	0.1	99.60	0.01	1.00
Abs(sesgo)	<i>Unmatched</i>			15.1			
	<i>Matched</i>			3.6			

La Figura 6.5 muestra la distribución de una selección de las variables utilizadas en el PSM por tipo de escuela para la muestra completa (figuras de la izquierda) y la muestra

emparejada (figuras de la derecha). En éstas últimas se observa claramente que la muestra emparejada contiene distribuciones de las variables mucho más próximas, en muchos casos prácticamente idénticas, entre los dos tipos de centros.

Figura 6.5. Distribución de las variables en las muestras completa y empareja



La Tabla 6.3 muestra la comparación de los resultados brutos en las competencias matemáticas y financieras para la muestra completa y la emparejada. Los resultados muestran un efecto positivo de los colegios concertados sobre los resultados alcanzados por los estudiantes españoles en las pruebas matemáticas y financieras en PISA 2012. En todo caso, una estimación más precisa del efecto que el suministrado por los datos directamente recopilados por la base PISA 2012 precisa de una depuración que tome en consideración 3 cuestiones: las variables que pueden influir en las competencias evaluadas no incluidas en el PSM, los potenciales sesgos de simultaneidad que afectan a las variables “habilidades financieras” y “competencias matemáticas” y la estructura jerárquica de los datos suministrados por la base PISA. Para ello, se llevó a cabo un análisis post *matching* cuyos resultados se muestran en el apartado siguiente.

Tabla 6.3. Comparación de resultados en competencias financieras según tipo de centro en la muestra original y emparejada

	Muestra	GT	GC	Diferencia	S.E.	T-stat
Comp. Financieras	Sin emparejar	500.2	478.2	22.03	7.31	3.01
	Emparejada	505.3	497.3	7.99	17.68	0.45
Comp. Matemáticas	Sin emparejar	499.1	469.5	29.61	7.66	3.87
	Emparejada	500.3	493.6	6.74	37.60	0.18

Resultados del HLMS

En esta sección se presentan los resultados de la aplicación de un modelo multinivel de ecuaciones simultáneas a la submuestra de datos delimitada a partir del PSM. Dicha submuestra, como ya se explicó, consta de 131 escuelas y 468 estudiantes. El análisis que se lleva a cabo en esta sección tiene un doble objetivo: a) explorar las interrelaciones existentes entre las habilidades financieras y las competencias matemáticas de los estudiantes españoles de 15 años y b) evaluar la influencia de las escuelas, frente a las características individuales y de contexto socioeconómico familiar, sobre el grado de alfabetización financiera medido en PISA 2012.

El desarrollo del modelo empírico se articula en dos etapas aplicadas de manera secuencial. En la primera, se evalúa la relación de simultaneidad en la producción de competencias financieras y matemáticas mediante la resolución de un modelo de ecuaciones simultáneas planteado a nivel de alumno. En segundo lugar, y a partir de las conclusiones de la primera etapa, se reestima un modelo de estas características pero en dos niveles (estudiante y escuela). Este modelo multinivel de ecuaciones simultáneas nos permitirá identificar los factores determinantes de las habilidades financieras de los individuos evaluados en PISA 2012, diferenciando las influencias que operan a nivel de escuela de las que lo hacen a nivel de estudiante. Los dos apartados siguientes recogen los resultados obtenidos.

Análisis de la simultaneidad entre las competencias financieras y matemáticas

Al objeto de evaluar las relaciones existentes entre las competencias matemáticas y financieras de los estudiantes evaluados en PISA 2012, en este apartado se muestran los resultados de aplicar un modelo de ecuaciones simultáneas a nivel de estudiante. Su especificación toma como referencia los requisitos que exigen los modelos de este tipo y que fueron explicados con anterioridad: que el número de ecuaciones debe igualar al número de variables endógenas a estimar (en nuestro caso, las competencias matemáticas y financieras), que en cada ecuación el número de regresores excluidos (K-k) debe ser mayor

o igual que el número de variables endógenas incluidas en ella menos 1 ($m-1$), y que la segunda ecuación contenga al menos una variable exógena que no ha sido incluida en la primera ecuación²².

La Tabla 6.4 recoge los resultados de esta regresión. Éstos nos permiten corroborar la relación de simultaneidad existente en la conformación de las habilidades financieras y matemáticas de los estudiantes españoles evaluados en PISA 2012. Las competencias financieras son explicadas por las competencias matemáticas. El signo del efecto es positivo y significativo a un 1%. En cuanto a la ecuación de las competencias matemáticas, la relación con las competencias financieras también es estadísticamente significativa (al 5%) aunque el signo encontrado en este caso es negativo. El valor del test de Hausman (4,10 en la ecuación explicativa de las competencias financieras y 8,44 en la correspondiente a las matemáticas) indica que existe simultaneidad en la producción de los dos tipos de habilidades cognitivas estudiadas.

Tabla 6.4. Modelo de ecuaciones simultáneas a nivel de estudiante

	Competencias Financieras	Competencias Matemáticas
Competencias matemáticas	0.892 *** (0.102)	
Competencias financieras		-2.255 ** (1.027)
Observaciones	350	350
R ²	0.69	0.72
Test de Hausman	4.10	8.44
p-value test de Hausman	0.044	0.004

Los predictores de la ecuación de competencias financieras son las variables: género, trabajo del padre, educación de la madre, nativo, repetidor, más de 200 libros, tipo de escuela, educación financiera impartida dentro de matemáticas y competencias matemáticas. Los predictores de la ecuación de competencias matemáticas son las variables: género, trabajo del padre, educación de la madre, nativo, repetidor, más de 200 libros, motivación hacia las matemáticas, autoeficacia en matemáticas, ratio profesores de matemáticas por alumno, porcentaje de chicas en la escuela, porcentaje de profesores que han asistido a cursos de formación de matemáticas, tipo de escuela, calidad de las infraestructuras escolares y competencias financieras.

Análisis de los determinantes del grado de alfabetización financiera

Una vez comprobado que las competencias financieras y matemáticas de los estudiantes españoles de 15 años se determinan de manera simultánea, en este apartado se muestran los resultados del modelo HLMS que nos permitirá identificar los factores determinantes de las competencias financieras de los estudiantes españoles de 15 años con mayor precisión. Este tipo de modelos, como ya se explicó, permiten identificar la proporción de la varianza total del resultado obtenido por los estudiantes que es atribuible a los diferentes niveles de la estimación. En nuestro caso el nivel 1 está representado por el estudiante y el nivel 2 por la escuela.

La ventaja principal de los modelos HLMS es, como ya se explicó, tomar en consideración la estructura jerárquica de los datos suministrados por PISA, a la vez que

22 En este documento no se presentan los resultados de la comprobación de estos tres supuestos pero están disponibles para su consulta bajo petición. En concreto, la ecuación predictora de las competencias financieras es una ecuación sobreidentificada, ya que $K - k = 6 > m - 1 = 1$, siendo K el número de variables del sistema completo de ecuaciones, k el número de regresores incluidos en la ecuación y m el número de variables endógenas del sistema. Con respecto a la ecuación de las competencias matemáticas, es una ecuación perfectamente identificada, ya que excluye 1 regresor (incluye 13 variables de 14 que tiene el sistema completo) e incluye dos variables endógenas.

permite integrar en el análisis la relación de simultaneidad existente entre las habilidades financieras y matemáticas cuya existencia hemos corroborado en el apartado anterior. La idoneidad de aplicar un modelo multinivel queda justificada empíricamente por los valores de la correlación intraclases (ICC) del modelo nulo de las competencias financieras (0,123) y de las matemáticas (0,238). Sus valores ponen de manifiesto que el nivel escuela explica un 12,3% y un 23,8% de la varianza de los resultados obtenidos en cada una de las dos competencias cognitivas, lo que aconseja la implementación de un modelo de regresión multinivel²³.

La Tabla 6.5 muestra los primeros resultados del modelo HLMS. Siguiendo a Hausman (1983), las estimaciones fueron obtenidas mediante la aplicación del método de mínimos cuadrados en dos etapas (2SLS)²⁴. La especificación final de las dos ecuaciones estimadas es el resultado de un análisis parsimonioso que comenzó con un modelo amplio que fue reduciéndose atendiendo a la significatividad estadística de las variables. Los modelos fueron estimados imponiendo efectos fijos a los parámetros (con excepción del término independiente)²⁵. Antes de proceder a la estimación del sistema de ecuaciones simultáneas explicativas de las competencias matemáticas y financieras, se comprobó el cumplimiento de las condiciones de completitud e identificación (orden y rango) que exige la resolución de este tipo de modelos, tal y como se explicó en un apartado anterior. Destacaremos también que las estimaciones fueron obtenidas teniendo en cuenta el tratamiento estadístico especial que se debe dar a los valores plausibles y la ponderación de los individuos según los pesos obtenidos en el PSM.

Tabla 6.5. Porcentaje varianza explicada y pseudo R² en modelos multinivel con ecuaciones simultáneas

	Matemáticas		Comp. Financieras	
	Modelo nulo	Modelo completo	Modelo nulo	Modelo completo
Escuelas	1672.6	995.2	748.5	337.2
Estudiantes	5357.1	3090.1	5357.1	3156.0
Total	7029.7	4085.4	6105.6	3493.2
Intra class correlation (ICC)	23.8%	24.4%	12.3%	9.7%
% varianza total explicada por las variables		41.9%		42.8%
% varianza nivel 1 (estudiantes) explicada por las variables		42.3%		41.1%
% varianza nivel 2 (escuelas) explicada por las variables		40.5%		55.0%
Pseudo R ² *		39.8%		32.1%

*Calculado según reducción de los errores de predicción al cuadrado (Snijders y Bosker, 1994)

Las variables dependientes en la regresión son las puntuaciones alcanzadas por los estudiantes españoles de 15 años en las pruebas de evaluación de las competencias

23 La correlación intraclases es la proporción de la varianza total explicada por las diferencias entre escuelas (nivel 2). Si la ICC fuera cero el modelo HLM no sería necesario, ya que en este caso la varianza total en los resultados no quedaría explicada por las diferencias existentes entre los alumnos que asisten a distintas clases y/o escuelas.

24 También se utilizó una estimación recursiva para estimar el modelo, dado que la ecuación de las competencias matemáticas sólo contiene variables predeterminadas y ningún regresor endógeno. Sobre modelos recursivos puede consultarse Gujarati (2004). Los resultados obtenidos son similares a los que se muestran en el texto y están disponibles bajo petición.

25 También se estimó el modelo con efectos aleatorios en los parámetros para los que estos efectos se encontraron estadísticamente significativos. Los coeficientes estimados, y su significatividad estadística, fueron muy similares y está disponibles bajo petición.

matemáticas y financieras de PISA 2012²⁶. Los predictores de las dos regresiones se detallan en la Tabla 6.6 agrupados por niveles.

Las tres primeras columnas de la Tabla 6.6 recogen los resultados relativos a la regresión explicativa de las competencias matemáticas. Las tres segundas, los valores correspondientes a la regresión sobre las competencias financieras. El cálculo del pseudoR² ofrece valores de 0,39 y 0,32 respectivamente.

Los predictores más relevantes de la ecuación explicativa de las competencias matemáticas a nivel 1 son la variable “Repetidor” y la variable “Autoeficacia en matemáticas”. El efecto del primero es negativo, mostrando que la política de repetición de curso no conduce a mejores resultados educativos. Este resultado es similar al obtenido en los trabajos de Aley (2010), Morrison y On No (2010), Green y Winters (2007) y Brophy (2006). El efecto positivo de la variable “Autoeficacia en matemáticas” muestra que la seguridad en sí mismo en la resolución de problemas matemáticos contribuye a la obtención de mejores resultados en la evaluación, lo que invita a una reflexión sobre la necesidad de incorporar a los programas educativos de matemáticas aspectos no cognitivos, dada su potencial influencia en la mejora de las aptitudes en esta materia (véase García García 2013). A una conclusión similar lleva el signo positivo de la variable “Motivación en matemáticas”, si bien en este caso el parámetro no es significativo.

Otro resultado de interés, en relación a la ecuación explicativa de las competencias matemáticas, es el efecto positivo del entorno socioeconómico y cultural familiar, aproximado en nuestro caso por el nivel profesional del padre (BFMJ2), el nivel de estudios de la madre y la tenencia de libros en el hogar. El signo del efecto, coincidente con el obtenido en todos los trabajos previos sobre el tema, es positivo en todas ellas, aunque sólo el parámetro de la variable correspondiente a los años de estudio de la madre es estadísticamente significativo.

La última variable a destacar en relación con la ecuación de las competencias matemáticas de los adolescentes españoles es el género que, tal y como es habitual, muestra un signo negativo que indica peores destrezas de chicas frente a los chicos.

Debemos destacar, finalmente, que ninguna de las variables introducidas en el nivel 2 es estadísticamente significativa. El tipo de escuela (escuela concertada) muestra en todo caso un signo negativo. Ello indica que, una vez que se descuentan todos los efectos y se corrigen los sesgos que amenazan a la relación entre tipo de escuela y habilidades matemáticas, los estudiantes que asisten a escuelas concertadas obtienen peores resultados en matemáticas que los que asisten a los colegios públicos. El efecto positivo asociado a los colegios de titularidad privada financiados con fondos públicos que se detectaba en la Tabla 6.3 se desvanece al aplicar el rigor estadístico que se exige actualmente en el tratamiento de

26 Dado que el objetivo de este trabajo es identificar los factores determinantes del grado de alfabetización financiera de los individuos, se optó por excluir a las competencias financieras de la estimación de la ecuación explicativa de las habilidades matemáticas, a pesar de la relación de simultaneidad encontrada en el análisis. La no consideración de las puntuaciones de las competencias financieras entre los predictores de los resultados en matemáticas responde a la consideración de que la simultaneidad no implica causalidad. Desde nuestro punto de vista, existen más razones para suponer que la dirección de la causalidad es en el sentido habilidades matemáticas-competencias financieras que en el sentido contrario. Por un lado, la resolución de muchas de las cuestiones de evaluación financiera que emplea PISA precisa del manejo de instrumentos matemáticos, mientras que la resolución de las cuestiones de tipo matemático es muy técnica y no exige el manejo de conceptos financieros. Por otro, las competencias matemáticas forman parte del currículo escolar oficial de los estudiantes españoles de 15 años, por lo que sus potenciales predictores son la escuela, las aptitudes y actitudes personales y las variables de contexto familiar. Sin embargo, los conocimientos financieros no son formalmente adquiridos en las escuelas, si bien el desarrollo cognitivo general en otras parcelas del conocimiento, en especial en las matemáticas, necesariamente ha de condicionar las habilidades demostradas en las pruebas de evaluación de las competencias financieras.

los datos. La calidad de las infraestructuras de las escuelas (SCMATBUI) tampoco muestra ninguna influencia sobre las competencias matemáticas de sus alumnos.

Tabla 6.6. Resultados modelo multinivel con ecuaciones simultáneas

Variables	Matemáticas (1ª etapa)			Comp. Financieras (2ª etapa)		
	Coefficiente	Error estándar	t-ratio	Coefficiente	Error estándar*	t-ratio
Nivel 1 (estudiantes)						
Género (chica)	-20.19 **	8.34	-2.4	12.68 **	6.55	1.94
Trabajo padre (BFMJ2)	0.26	0.17	1.5			
Trabajo hogar (HISEI)				0.38 **	0.17	2.18
Educación madre (años estudio)	1.86 *	1.06	1.8	-2.85 ***	0.87	-3.27
Más de 200 libros	16.86	10.53	1.6	-2.51	7.65	-0.33
Nativo	4.73	16.56	0.3	-8.55	11.82	-0.72
Motivación matemáticas (INSTMOT)	4.37	3.89	1.1			
Autoeficacia en matemáticas (MATHEFF)	20.81 ***	5.27	3.9			
Repetidor	-88.32 ***	10.48	-8.4	-7.48	13.24	-0.56
Matemáticas				0.88 ***	0.11	8.28
Nivel 2 (escuelas)						
Constante	517.64 ***	19.92	26.0	508.66 ***	17.09	29.76
Ed. Financiera no disponible	-2.94	9.47	-0.3	-4.57	8.25	-0.55
Escuela concertada	-5.14	9.92	-0.5	-7.45	6.31	-1.18
Calidad infraestructuras (SCMATBUI)	8.79	6.06	1.4			

*Errores estándar calculados según Gujarati (2004)

En cuanto a los resultados de la regresión explicativa de las habilidades financieras (tres últimas columnas de la Tabla 6.6, la variable que presenta una mayor influencia sobre este tipo de competencias es la variable “Matemáticas” que recoge las puntuaciones obtenidas en las pruebas de evaluación de las competencias matemáticas. El valor del parámetro (0,88), indica que por cada punto adicional en matemáticas se incrementa la puntuación en los resultados de las pruebas financieras en 0,88 puntos. Si tomamos en consideración que la correlación entre ambas competencias es de 0,79 podemos concluir que el efecto es cuantitativamente elevado (véase Cohen 1998)²⁷. Por tanto, puede concluirse que la formación en cuestiones financieras es adquirida por los individuos a través de la adquisición de sus conocimientos matemáticos. Ello permite confirmar la hipótesis 1 que enunciábamos al comienzo del trabajo.

Junto a este resultado, la Tabla 6.6 permite también concluir que el nivel socioeconómico y cultural familiar (aproximado por la cualificación profesional de los progenitores y el nivel de formación de la madre) ejerce una influencia estadísticamente significativa sobre el grado de alfabetización financiera de los individuos, resultado similar al encontrado en el análisis de los determinantes de las competencias matemáticas. El efecto del contexto familiar sobre las habilidades financieras de los individuos es independiente del efecto que esta variable ejerce sobre las competencias matemáticas.

27 Obsérvese que el efecto es muy significativo en términos estadísticos (p -value = 0,000).

Ciertamente, los efectos significativos que muestran estas variables en la regresión de las competencias financieras, siendo que el predictor “Matemáticas” también las incorpora, muestra que el contexto familiar influye en la adquisición de habilidades financieras, no sólo a través de la formación matemática, sino de una manera autónoma. Merece también la pena destacar que la influencia es de signo positivo para la variable HSEI mientras que el número de años de educación de la madre muestra un signo negativo. Estos resultados están en consonancia con las conclusiones de otros trabajos sobre la influencia de los padres sobre los conocimientos financieros de sus hijos (véase Grinstein-Weiss et al. 2012, Gudmonson y Danes, 2011, Shim et al. 2010, Webley y Nihus, 2006, o Friedline et al., 2001, entre otros). Así como en el caso de las competencias lingüísticas, matemáticas o científicas la variable de entorno familiar que favorece en mayor medida el aprendizaje suele ser el nivel formativo de la madre (véase Baker et al, 2002), en el ámbito de las habilidades financieras es el nivel económico el que actúa en un sentido positivo. El nivel cultural del hogar, aproximado por las variables “Educación de la madre” y “Más de 200 libros”, parece influir de manera negativa en la promoción de competencias de índole financiera. En todo caso, el efecto de esta última variable no es estadísticamente significativo.

El género del estudiante también constituye un determinante del grado de alfabetización financiera, si bien, a diferencia del efecto que muestra esta variable en la regresión explicativa de las competencias matemáticas, son las chicas las que muestran mejores resultados que los chicos.

Entrando en las variables a nivel de escuela, el tipo de centro revela, al igual que ocurría en la regresión de las competencias matemáticas, una influencia negativa y estadísticamente no significativa sobre las competencias financieras. Este resultado constituye una evidencia en contra de la hipótesis 2 a contrastar en nuestro trabajo. Al igual que ocurría en el análisis de la regresión de las competencias matemáticas, se observa que la introducción de controles estadísticos rigurosos para hacer frente a los sesgos de selección muestral y simultaneidad, así como el tratamiento específico de los datos anidados de PISA, anula las diferencias brutas en los resultados que se apreciaban en la Tabla 6.3.

Otro resultado a destacar es la influencia negativa de la variable “No disponibilidad de educación financiera en el centro” lo que muestra que los alumnos que asisten a escuelas que no ofrecen formación en temas financieros a los alumnos de cuarto curso de ESO obtienen peores resultados. Aunque el efecto mostrado no es estadísticamente significativo²⁸, este resultado obliga a reflexionar sobre la idoneidad de introducir materias financieras en el currículo educativo oficial. A este respecto, debe tenerse en cuenta que son varios los trabajos encontrados en la literatura en los que muestra una influencia positiva de diversos programas educativos de contenido económico financiero aplicados en las escuelas sobre la mejora de las habilidades financieras de los individuos que los cursan (véase García Bohórquez, 2012, Grimes, Rodgers y Smith, 2010, ANZ, 2004, 2005, 2006 y 2013 y Romagnoli y Trifilidis, 2013, entre otros).

28 En todo caso, debe tenerse en cuenta que la mayoría de los centros en España no ofrecen educación financiera a los estudiantes de 15 años por lo que la variabilidad de los resultados de esta pregunta es muy escasa.

Conclusiones

El análisis realizado en las secciones anteriores permite extraer varias conclusiones que pueden ser útiles en la implementación de intervenciones educativas dirigidas a mejorar el nivel de conocimientos económicos y financieros de la población y, con ello, a incrementar la capacidad de los individuos para llevar a cabo decisiones económicas óptimas que mejoren su bienestar económico. Intervenciones exitosas en este ámbito podrían contribuir, sin duda, a fomentar la confianza en el sistema financiero, que se ha visto muy dañada tras la reciente crisis, así como a potenciar el crecimiento económico.

Una primera conclusión que puede extraerse de nuestra investigación es que la conformación de las competencias de índole financiera de los individuos está mediatizada por la adquisición de conocimientos matemáticos, lo que corrobora la hipótesis 1 que planteábamos al comienzo de nuestro trabajo. Ello pone de manifiesto que la mejora de las habilidades financieras podría lograrse mediante mejoras en los conocimientos matemáticos de la población, lo que pone en duda la necesidad de incrementar el currículo escolar oficial que reciben los estudiantes de primaria y secundaria con asignaturas de contenido específico económico-financiero. La impartición de más horas de matemáticas y la orientación de la docencia de esta materia hacia el fomento de una actitud positiva hacia ella por parte de los alumnos²⁹ podría constituir una estrategia más adecuada, a la vez que más fácil de implementar, que la introducción de asignaturas específicas de contenido financiero. En todo caso, esta conclusión, fruto de una de las primeras investigaciones sobre el tema en España, debe ser situada en el contexto de los estudios realizados en otros países, donde se ha puesto en evidencia el impacto positivo que sobre las competencias financieras tienen ciertos programas educativos de contenido económico aplicados en las escuelas. En un sentido similar, la evaluación del programa piloto de educación financiera, aplicado en tercer curso de la Enseñanza Secundaria Obligatoria en España en el curso 2010-2011 por el Banco de España, la Comisión Nacional del Mercado de Valores y el Ministerio de Educación, Cultura y Deporte, mostró un impacto positivo sobre los conocimientos técnicos del alumnado (véase CNMV y Banco de España, 2013). El efecto estadísticamente no significativo de la impartición de formación financiera en cuarto curso de ESO encontrado en nuestro trabajo, puede ser fruto no tanto de la ausencia de efecto de la formación ofrecida en sí misma, sino de la metodología docente aplicada en su impartición. En todo caso, habrá que esperar nuevas evaluaciones para disponer de un conocimiento más fundamentado de la manera en que los centros escolares pueden realizar aportaciones a la promoción de la cultura financiera de los jóvenes.

Una segunda conclusión, en consonancia con otras investigaciones realizadas en el ámbito internacional, es la importancia del contexto familiar en el grado de alfabetización financiera de los jóvenes españoles de 15 años. La familia, determinante de primer orden de los resultados educativos con carácter general, constituye una variable clave en el proceso de conformación de habilidades financieras. Su influencia se produce a través de una doble vía. Por un lado, el nivel educativo de la madre condiciona positivamente las competencias matemáticas de los adolescentes. Por otro, el nivel profesional de los progenitores influye en las habilidades financieras de aquéllos. En el caso de este último tipo de habilidades el nivel formativo de la madre, al igual que la posesión de libros en el hogar, muestra una influencia negativa, lo que puede indicar una idiosincrasia especial de las destrezas financieras frente al resto de dimensiones cognitivas de los individuos, donde la educación de las progenitoras suele mostrar efectos positivos.

29 Recuérdese que una de las variables que mostraba una influencia muy significativa en la promoción de los resultados en las pruebas de matemáticas era la referente a la autoconfianza en esta materia.

Otro aspecto a destacar de los resultados obtenidos en este trabajo es el signo negativo que muestra la variable repetición de curso sobre los resultados en matemáticas. Este resultado, compartido con muchas investigaciones sobre la función de producción de conocimientos, pone en cuestión la política de repetición que se aplica en España. En efecto, la legislación educativa en vigor obliga a repetir a los alumnos que tienen evaluación negativa en tres o más materias (LOE, 2006). La nueva disposición ordenadora de la educación, que entra en vigor en el curso 2014-2015, amplía lo anterior al caso en que la evaluación negativa se produzca en dos materias que sean Lengua Castellana y Literatura y Matemáticas de forma simultánea. El volumen de recursos que absorbe la política de repetición de curso parece no estar compensado por una mejora del nivel de conocimientos de los estudiantes afectados. Quizás debería reflexionarse sobre si una extensión de los programas de apoyo escolar a los alumnos con dificultades educativas podría ser más eficaz.

Finalmente, la titularidad del centro escolar, no muestra ningún efecto sobre los resultados obtenidos por los estudiantes españoles en las pruebas de evaluación de sus competencias financieras y matemáticas. Las diferencias que se observan en la comparación de los datos no depurados que suministra directamente la base de PISA 2012, favorables a los centros concertados, desaparecen cuando en el análisis se incorporan todos los controles estadísticos exigidos por las peculiaridades técnicas asociadas a nuestro estudio. Teniendo en cuenta que las diferencias fundamentales entre los colegios públicos y concertados españoles estriban en el modelo de gestión de los recursos escolares que se sigue en ellos, nuestros resultados apuntan a que una mayor autonomía en la gestión del personal, diferencia fundamental entre ambos tipos de centro, no conduce a mejores resultados educativos³⁰. Las diferencias más importantes se producen entre las escuelas, tal y como ha puesto en evidencia el modelo multinivel, pero no entre los dos grandes sistemas educativos financiados con fondos públicos que conviven en nuestro país. Téngase en cuenta, no obstante, el importante esfuerzo de homogeneización muestral entre los asistentes a cada uno de los tipos de centros que se hizo mediante la aplicación del PSM, lo que puede constituir una explicación de los efectos no significativos encontrados en el análisis de regresión entre algunas de las variables que diferencian de manera importante a las escuelas públicas y concertadas en España (es el caso de la condición de inmigrante frente a nativo).

30 De hecho, si atendemos al signo del parámetro de la variable tipo de centro, la ventaja es favorable a las escuelas públicas. Otros trabajos que no permiten tampoco concluir que la autonomía de los centros escolares mejore sistemáticamente su eficacia son los de Field et al. (2007) y OCDE (2010).

Referencias

- ALET, E. (2010) “Is grade repetition a second chance?”. Mimeo. Toulouse School of Economics.
- ALTONJI, J.G., ELDER, T.E Y TABER, C.R. (2005) “Selection on observed unobserved variables: assessing the effectiveness of catholic schools”. *Journal of Political Economy*, 113 (1), 151-184.
- BAKER, D., GOESLING, B. Y LETENDRE, G. (2002) “Socioeconomic status, school quality, and national economic development: A cross national analysis of the “Heyneman-Oxley Effect” on mathematics and science achievement”. *Comparative Education Review*, 46, 291–312.
- BEDI, A.S., Y GARG, A. (2000) “The effectiveness of private versus public schools: the case of Indonesia”. *Journal of Development Economics*, 61, 463- 494.
- BETTS, J.R., RICE, L. A., ZAU, A.C., TANG, E. Y KOEDEL, C.R. (2006) “Does school choice work?”. *Effects on student integration and achievement*, San Francisco CA. Public Policy Institute of California.
- BEHRMAN, J., MITCHELL, O.S. SOO, C. Y BRAVO, D. (2010) “Financial Literacy, Schooling, and Wealth Accumulation”. Documento de Trabajo 16452. NBER. Massachusetts. USA.
- BERNHEIM, B., GARRETT, M. Y MAKI, D. (2001) “Education and Saving: The long term effects of high school financial curriculum mandates”. *Journal of Public Economics*, 80 (3), 435–465.
- BETTINGER, E.P. (2005) “The effect of charter schools on charter students and public schools”. *Economics of Education Review*, 24, 133-147.
- BIFULCO, R. Y LADD, H. (2006) “The impact of charter schools on student achievement: Evidence from North Carolina”. *Journal of Education Finance and Policy*, 1, 778-820.
- BOARDMAN, A. E., DAVIS, O. A., Y SANDAY, P. R. (1977) “A simultaneous equations model of the educational process”. *Journal of Public Economics*, 7 (1), 23-49.
- BOVER, O., CASADO, J.M., COSTA, S. Y OTROS (2014) “The distribution of debt across euro countries. The role of individual characteristics, institutions and credit conditions”. Documento de Trabajo 1639. European Central Bank. Frankfurt. Alemania. Disponible en <http://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp1639.pdf>.
- BRYK A.S. Y RAUDENBUSCH S.W. (1988) “Toward a More Appropriate Conceptualization of Research on School Effects: A Three-Level Hierarchical Linear Model”. *American Journal of Education*, 97 (1), 65-108.
- BROPHY, J. (2006) “Grade repetition”. *Education Policy Series*, 6, Unesco-IIEP.
- BURGESS, S. Y BRIGGS, A. (2010) “School assignment, school choice and social mobility”. *Economics of Education Review*, 29, 639–649.

- CALIENDO, M. Y KOPEINIG, S. (2008) “Some practical guidance for the implementation of Propensity Score Matching”. *Journal of Economic Surveys*, 22 (1), 31-72.
- CHUDGAR Y QUIN (2012) “Relationship between private schooling and achievement: Results from rural and urban India”. *Economics of Education Review*, 31 (4), 376-390.
- COHEN, J. (1988) “Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences”. Segunda Edición. Hillsdale, NJ: Lawrence. Erlbaum Associates.
- COLEMAN, J., CAMPBELL, E.Q., HOBSON, C.F. MCPARTLAND, J. Y MOOD, A.M. (1966) “Equality of educational opportunity” (2 volúmenes). Washington, DC: Government Printing Office.
- CNMV (2013) “Plan Nacional de Educación Financiera 2013-2017”. Madrid. Disponible en:
https://www.cnmv.es/DocPortal/Publicaciones/PlanEducacion/PlanEducacion13_17.pdf
- CROSSAN, D. Y HURNARD, R. (2011) “Financial literacy and retirement planning in New Zealand”. *Journal of Pension Economics and Finance*, 10 (4), 619–635.
- DOUGHERTY, C. (2011) “Introduction to Econometrics”. Oxford University Press, Inc. New York.
- ESCARDÍBUL, J.O., Y VILLARROYA A. (2009) “The inequalities in school choice in Spain in accordance to PISA data”. *Journal of Education Policy*, 24 (6), 673-695.
- FIELD, S.KUCZERA, M. Y PONT, B. (2007) No more failures: Ten steps to equity in education”. Paris OCDE
- FORNERO, E. Y MONTECONE, C. (2011) “Financial literacy and pension plan participation in Italy”. *Journal of Pension Economics and Finance*, 10 (4), 547–564.
- FRIEDLINE, T.L., ELLIOT, T.L. Y NAM, I. (2010) “Predicting Savings From Adolescence to Young Adulthood: A Propensity Score Approach”. *Journal of the Society for Social Work and Research*, 2 (1), 1-22.
- GARCÍA BOHÓRQUEZ, N. (2012) “El impacto de la educación económica y financiera en los jóvenes: el caso de Finanzas para el cambio”. Documento de Trabajo de la serie Borradores de Economía del Banco de la República. Bogotá. Colombia.
- GARCÍA GARCÍA, E. (2013) “What we learn in school: Cognitive and non cognitive skills in the educational production function”. Tesis Doctoral inédita. Universidad de Columbia. NY.
- GERARDI, K., GOETTE, L. Y MEIER, S. (2010) “Financial Literacy and Subprime Mortgage Delinquency: Evidence from a Survey Matched to Administrative Data”. Documento de Trabajo n° 10. Federal Reserve Bank of Atlanta. USA.
- GNAN, E., SILGONER, M. Y WEBER, B. (2007) “Economic and Financial Education: concepts, goals and measurement”. *Monetary Policy and the Economy*, Q3 (07), 28-49.
- GOLDBERGER, A. S. (1991) “A course in econometrics”. Harvard University Press. Cambridge. USA.

- GREEN, C., NAVARRO, M, XIMÉNEZ-DE-EMBÚN, D.P. Y MANCEBÓN, M.J. (2014) “School choice and wellbeing”. *Economics of Education Review*, 38, 139-150.
- GREENE, J.P. Y WINTERS, M.A. (2007) “Revisiting grade retention: An evaluation of Florida’s test-based promotion policy”. *Education Finance and Policy*, 2 (4), 319-340.
- GRINSTEIN-WEISS, M., SPADER, J.S., YEO, Y.H., KEY, C.C. Y FREEZA, E.B. (2012) “Loan Performance among Low-Income Households: Does Prior Parental Teaching of Money Management Matter?”. *Social Work Research*, 36 (4), 257-270.
- GRONBERG, T.J. y JANSEN, D.W. (2001) “Navigating Newly Chartered Waters: an Analysis of Texas Charter School Performance”. Austin, TX: Texas Policy Foundation.
- GUDMONSON, C.G. y DANES, S.M. (2011) “Family Financial Socialization: Theory and Critical Review”. *Journal of Family Economic Issues*, 32, 644–667.
- GUO, S. y FRASER, M.W. (2010): “Propensity Score Analysis”. *Statistical Methods and Applications*. SAGE publications. London.
- GUJARATI, D.N. (2004) “Econometría”. Cuarta ed. McGraw Hill. México D.F.
- HAUSMAN, J.A. (1983) “Specification and estimation of simultaneous equation models”. En Z. Griliches y M.D. Intriligator (eds) *Handbook of Econometrics* (volume 1) 391.498. Elsevier.
- HECKMAN, J. (1979) “Sample Selection Bias as a Specification Error”. *Econometrica*, 47 (1), 153-161.
- HOX, J. (1995) “Applied Multilevel Analysis”. TT-Publikaties, Amsterdam. Disponible en <http://www.ioe.ac.uk/multilevel/workpap.htm/>.
- HOX, J. (2002) “Multilevel analysis. Techniques and applications”. Lawrence Erlbaum Associates, Inc., Publishers. New Jersey.
- IMBERMAN, S. (2007) “Achievement and behaviour in charter schools: drawing a more complete picture”. Working Paper n° 142. Center for the Study of Privatization in Education. Teachers College. New York.
- JEPSEN, C. (2003) “The effects of Catholic primary schools”. *Journal of Human Resources*, 38, 928-941.
- KLAPER, L. y PANOS, G.A. (2011) “Financial literacy and retirement planning: the Russian case”. *Journal of Pension Economics and Finance*, 10 (4), 599-618.
- LEFEBVRE, P., MERRIGAN, P. Y VERSTRAETE, M. (2011) “Public subsidies to private schools do make a difference for achievement in mathematics: Longitudinal evidence for Canada”. *Economics of Education Review*, 30, 79-98.
- LEVIN, H. M. (1970) “A cost-effectiveness analysis of teacher selection”. *Journal of Human Resources*, V (1), 24-33.
- LOE (2006): Ley Orgánica 2/2006, de 3 de mayo, de Educación.
- LUSARDI, A. Y MITCHELL, O.S. (2011) “Financial literacy and retirement planning in the United States”. *Journal of Pension Economics and Finance*, 10 (4), 509-525.
- LUSARDI, A. Y TUFANO, P. (2009) “Debt Literacy, Financial Experiences, and Overindebtedness”. Documento de Trabajo 14808.NBER. Massachusetts. USA.

- MANCEBÓN, M.J., CALERO, J., CHOI, A. Y PÉREZ XIMÉNEZ DE EMBÚN, D. (2012) “The Efficiency of Public and Publicly-Subsidized High Schools in Spain. Evidence from PISA-2006”. *Journal of the Operational Research Society*, 63, 1516-1533.
- MANCEBÓN, M. J. Y PÉREZ-XIMÉNEZ DE EMBÚN, D. (2013) “Educación pública y educación concertada en España: aportaciones desde un enfoque cuasiexperimental aplicado a las escuelas de educación primaria de Aragón”. Ponencia presentada a las XXII Jornadas de la Asociación de Economía de la Educación. La Coruña. Julio 2013. Accesible en: <http://2013.economicsofeducation.com/user/pdfsesiones/177.pdf>.
- MANCEBÓN, M.J. Y PÉREZ XIMÉNEZ DE EMBÚN, D. (2014) “Equality of school choice: a study applied to the Spanish región of Aragón”. *Education Economics*, 22 (1), 90-111.
- MCEWAN, P.J. (2001) “The effectiveness of Public, Catholic and Non-Religious Private schools in Chile’s voucher system”. *Education Economics*, 9 (2), 103-128.
- MORGAN, S.L. (2001) “Counterfactuals, causal effect, heterogeneity and the Catholic school effect on learning”. *Sociology of Education*, 74, 341-374
- MORRISON, K. Y ON NO, A.L. (2007) “Does repeating a year improve performance? The case of teaching English”. *Educational Studies*, 33(3), 353-371.
- MURNAME, R.J. Y WILLET, J.B. (2011) “Methods matter”. Oxford University Press. New York.
- OCDE (2010) “PISA 2009 Results. What students know and can do”. Paris OCDE.
- OCDE (2013) “PISA 2012. Assessment and Analytical Framework. Mathematics, Reading, Science, Problem Solving and Financial Literacy”. OECD Publishing. Accesible en <http://dx.doi.org/10.1787/9789264190511-en>.
- PACFL (President’s Advisory Committee on Financial Literacy) (2008) “Annual Report to the President: Executive Summary”. Department of the Treasury. USA. Disponible en: <http://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp1639.pdf>
- PFEFFERMANN, D. Y LANDSMAN, V. (2011) “Are private schools better than public schools?. Appraisal for Ireland by methods of observational studies”. *The Annals of Applied Statistics*, 5(3), 1726-1751.
- RABE-HESKETH, S. Y SKRONDAL, A. (2012) “Multilevel and Longitudinal Modeling using Stata”. Vol. 1. Stata Press. Texas.
- ROBSON, J. (2012) “The case for financial literacy. Assessing the effects of financial literacy interventions for low income and vulnerable groups in Canada”. Canadian Centre for Financial Literacy.
- ROSENBAUM, P. R. Y RUBIN, D.B. (1983) “The central role of propensity score in observational studies for causal effects”. *Biometrika*, 70, 41-55.
- RUBIN, D. B. (1974) “Estimating causal effects of treatments in randomized and non-randomized studies”. *Journal of Educational Psychology*, 66, 688-701.
- SHIM, S., BARBER, B.L., CARD, N.A. Y OTROS (2010) “Financial Socialization of First-year College Students: The Roles of Parents, Work, and Education”. *Journal of Youth Adolescence*, 9, 1457–1470.

- SMITH, H. L. Y TOOD, P. E. (2005) “Does matching overcome LaLonde’s critique of non-experimental estimators?”. *Journal of Econometrics*, 125, 305-353.
- SNIJEDERS, T.A. Y BOSKER, R.J. (1994) “Modeled variance in two level models”. *Sociological Methods Research*, 22, 342-363.
- SOMERS M.A., MCEWAN P.J. Y WILLMS J.D. (2004) “How Effective Are Private Schools in Latin America?”. *Comparative Education Review*, 48, (1), 48-69.
- STEELE, F., VIGNOLES, A. Y JENKINS, A. (2007) “The effect of school resources on pupil attainment: a multilevel simultaneous equation modelling approach”. *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society)*, 170, 801–824.
- TAMM, M. (2008) “Does money buy higher schooling?: Evidence from secondary school track choice in Germany”. *Economics of Education Review*, 27 (5), 536-545.
- TOMA, E. Y ZIMMER, R. (2012) “Two decades of charter schools: Expectations, reality, and the future”. *Economics of Education Review*, 31 (2), 209-210.
- VAN ROOIJ, M.C. J., LUSARDI, A. Y ALESSIE, R. J.M. (2011): “Financial literacy and retirement planning in the Netherlands”. *Journal of Economic Psychology*, 32, 593–608.
- WEBLEY, P. Y NIHUS, E.K. (2006): “Parents influence on childrens future orientation and saving”. *Journal of Economic Psychology*, 27, 140–164.
- WITTE, J. F., WEIMER, D., SHOBER, A. Y SCHLOMER, P. (2007) “The performance of charter schools in Wisconsin”. *Journal of Policy Analysis and Management*, 26 (3), 557-578.
- ZIMMER, R. GILL, B., BOOKER, K., LAVERTU, S. Y WITTE, J. (2012) “Examining charter student achievement effects across seven states”. *Economics of Education Review*, 31(2), 213-224.



DESARROLLO 2012



GOBIERNO
DE ESPAÑA

MINISTERIO
DE EDUCACIÓN, CULTURA
Y DEPORTE