



Original

PISA 2022. Predictores de la competencia matemática de los estudiantes españoles de Educación Secundaria

Pablo Javier Ortega-Rodríguez*

Facultad de Formación de Profesorado y Educación, Departamento de Pedagogía., Avenida de Francisco Tomás y Valiente, 3. Campus de Cantoblanco, 28049 (Madrid), Universidad Autónoma de Madrid (España)



INFORMACIÓN DEL ARTÍCULO

Historia del artículo:

Recibido el 4 de marzo de 2024

Aceptado el 9 de julio de 2024

On-line el 27 de agosto de 2024

Palabras clave:

Ansiedad ante las matemáticas

Autoeficacia

Competencia matemática

Modelado multinivel

PISA

R E S U M E N

La competencia matemática es fundamental para participar de forma activa, participativa y comprometida en el siglo XXI, y afrontar los retos de la sociedad globalizada. Este estudio tiene como objetivo analizar el efecto simultáneo de un conjunto de predictores sobre la competencia matemática de los estudiantes españoles que han participado en PISA 2022. La muestra consta de 28.792 estudiantes españoles (14.465 chicos, 50.24%; 14.327 chicas, 49.76%), procedentes de 935 centros educativos. Se utilizan dos cuestionarios para recoger datos: un cuestionario para los estudiantes y un cuestionario para los directores de los centros educativos. Se utiliza un modelo lineal jerárquico según los tres niveles que presentan los datos (Nivel 1 = Alumnado, Nivel 2 = Centro y Nivel 3 = Comunidad Autónoma). En el primer nivel, se incluyen el sexo, el contexto socioeconómico, el nivel cultural de la familia, la ansiedad matemática y la autoeficacia; en el segundo nivel, el contexto socioeconómico del centro; y en el tercero, el PIB per cápita. Los resultados muestran que las chicas experimentan más ansiedad y menos autoeficacia en matemáticas que los chicos. El contexto socioeconómico del alumnado, el nivel cultural de la familia, la ansiedad ante las matemáticas y la autoeficacia en matemáticas son predictores significativos de la competencia matemática. A nivel de centro educativo, el contexto socioeconómico tiene un impacto sobre el rendimiento. Estos resultados sugieren la necesidad de reforzar la colaboración entre la escuela y la familia, así como proporcionar formación específica al profesorado sobre cómo abordar el sentimiento socioafectivo hacia las Matemáticas.

© 2024 Universidad de País Vasco. Publicado por Elsevier España, S.L.U. Se reservan todos los derechos, incluidos los de minería de texto y datos, entrenamiento de IA y tecnologías similares.

PISA 2022. Predictors of the mathematics achievement of Spanish students in Secondary Education

A B S T R A C T

Mathematical competence is fundamental for active, participatory and engaged participation in the 21st century, and for facing the challenges of a globalised society. This study aims to analyse the simultaneous effect of a set of predictors on the mathematical competence of Spanish students who have participated in PISA 2022. The sample consists of 28,792 Spanish students (14,465 boys, 50.24%; 14,327 girls, 49.76%), from 935 schools. Two questionnaires are used to collect data: one for students and one for school principals. A hierarchical linear model is used according to the three levels presented by the data (Level 1 = Students, Level 2 = School and Level 3 = Autonomous Community). At the first level, sex, socio-economic background, family cultural level, mathematics anxiety and self-efficacy is included; at the second level, the socio-economic background of the school; and at the third level, GDP per capita. The results show that girls experience more anxiety and less self-efficacy in mathematics than boys. The socio-economic background of the students, the cultural level of the family, mathematics anxiety and

Keywords:

Math anxiety

Self-efficacy

Mathematics achievement

Multilevel modelling

PISA

* Autor para correspondencia.

Correo electrónico: pabloj.ortega@educuam.es

mathematics self-efficacy are significant predictors of mathematical competence. At school level, socio-economic background has an impact on achievement. These findings suggest the need to strengthen collaboration between school and family, as well as to provide specific training for teachers on how to address socio-affective feelings towards mathematics.

© 2024 Universidad de País Vasco. Published by Elsevier España, S.L.U. All rights are reserved, including those for text and data mining, AI training, and similar technologies.

Introducción

La competencia matemática, que constituye el principal ámbito de evaluación de la edición de 2022 del Programa para la Evaluación Internacional de los Estudiantes (PISA, por sus siglas en inglés; *Programme for International Student Assessment*), puede definirse como la capacidad del alumnado para razonar matemáticamente y resolver problemas en una variedad de contextos, según la OCDE, la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OECD, por sus siglas en inglés; *Organization for Economic Cooperation and Development*, 2023a). En este sentido, la adquisición de tal competencia cobra relevancia en los últimos tiempos, debido a diferentes circunstancias, como la digitalización de muchos aspectos de la vida y la economía globalizada, que precisan de ciudadanos con un alto nivel de alfabetización matemática para participar de forma reflexiva y comprometida en el siglo XXI (OECD, 2023a).

Diferentes estudios previos destacan la influencia de determinados factores sobre la competencia matemática: el sexo, el contexto socioeconómico del alumnado, el nivel cultural de la familia, la ansiedad ante las matemáticas y la autoeficacia en matemáticas, además del contexto socioeconómico de los centros educativos, y de las diferencias que se dan entre las Comunidades Autónomas (CC.AA.)

En cuanto al primer factor, el sexo del alumnado, el estudio de Baye y Monseur (2016) encuentra diferencias del rendimiento en matemáticas a favor de los chicos y en detrimento de las chicas, debido al contexto sociocultural y económico en el que se sitúa el centro educativo (Casella et al., 2022). El estudio de Molina-Muñoz et al. (2023) identifica las variables que inciden en el rendimiento en Matemáticas en España en la edición de PISA 2018 y encuentra que el sexo del alumnado es un predictor significativo del rendimiento, que es coherente con los resultados de otras investigaciones internacionales, en la edición de PISA 2015 (Zhu et al., 2018). Otras razones que subyacen a las diferencias en función del sexo en el rendimiento en matemáticas son la ansiedad ante las matemáticas, que es más alta en las chicas que en los chicos (Justicia-Galiano et al., 2023; Van Mier et al., 2019), y la autoeficacia, que es más baja en ellas que en ellos (Ayuso et al., 2021; Reilly et al., 2019).

Respecto al segundo factor, el contexto socioeconómico del alumnado, Coleman et al. (1966) descubren que este tiene un impacto en el rendimiento académico. El estudio de Lee et al. (2019) analiza la consistencia de los efectos del contexto en las ediciones de PISA de los años 2003, 2006, 2009 y 2012. Los resultados muestran una correlación significativa entre el estatus socioeconómico del alumnado y el rendimiento en matemáticas a lo largo de los años, que coincide con los resultados de otras investigaciones internacionales (Rozgonjuk et al., 2023; Xie y Ma, 2019), que sugieren que el alumnado perteneciente a las familias con mayor renta tiene más puntos en el rendimiento matemático que aquel perteneciente a familias con menor renta (Jeffries et al., 2020; Wang et al., 2023). En consecuencia, el alumnado procedente de contextos desfavorecidos tiene más dificultades que el de contextos favorecidos para transferir sus conocimientos matemáticos a la alfabetización matemática (Kang y Cogan, 2022).

En lo tocante al tercer factor, el nivel cultural de la familia, la investigación descubre su impacto en el rendimiento en matemá-

ticas (Long y Pang, 2016; Qiu y Leung, 2022; Rindermann y Ceci, 2018), de modo que la titulación máxima alcanzada por cada uno de los progenitores es un predictor significativo del rendimiento (Lee y Borgonovi, 2022), que incide en una mayor orientación del alumnado hacia las carreras relacionadas con las matemáticas (Codioli, 2019).

En lo que concierne al cuarto factor, la ansiedad matemática, se define como un sentimiento de tensión, aprensión o miedo que interfiere con el rendimiento en matemáticas (Ashcraft, 2002). Diferentes estudios (Barroso et al., 2021; Luttenberger et al., 2018; Passolunghi et al., 2020; Van der Beek et al., 2017) encuentran una asociación negativa entre la ansiedad y el rendimiento en matemáticas, de modo que el alumnado con mayor nivel de ansiedad obtiene peores resultados. El estudio de Chan y Liem (2023) utiliza un modelo multinivel que encuentra una correlación negativa entre el nivel de ansiedad matemática y el rendimiento. El estudio de Wang (2023) analiza los mecanismos que subyacen a la ansiedad matemática en una muestra de 4.978 estudiantes americanos que participan en PISA 2012. Los resultados muestran el impacto negativo de la ansiedad en la motivación hacia el aprendizaje de conceptos sobre matemáticas. En esta línea, el trabajo de Xiao y Sun (2021) descubre que el alumnado americano de esta edición de PISA con bajo nivel de ansiedad matemática y alta motivación obtiene más puntos en el rendimiento que aquel que presenta mayores niveles de ansiedad. El estudio de Schmitz et al. (2019) descubre que la ansiedad matemática es un predictor significativo con impacto negativo en el rendimiento en una muestra de 189 estudiantes de Educación Secundaria en los Países Bajos, que coincide con los resultados del trabajo de Novak y Tassell (2017). El trabajo de Demedts et al. (2022) analiza la relación entre la ansiedad matemática y el rendimiento de 181 estudiantes de secundaria de Flandes (Bélgica). Los resultados muestran que los estudiantes tienen un rasgo de ansiedad estable cuando el nivel de dificultad de las tareas resulta alto, en comparación con aquellos que manifiestan ansiedad temporal ante tareas fáciles, que pone de relieve que la ansiedad afecta más al alumnado con un bajo nivel de competencia matemática que a aquel con más nivel (Weissgerber et al., 2022).

En cuanto al quinto factor, la autoeficacia en matemáticas, se refiere a las creencias del alumnado sobre sus capacidades para realizar con éxito las tareas matemáticas que les corresponden a sus niveles académicos (Schunk, 1991). El estudio de Lee y Stankov (2018) analiza la influencia de la autoeficacia en el rendimiento en matemáticas de los 485.490 estudiantes, procedentes de 64 países, que participan en la edición de PISA 2012. Los resultados muestran que la autoeficacia es un predictor significativo del rendimiento, de modo que una unidad en la autoeficacia se asocia con un aumento de 0.25 puntos en la desviación estándar del rendimiento. En esta línea, el trabajo de Gabriel et al. (2018) encuentra que la autoeficacia es el factor con más impacto sobre el rendimiento en una muestra de 14.481 estudiantes australianos en la misma edición de PISA, que coincide con los resultados del estudio de Gjicali y Lipnevich (2021), que señalan que la creencia del alumnado americano en sus propias capacidades tiene un gran impacto sobre la competencia matemática en la misma edición de PISA. Estos resultados son consistentes con los hallazgos de otras investigaciones (Borgonovi

y Pokropek, 2019; Keller et al., 2022), que encuentran que el alumnado con alta autoeficacia se corresponde con perfiles orientados hacia las áreas STEM (*Science, Technology, Engineering and Mathematics*; Ciencia, Tecnología, Ingeniería y Matemáticas). El trabajo de Rodríguez et al. (2020) descubre el impacto de la autoeficacia en la competencia matemática de los estudiantes españoles que participan en la edición de PISA 2018. El trabajo de Schöber et al. (2018) encuentra que el efecto de la autoeficacia en el rendimiento se debe a la motivación que el alumnado tiene hacia las matemáticas, que influye tanto en el nivel de conocimiento de la asignatura como en su aplicación en la resolución de tareas (Pennington et al., 2021).

Respecto al contexto socioeconómico del centro, el trabajo de Murphy (2019) encuentra que es un predictor de la competencia matemática, que explica las diferencias de rendimiento en función del contexto socioeconómico del alumnado que acude a la escuela (Boda et al., 2022; Ker, 2016). El estudio de Liu et al. (2015) analiza el efecto del contexto socioeconómico del centro sobre el rendimiento en los 28 países de la OCDE que participan en la edición de PISA 2003. Los resultados muestran que el alumnado que acude a centros situados en contextos favorecidos obtiene más rendimiento que aquel que acude a centros situados en entornos desfavorecidos, pues el clima escolar de los primeros es más favorable.

En lo que concierne a las diferencias de rendimiento entre las CC.AA., los recursos destinados a educación por Comunidad Autónoma no explican por sí solos las diferencias de rendimiento entre regiones (López et al., 2016).

El presente estudio

La revisión de la literatura pone de relieve la necesidad de avanzar en el conocimiento sobre la influencia de los factores citados en la competencia matemática. Este trabajo cubre una carencia de conocimiento frente a los estudios realizados sobre el tema, en tanto que cuenta con muestras sólidas del estudio PISA a nivel nacional, utiliza un modelo multinivel de tres niveles (Alumnado, Centros y CC.AA.) en España e incorpora tanto la influencia como el tamaño del efecto de las dos variables psicológicas que más inciden sobre la competencia matemática, a saber, la ansiedad y la autoeficacia. Asimismo, permite a los responsables políticos conocer aquellas variables del alumnado y escolares sobre las cuales se pueden adoptar medidas para mejorar la competencia matemática a nivel de política educativa, y al profesorado, conocer aquellas acciones didácticas que contribuyen a reducir la ansiedad y reforzar la autoeficacia en matemáticas.

Por ello, el objetivo general de esta investigación es conocer el efecto simultáneo de una serie de predictores sobre la competencia matemática del alumnado español que participa en PISA 2022, en los tres niveles de agregación que presentan los datos. El primer objetivo específico de esta investigación es conocer la influencia de las variables asociadas al estudiante en la competencia matemática (el sexo, el contexto socioeconómico del alumnado, el nivel cultural de la familia, la ansiedad y la autoeficacia). Como segundo objetivo, se analiza la influencia del contexto socioeconómico del centro y del PIB (Producto Interno Bruto) de las CC.AA. sobre el rendimiento. A partir de estos objetivos, se plantean las siguientes hipótesis: Hipótesis₁ = El sexo del alumnado es un predictor significativo del rendimiento; Hipótesis₂ = El contexto socioeconómico del alumnado predice su rendimiento; Hipótesis₃ = El nivel cultural de la familia es un predictor significativo del rendimiento; Hipótesis₄ = La ansiedad ante las matemáticas tiene un efecto significativo sobre el rendimiento; Hipótesis₅ = La autoeficacia tiene un efecto significativo sobre el rendimiento; Hipótesis₆ = El contexto socioeconómico del centro es un predictor significativo del rendimiento del alumnado; e Hipótesis₇ = El PIB per cápita explica las diferencias de rendimiento entre CC.AA.

Método

Esta investigación se enmarca en una investigación no experimental y ex post facto, en la que no se tiene control directo de las variables independientes, ni los participantes pueden asignarse aleatoriamente a los grupos experimentales, debido a que el fenómeno ya ha ocurrido (Kerlinger y Lee, 2002).

Participantes

En la octava edición de PISA, correspondiente al año 2022, participan 30.800 estudiantes españoles de 15-16 años (15.561 chicos, 50.52%; 15.239 chicas, 49.48%) de 966 centros educativos, situados en 17 CC.AA. y dos ciudades autónomas (Ceuta y Melilla). La mayoría se encuentra en 4º curso de la ESO (*Educación Secundaria Obligatoria*) (Ministerio de Educación, Formación Profesional y Deportes, 2023). La muestra consta de 28.792 estudiantes españoles (14.465 chicos, 50.24%; 14.327 chicas, 49.76%), procedentes de 935 centros educativos. En la configuración de la muestra final se excluyen 2.008 estudiantes, que no reportan información completa para todas las variables. El tratamiento de valores perdidos contempla la realización de la prueba de Little (1988), a fin de conocer si el patrón de los datos perdidos se caracteriza por la aleatoriedad total y la ausencia de sesgo, es decir, si los datos están perdidos completamente al azar (MCAR, *Missing Completely At Random*). Se realiza la prueba MCAR de Little (1988) con el programa SPSS 29, que ofrece un estadístico de chi-cuadrado = 374.51 y $p = .592$. Como el p es superior a .05, se confirma que el patrón de los valores perdidos no depende de los valores de los datos (IBM, 2024), sino que están perdidos completamente al azar.

El cumplimiento de que el patrón de datos perdidos es MCAR permite utilizar el método de imputación denominado *listwise deletion* o eliminación por lista, que consiste en eliminar los casos que cuentan con uno o más valores perdidos. Esta opción es adecuada si la proporción de datos perdidos es pequeña en comparación con la muestra total (en este caso, solo supone el 6% de la muestra total) (Enders, 2010) y si se considera la variable Índice Socioeconómico (Murillo et al., 2023), pues en este caso, al ser un índice creado a partir de la media de tres variables (el nivel educativo más alto de los progenitores, la situación profesional más alta de estos y los recursos del hogar), la sustitución de un valor perdido por una estimación afecta al valor exacto del Índice Socioeconómico. Asimismo, este método cuenta con la ventaja de ofrecer un conjunto de casos completos con datos precisos (Enders, 2010). La Tabla 1 muestra las medidas de centralización y dispersión de la competencia matemática, por Comunidad Autónoma y ciudad autónoma, en España.

Instrumentos

Este estudio analiza variables incluidas en los siguientes instrumentos del Estudio PISA 2022 (Ministerio de Educación, Formación Profesional y Deportes, 2023):

El cuestionario del alumnado. Recoge información sobre el entorno familiar, escolar y académico, así como aspectos específicos sobre la *ansiedad* y la *autoeficacia* en matemáticas. El coeficiente Alpha de Cronbach es de .81, que indica un buen nivel de consistencia interna de los ítems (Hernández-Sampieri y Mendoza, 2018). La formulación de los ítems se ajusta a una serie de criterios que garanticen la fiabilidad de las respuestas y la validez de los constructos de ansiedad y autoeficacia (Arias et al., 2020; Niessen et al., 2016; OECD, 2023a): el equilibrio entre los ítems formulados en positivo y en negativo, así como cuatro opciones de respuesta en la escala de Likert (1 = Totalmente en desacuerdo, 2 = En desacuerdo, 3 = De acuerdo, 4 = Totalmente de acuerdo). La fiabilidad y la validez de los constructos de *ansiedad* (Alpha de Cronbach = .83) y *autoefi-*

Tabla 1
Datos de la muestra de PISA 2022 en España

Comunidad Autónoma / Ciudad autónoma	N	Centros	Media	Desviación Típica
Andalucía	1.610	51	457	80.94
Aragón	1.359	44	487	79.29
Asturias	1.561	49	495	80.03
Cantabria	1.648	52	495	77.24
Castilla-La Mancha	1.453	51	464	74.65
Castilla y León	1.687	54	499	77.76
Cataluña	1.503	50	469	83.35
Extremadura	1.655	54	469	77.65
Galicia	1.715	57	486	75.16
Islas Baleares	1.492	51	471	77.40
Islas Canarias	1.420	52	447	75.92
La Rioja	1.361	47	493	82.04
Madrid	1.726	52	494	79.67
Murcia	1.605	52	463	78.53
Navarra	1.741	52	492	78.64
País Vasco	3.118	94	482	77.31
Valencia	1.534	51	473	78.65
Ceuta	345	12	395	77.55
Melilla	259	10	404	81.19
España	28.792	935	473	78.57

Fuente: elaboración propia.

cacia (Alpha de Cronbach = .80), con buenos niveles de consistencia interna de los ítems, responden a un proceso que se divide en tres etapas. En primer lugar, un grupo de expertos en matemáticas en cada país aplican el cuestionario a una muestra de 100 estudiantes en una prueba de validación a pequeña escala, identificando aquellos ítems que puntúan en negativo y no miden el aspecto que pretenden medir. En segundo lugar, se realizan modificaciones de los ítems, así como revisiones lingüísticas para asegurar una traducción adaptada a cada país. Por último, se realiza un estudio de campo, a fin de validar los constructos y mediciones antes de la prueba principal a fin de identificar los ítems del test que indican una validez y una fiabilidad de puntuación insuficientes antes de la aplicación a gran escala (OECD, 2023a).

El cuestionario de los centros educativos. Se dirige a los directores y recoge información sobre la organización administrativa y didáctica de los centros y los entornos de aprendizaje. El coeficiente Alpha de Cronbach es de .90, que indica un excelente nivel de consistencia interna de los ítems (Hernández-Sampieri y Mendoza, 2018).

Procedimiento

El procedimiento de recogida de datos en 81 países, avalado por el comité científico de la OCDE, está formado por un grupo de expertos internacionales para la competencia matemática y acordado por los países participantes, se realiza en abril de 2022, cuyos resultados se publican en el mes de diciembre de 2023 (OECD, 2024). El procedimiento de recogida de datos sigue un control de calidad, que se divide en tres etapas. En la primera, se proporcionan manuales a los directores de los centros sobre cómo aplicar los cuestionarios; en la segunda, se eligen a los administradores de las pruebas a partir de dos criterios que verifican la validez del estudio (no puede impartir docencia al grupo al que se le administra la prueba ni pertenecer a ninguna escuela de la muestra); en la tercera, un miembro del equipo científico proporciona formación a los administradores de las pruebas en los centros (OECD, 2024).

Las pruebas se aplican de forma digital en ordenadores portátiles proporcionados por el Instituto Nacional de Evaluación Educativa (INEE), la unidad del Ministerio de Educación y Formación Profesional que se ocupa del estudio PISA. Cada estudiante cuenta con dos horas para realizar la prueba en competencia matemática y una hora para cumplimentar un cuestionario sobre su contexto familiar,

escolar y académico. Los puntos que el alumnado alcanza en la competencia matemática (variable dependiente) se obtienen mediante el modelo de Rasch y se informan mediante escalas, con una puntuación media de 500 puntos y una desviación típica de 100 (OECD, 2023a).

La base de datos de PISA 2022 proporciona diez valores plausibles que PISA asigna a cada estudiante en la prueba de Matemáticas (480.91, 482.17, 481.83, 482.47, 482.13, 480.83, 482.76, 482.15, 481.35 y 481.99) (OECD, 2023b). Para calcular la competencia matemática, se realizan estimaciones independientes para cada uno de los diez valores plausibles y se calcula el promedio de las puntuaciones (Wu y Adams, 2002). PISA establece seis niveles en la competencia matemática: Nivel 1 (0-419 puntos), nivel 2 (420-481), nivel 3 (482-544), nivel 4 (545-606), nivel 5 (607-668) y nivel 6 (a partir de 669).

La puntuación media del alumnado español es de 473 puntos, en la línea del promedio de la OCDE (472 puntos) y del total de los países de la Unión Europea (UE) (474 puntos). Cabe destacar que los chicos superan a las chicas en la competencia matemática en España (Chicos = 478 puntos; Chicas = 468 puntos), con una diferencia de 10 puntos. La diferencia entre chicos y chicas es de 9 puntos en el promedio de los países de la OCDE (Chicos = 477 puntos; Chicas = 468 puntos) y de 10 puntos en el total de los países de la UE (Chicos = 479 puntos; Chicas = 469 puntos) (Ministerio de Educación, Formación Profesional y Deportes, 2023).

Análisis de datos

Modelo jerárquico lineal

El procedimiento que confirma los supuestos del modelo jerárquico lineal se divide en cuatro etapas. En primer lugar, se realizan diagnósticos de normalidad mediante la prueba de Z de Kolmogorov-Smirnov, con valores superiores a .05, de modo que se afirma que la distribución es normal. En segundo lugar, se detectan los valores extremos o *outliers*, que se descartan, pues afectan a la interpretación de los datos. En tercer lugar, se comprueba el supuesto de la homocedasticidad mediante la prueba de Levene ($p > .05$). En cuarto lugar, el diagrama de dispersión de los recursos muestra un patrón al azar, sin sesgos en los residuos, que se confirma con un valor de residuo tipificado de 2.076. En este estudio se utiliza un modelo jerárquico lineal, en el que se analiza el efecto de un conjunto de predictores sobre la variable dependiente, res-

petando la estructura anidada de los datos: Alumnado, Centros y CC.AA. (Tourón et al., 2023).

En el primer nivel (Alumnado), se toman en consideración las siguientes variables del cuestionario del estudiante:

- *El sexo*. Variable dummy (0=Chico, 1=Chica).
- *El contexto socioeconómico del alumnado (ISEC)*. Es un índice calculado a partir de la media de tres variables:
 1. El nivel educativo más alto de los progenitores. Se calcula la media de las respuestas del alumnado a 4 ítems (Los ítems 1 y 2 se formulan al padre y a la madre), extraídos del cuestionario del alumnado (Cuestionario del alumnado, 2024):
 - Ítem 1. ¿Cuál es el nivel más alto de estudios que terminó tu madre? (0=No terminó la Educación Primaria, 1=Educación Primaria, 2=Educación Secundaria, 3=Ciclos Formativos de Grado Medio, 4=Bachillerato).
 - Ítem 2. ¿Tiene tu madre alguno de los títulos siguientes? (0=Sí/1=No)
 - 2.1 Ciclos Formativos de Grado Superior
 - 2.2 Grado o Diplomatura
 - 2.3 Máster o Licenciatura
 - 2.4 Doctorado
 - Ítem 3. ¿Cuál es el nivel más alto de estudios que terminó tu padre?
 - Ítem 4. ¿Tu padre tiene alguno de estos títulos?
 2. La situación profesional más alta de los progenitores. Se construye a partir de la media de las respuestas del alumnado a dos preguntas abiertas, dirigidas a cada uno de los progenitores (Cuestionario del alumnado, 2024). ¿Cuál es el trabajo principal de tu madre? ¿Qué hace tu madre en su trabajo principal? ¿Cuál es el trabajo principal de tu padre? ¿Qué hace tu padre en su trabajo principal? Las respuestas se codifican en 4 códigos: 0=Empleado/a, 1=Hacer las tareas del hogar/criar a los hijos, 2=Estudiar, 3=Jubilado/a, pensionado/a, con subsidio de desempleo).
 3. Los recursos del hogar. Se construye a partir de la media de las respuestas del alumnado a seis ítems:
 - 3.1. ¿Hay en tu casa las cosas siguientes? (0=Sí/1=No: Una habitación propia, un ordenador portátil, aplicaciones o programas de ordenador educativos, entre otros. (Cuestionario del alumnado, 2024).
 - 3.2. ¿Cuántas de las siguientes cosas hay en tu casa? (0=Ninguno, 1=Uno, 2=Dos, 3=Tres o más). Automóviles, ciclomotores, aseos, entre otros (Cuestionario del alumnado, 2024).
 - 3.3. ¿Cuántos dispositivos digitales con pantalla hay en tu casa? (0=Ninguno, 1=Uno, 2=Dos, 3=Tres, 4=Cuatro, 5=Cinco, 6=6 a 10, 7=Más de 10) (Cuestionario del alumnado, 2024).
 - 3.4. ¿Cuántos aparatos digitales hay en tu casa? (0=Ninguno, 1=1 o 2, 2=3-5, 3=Más de 5, 4=No lo sé). Televisores, ordenadores de sobremesa, ordenadores portátiles o notebooks, entre otros. (Cuestionario del alumnado, 2024).
 - 3.5. ¿Cuántos libros hay en tu casa? (0=0-10 libros, 1=11-25 libros, 2=26-100 libros, 3=101-200 libros, 4=201-500 libros, 5=Más de 500 libros). (Cuestionario del alumnado, 2024).
 - 3.6. ¿Cuántos de los siguientes tipos de libros hay en tu casa? (0=Ninguno, 1=1-5, 2=6-10, 3=Más de 10, 4=No lo sé). Libros religiosos, de literatura clásica, contemporánea, entre otros. (Cuestionario del alumnado, 2024).
- *El nivel cultural de la familia*. Es un índice correspondiente a la media del nivel educativo más alto de cada uno de los progenitores (0=Educación Preescolar, 1=Educación Primaria, 2=Primer ciclo de Educación Secundaria, 3=Educación Secunda-

ria sin acceso a la educación terciaria, 4=Educación Secundaria con acceso directo a la educación terciaria, 5=Educación postsecundaria destinada a la práctica profesional, 6=Educación terciaria de ciclo corto, al menos dos años; 7=Diplomatura o Grado, de tres a cuatro años, 8=Licenciatura o Máster, al menos cinco años, 9=Doctorado). Variable tipificada.

- *La ansiedad ante las matemáticas*. Es un índice calculado a partir de la media de las respuestas de los estudiantes a seis ítems (Cuestionario del alumnado, 2024). Las respuestas se recodificaron para su fácil interpretación: (0=Totalmente en desacuerdo, 1=En desacuerdo, 2=De acuerdo, 3=Totalmente de acuerdo) (Ministerio de Educación, Formación Profesional y Deportes, 2023): (1) A menudo me preocupa tener dificultades en las clases de Matemáticas; (2) Me estreso mucho cuando tengo que hacer deberes de Matemáticas; (3) Me pongo muy nervioso cuando hago problemas de Matemáticas; (4) Me siento incapaz de resolver un problema de Matemáticas; (5) Me preocupa sacar malas notas en Matemáticas; y (6) Me da miedo suspender Matemáticas. La media de estos ítems se combina para crear el índice de la ansiedad matemática.
- *La autoeficacia en matemáticas*. Es otro índice creado por PISA 2022, a partir de la seguridad de los estudiantes ante diez afirmaciones. Las respuestas también se recodificaron para su fácil interpretación: (0=Muy inseguro/a, 1=Inseguro/a, 2=Seguro/a, 3=Muy seguro/a) (Ministerio de Educación, Formación Profesional y Deportes, 2023): (1) Extraer información matemática a partir de diagramas, gráficos o simulaciones; (2) Interpretar soluciones matemáticas en problemas de la vida real; (3) Utilizar el concepto de variación estadística para tomar una decisión; (4) Identificar los aspectos matemáticos de un problema real; (5) Identificar las limitaciones y los supuestos en los que se basan los modelos matemáticos; (6) Representar una situación matemáticamente usando variables, símbolos o diagramas; (7) Evaluar la importancia de los patrones observados en los datos; (8) Codificar o programar ordenadores; (9) Trabajar con sistemas informáticos matemáticos (p. ej., hojas de cálculo, software de programación, calculadoras gráficas); y (10) Calcular las propiedades de un objeto de forma irregular. La media de estos ítems se combina para crear el índice de la autoeficacia en matemática.
- En el segundo nivel (Centro), se tiene en cuenta el contexto socioeconómico del centro a partir del promedio del contexto socioeconómico del alumnado (ISEC) que acude al centro educativo. Variable tipificada.
- En el tercer nivel (Comunidad Autónoma), se incluye el PIB per cápita, a partir de la información recogida en el cuestionario de los centros.

Para realizar los análisis, se utiliza el programa MLwiN 2.36 (Charlton et al., 2024; Rasbash et al., 2016), que permite el cálculo de las estimaciones mediante el procedimiento de Mínimos Cuadrados Interactivos Generalizados (*Iterative Generalized Least Squares - IGLS*) (Goldstein, 2003), SPSS 29 y R 4.4 (Huang, 2022), pues es el procedimiento más idóneo cuando el diagnóstico de los residuos es distinto de cero y reduce el riesgo de realizar inferencias erróneas.

Resultados

Ansiedad

Los resultados de la prueba T de Student muestran que los chicos españoles obtienen .11 puntos en el índice de *ansiedad*, mientras que las chicas españolas alcanzan .61 puntos. El nivel de significación alcanzado ($p = .00$) indica que las diferencias observadas entre los grupos son altamente confiables y probablemente represen-

tan diferencias genuinas en la población subyacente. El índice de *ansiedad* del alumnado en España (.37 puntos) se sitúa por encima del promedio de los países de la OCDE y de la UE, que es de .17 puntos en ambos casos. La diferencia por sexo es de .50 puntos en España, que supera levemente la diferencia en el total de los países de la UE (.49 puntos) y de la OCDE (.46 puntos) (Ministerio de Educación, Formación Profesional y Deportes, 2023). Para medir el tamaño del efecto, se calcula el coeficiente eta-cuadrado ($p = .063$), que supone un efecto medio de la *ansiedad* sobre el rendimiento en matemáticas (Tourón et al., 2023).

Autoeficacia

Los resultados de la prueba T de Student muestran que los chicos españoles alcanzan .164 puntos en la *autoeficacia*, mientras que las chicas españolas obtienen -.136. El nivel de significación alcanzado ($p = .00$) indica que las diferencias observadas entre los grupos son altamente confiables y probablemente representan diferencias genuinas en la población subyacente. El índice de *autoeficacia* del alumnado en España (.03) supera al del promedio de los países de la OCDE y de la UE, que es de .01 en ambos casos. Las diferencias por sexo en España (-.30) es similar al promedio de los países de la OCDE (-.33) y de la UE (-.31) (Ministerio de Educación, Formación Profesional y Deportes, 2023). El coeficiente eta-cuadrado ($p = .012$) implica un efecto pequeño de la *autoeficacia* sobre el rendimiento en matemáticas (Tourón et al., 2023). En primer lugar, se estima el modelo nulo, en el que se calculan cuatro parámetros: el intercepto y las varianzas de los residuos en los tres niveles de agregación (Acevedo, 2008; Ruiz de Miguel y Castro, 2006):

$$y_{ijk} = \beta_{ojk} + e_{ijk}$$

$$\beta_{ojk} = \beta_{ok} + u_{ojk}$$

$$\beta_{ok} = \beta_{00} + v_{ok}$$

Donde:

i = unidades de primer nivel, el alumnado

j = unidades del segundo nivel, los centros educativos.

k = unidades del tercer nivel, las CC.AA.

γ_{ijk} representa la media de rendimiento en la competencia matemática del estudiante i de la escuela j en la Comunidad Autónoma k .

β_{ojk} representa la media general de rendimiento del estudiante i en la escuela j de la Comunidad Autónoma k . Indica el rendimiento medio del alumnado de un determinado centro en una Comunidad Autónoma.

β_{ok} incluye la media de rendimiento de los centros j en la Comunidad Autónoma k , es decir, el rendimiento general de los centros j de la Comunidad Autónoma k .

β_{00} es la media general de rendimiento entre las CC.AA.

e_{ijk} es el residual del primer nivel, el alumnado.

u_{ojk} es el efecto al azar del segundo nivel, los centros.

v_{ok} es el residuo o varianza entre el valor estimado para la Comunidad Autónoma y su valor real.

El criterio que se sigue para conocer si un parámetro resulta o no significativo es que, trabajando con un $\alpha = .05$, la división entre la estimación del parámetro y su error típico sea mayor que 1.96 (Gaviria y Castro, 2004). Los datos de la Tabla 2 muestran que la media del rendimiento en la competencia matemática para todos los estudiantes es de 479.98 puntos, que difieren entre ellos en el primer nivel (6160.93 / 49.66 = 124.06), a nivel de centros educativos (1178.77 / 63.16 = 18.66) y a nivel de CC.AA. (610.37 / 202.48 = 3.01). La significatividad de estos parámetros indica la existencia de varianza no explicada entre los rendimientos de los

Tabla 2

Estimación del modelo nulo

Parámetro	Parte fija	Estimación (Error estándar)
Constante		479.98 (5.19)
Parte aleatoria (Varianza en la competencia matemática)		
Nivel 1. Alumnado		6160.93 (49.66)
Nivel 2. Centro		1178.77 (63.16)
Nivel 3. Comunidad Autónoma		610.37 (202.48)
Logaritmo de la verosimilitud restringido -2		353699.55
Criterio de información Akaike (AIC)		353715.55
Número de parámetros		4

Nota. elaboración propia.

estudiantes, los rendimientos de las escuelas y los rendimientos de las CC.AA., que justifica seguir con el modelo definitivo para explicar la mayor cantidad de varianza posible en los tres niveles. La razón de verosimilitud tiene un valor de 353699.55 para un modelo nulo con 4 parámetros, que es comparado con el valor del modelo definitivo.

Coefficiente de correlación intraclase

El Coeficiente de Correlación Intraclase (*Intraclass Correlation Coefficient*; ICC, por sus siglas en inglés) es una medida apropiada de la homogeneidad interna de los grupos, de la similitud de las unidades del nivel individual y de las diferencias que existen entre las unidades del nivel macro (Barcikowski, 1981; Ruiz de Miguel y Castro, 2006). A partir de los datos de la Tabla 2, se puede calcular el ICC entre niveles. En primer lugar, la autocorrelación de los estudiantes dentro de centros educativos: $p = 1178.77 / (6160.93 + 1178.77 + 610.37) = .1482$. Este valor indica que el 14.82% de la varianza total es varianza entre centros. En segundo lugar, la autocorrelación de los estudiantes dentro de las CC.AA: $p = 610.37 / (6160.93 + 1178.77 + 610.37) = .0767$. El 7.67% de la varianza total es varianza entre CC.AA. En tercer lugar, la autocorrelación de centros dentro de CC.AA: $p = 610.37 / (1178.77 + 610.37) = .3411$. El 34.11% de la varianza total es varianza de los centros dentro de las CC.AA. Los tres valores anteriores indican homogeneidad de las unidades dentro de cada nivel, que justifica el uso de modelos multinivel para explicar la varianza en los tres niveles, utilizando la información que aportan las variables independientes.

$$Y_{ijk} = \beta_{0jk} + \beta_{1jk} \text{ Sexo}_{ijk} + \beta_{2jk} \text{ ISEC}_{ijk} + \beta_{3jk} \text{ Ansiedad}_{ijk} + \beta_{4jk} \text{ Autoeficacia}_{ijk} + \beta_{5k} \text{ ISECEN}_{jk} + \varepsilon_{ijk}$$

Donde:

Y_{ijk} es el rendimiento medio en la competencia matemática del estudiante i de la escuela j en la Comunidad Autónoma k .

Sexo_{ijk} si el estudiante es chica.

ISEC_{ijk} es el contexto socioeconómico del alumnado.

Ansiedad_{ijk} es el índice de *ansiedad* ante las matemáticas del alumnado.

$\text{Autoeficacia}_{ijk}$ es el índice de *autoeficacia* en matemáticas del alumnado.

ISECEN_{jk} es el contexto socioeconómico medio del centro educativo.

La Tabla 3 presenta los resultados de la estimación del modelo con las variables explicativas de primer nivel, antes de que los coeficientes varíen en el nivel 2.

Según los datos de la Tabla 3, el valor de la constante es de 468.59 puntos, algo más bajo que en el modelo nulo. Esto se debe a que el grupo de este punto de corte no es el mismo del modelo nulo; antes

Tabla 3
Modelo con variables explicativas en el nivel 1

Parte fija	
Constante	468.59 (4.76)
Sexo	-7.45 (0.61)
Contexto socioeconómico del alumnado	13.52 (0.49)
Nivel cultural de la familia	6.28 (0.47)
Ansiedad ante las matemáticas	-9.26 (0.56)
Autoeficacia en matemáticas	7.64 (0.33)
Parte aleatoria	
Entre estudiantes	5649.36 (54.17)
Entre centros	918.84 (52.15)
Entre CC.AA.	476.23 (229.06)
Razón de verosimilitud	326120.85
Criterio de información Akaike (AIC)	326137.85

Nota. elaboración propia.

Tabla 4
Modelo con variables explicativas en el nivel 2

Parte fija	
Constante	477.16 (4.32)
Sexo	-6.07 (0.76)
Contexto socioeconómico del alumnado	11.24 (0.58)
Nivel cultural de la familia	5.63 (0.56)
Ansiedad ante las matemáticas	-8.27 (0.59)
Autoeficacia en matemáticas	6.21 (0.32)
Contexto socioeconómico del centro	10.17 (0.89)
Parte aleatoria	
Entre estudiantes	5281.26 (42.17)
Entre centros	645.27 (33.15)
Entre CC.AA.	427.84 (139.04)
Razón de verosimilitud	314057.61
Criterio de información Akaike (AIC)	314073.61

Nota. elaboración propia.

bien, se corresponde con el rendimiento esperado en las chicas que pertenecen a un contexto socioeconómico igual a la media de la muestra. Las variables explicativas incluidas en la parte aleatoria resultan significativas en la competencia matemática. Las chicas presentan menos rendimiento que los chicos en la competencia matemática, de modo que la media estimada disminuiría en -7.45 puntos. Por cada punto del *contexto socioeconómico* que aumente, aumenta el rendimiento en 13.52 puntos. Por cada punto del *nivel cultural de las familias* que aumente, aumenta el rendimiento en 6.28 puntos. La *ansiedad* ante las matemáticas ha resultado ser un predictor significativo con un efecto negativo sobre el rendimiento, de modo que por cada punto que aumente la ansiedad, el rendimiento disminuye en -9.26 puntos. La *autoeficacia* en matemáticas tiene un efecto positivo sobre el rendimiento, de modo que por cada punto que aumente la autoeficacia, el rendimiento aumenta en 7.64 puntos.

La [Tabla 4](#) presenta los resultados de la estimación del modelo con las variables explicativas del segundo nivel.

Según los datos de la [Tabla 4](#), el valor de la constante asciende hasta los 477.16 puntos, con leves cambios en las covarianzas. Las chicas presentan menos rendimiento que los chicos en la competencia matemática, de modo que la media estimada disminuiría en -6.07 puntos. Por cada punto del *contexto socioeconómico* que aumente, aumenta el rendimiento en 11.24 puntos. Por cada punto del nivel cultural de las familias que aumente, aumenta el rendimiento en 5.63 puntos. También se incluye el promedio del *contexto socioeconómico del alumnado* que asiste a un centro educativo y se observa un efecto positivo sobre la competencia matemática. A medida que la media del *contexto socioeconómico del centro* aumenta un punto, el rendimiento medio del alumnado aumenta

Tabla 5
Modelo definitivo

Parte fija	
Constante	485.89 (3.71)
Sexo	-4.29 (0.84)
Contexto socioeconómico del alumnado	10.31 (0.65)
Nivel cultural de la familia	4.04 (0.64)
Ansiedad ante las matemáticas	-7.93 (0.45)
Autoeficacia en matemáticas	5.19 (0.42)
Contexto socioeconómico del centro	8.72 (0.91)
Parte aleatoria	
Entre estudiantes	4913.12 (38.09)
Entre centros	532.16 (19.42)
Entre CC.AA.	369.18 (83.43)
Razón de verosimilitud	303336.97
Criterio de información Akaike (AIC)	303352.97
Número de parámetros	10

Nota. elaboración propia.

10.17 puntos. En cuanto a la *ansiedad* ante las matemáticas, por cada punto que aumente, el rendimiento disminuye en 8.27 puntos. En cuanto a la *autoeficacia* en matemáticas, por cada punto que aumente la autoeficacia, el rendimiento aumenta en 6.21 puntos. La [Tabla 5](#) presenta los resultados de la parte fija y la parte aleatoria del modelo definitivo.

Según los datos de la [Tabla 5](#), el valor de la constante es 485.89 puntos. Las chicas presentan menos rendimiento que los chicos en la competencia matemática, de modo que la media estimada disminuiría en -4.29 puntos, que explica la brecha de género de los estudiantes españoles. El *contexto socioeconómico del alumnado* resulta significativo con un efecto positivo sobre la competencia matemática. Por cada punto del contexto socioeconómico que aumente, aumenta el rendimiento en 10.31 puntos. Por cada punto del nivel cultural de las familias que aumente, aumenta el rendimiento en 4.04 puntos. El *contexto socioeconómico del centro* tiene un efecto positivo sobre la competencia matemática. A medida que la media del contexto socioeconómico del centro aumenta un punto, el rendimiento medio del alumnado aumenta 8.72 puntos. La *ansiedad* ante las matemáticas resulta ser un predictor significativo con un efecto negativo sobre el rendimiento, de modo que por cada punto que aumente la ansiedad, el rendimiento disminuye en -7.93 puntos. La *autoeficacia* en matemáticas es un predictor significativo con un efecto positivo sobre el rendimiento, de modo que por cada punto que aumente la autoeficacia, el rendimiento aumenta en 5.19 puntos. El PIB per cápita de las CC.AA. no es un predictor significativo de la competencia matemática.

En cuanto a la parte aleatoria del modelo, las varianzas calculadas también resultan significativas. Para evaluar el ajuste del modelo, se compara la razón de verosimilitud del modelo definitivo con la del modelo nulo. La diferencia de sus respectivas desviaciones es de 50362.58 con 6 grados de libertad, que es significativo al .01. Por lo tanto, se confirma el mejor ajuste del modelo definitivo con respecto al modelo nulo para explicar la competencia matemática del alumnado.

Asimismo, los resultados muestran que tanto el logaritmo de la verosimilitud como el Criterio de Información Akaike (AIC) disminuyen progresivamente en los modelos intermedios, de forma que mejora la bondad de ajuste del modelo definitivo. Para conocer la proporción de varianza de la variable dependiente que se explica por el conjunto de predictores incluidos en el modelo, es preciso comparar los parámetros aleatorios del modelo definitivo con los del modelo nulo mediante el coeficiente R^2 ([Snijders y Bosker, 2012](#)). Las variables predictoras incluidas en el modelo explican el 20% de las diferencias entre los estudiantes ($R^2 = .2025$), el 55%

de las diferencias entre los centros educativos ($R^2 = .5485$) y el 39% de las diferencias entre las CCAA ($R^2 = .3951$).

Discusión

El objetivo de esta investigación es conocer el efecto simultáneo de un conjunto de predictores sobre la competencia matemática de los estudiantes españoles que participan en la edición de PISA 2022. Para ello, se calcula un modelo de regresión multinivel, respetando los tres niveles de agregación que presentan los datos: Alumnado, Centros y CC.AA. El modelo definitivo permite explicar el 20% de las diferencias entre los estudiantes, el 55% entre los centros y el 39% entre las CC.AA.

El primer objetivo específico de esta investigación es conocer la influencia de las variables asociadas al estudiante en la competencia matemática (el sexo, el contexto socioeconómico del alumnado, el nivel cultural de la familia, la ansiedad y la autoeficacia).

Los resultados permiten confirmar la primera hipótesis, que establece que el sexo es un predictor significativo de la competencia matemática, siendo las chicas quienes obtienen un rendimiento más bajo, que confirma los resultados de otras investigaciones (Baye y Monseur, 2016; Zhu et al., 2018). Esta diferencia se debe a que las chicas experimentan más ansiedad ante las matemáticas que los chicos, que coincide con los resultados de otros estudios (Justicia-Galiano et al., 2023; Van Mier et al., 2019), y a que ellas muestran menos autoeficacia que ellos (Ayuso et al., 2021; Reilly et al., 2019).

Los resultados permiten confirmar la segunda hipótesis, que establece que el contexto socioeconómico del alumnado es un predictor de la competencia matemática, que coincide con los resultados de otras investigaciones (Coleman et al., 1966; Rozgonjuk et al., 2023; Xie y Ma, 2019) y de las ediciones de PISA 2003, 2006, 2009 y 2012 (Lee et al., 2019).

Los resultados permiten confirmar la tercera hipótesis, que establece que el nivel cultural de la familia es un predictor significativo de la competencia matemática, de modo que cuanto mayor sea el nivel de estudios de los progenitores, mayor es el rendimiento del alumnado, lo cual confirma los resultados de otros estudios (Lee y Borgonovi, 2022; Long y Pang, 2016; Qiu y Leung, 2022; Rindermann y Ceci, 2018). Asimismo, también incide en una mayor orientación del alumnado hacia el estudio de titulaciones relacionadas con las matemáticas (Codioli, 2019).

Los resultados permiten confirmar la cuarta hipótesis, que establece que la ansiedad ante las matemáticas tiene un efecto negativo sobre la competencia matemática, que coincide con los resultados de otras investigaciones (Luttenberger et al., 2018; Schmitz et al., 2019; Van der Beek et al., 2017) y los resultados de PISA 2012 en Estados Unidos (Xiao y Sun, 2021; Wang, 2023), que encuentran una asociación negativa entre el índice de ansiedad y el rendimiento en matemáticas (Ministerio de Educación, Formación Profesional y Deportes, 2023). Las razones que justifican esta asociación pueden encontrarse en la literatura científica, pues las chicas experimentan más ansiedad ante las matemáticas que los chicos (Justicia-Galiano et al., 2023; Van Mier et al., 2019), en tanto que los padres tienen unas expectativas más altas hacia sus hijos que hacia sus hijas en el rendimiento en las áreas STEM.

Los resultados permiten confirmar la quinta hipótesis, que establece que la autoeficacia en matemáticas es un predictor significativo de la competencia matemática, que confirma los resultados de otros estudios sobre la edición de PISA 2012 (Gabriel et al., 2018; Gjicali y Lipnevich, 2021; Lee y Stankov, 2018), la edición de PISA 2018 (Rodríguez et al., 2020) y los resultados de otras investigaciones (Borgonovi y Pokropek, 2019; Keller et al., 2022), que indican que cuanto mayor es el índice de los estudiantes en la autoeficacia, mayor es el nivel de competencia matemática. Existe una discrepancia

entre estos resultados y los hallazgos del Informe PISA 2022, que ponen de manifiesto que "en el conjunto de España, se aprecian situaciones parecidas a las observadas en el contexto internacional. Las comunidades autónomas se reparten proporcionalmente entre los cuatro cuadrantes determinados por los promedios en el índice [de autoeficacia matemática] y el rendimiento para la OCDE" (Ministerio de Educación, Formación Profesional y Deportes, 2023, p. 164).

El segundo objetivo específico es analizar la influencia del contexto socioeconómico del centro y del PIB de las CC.AA. sobre el rendimiento.

Los resultados permiten confirmar la sexta hipótesis, que establece que el contexto socioeconómico del centro es un predictor significativo del rendimiento, que coincide con los resultados de otras investigaciones (Boda et al., 2022; Ker, 2016; Murphy, 2019), que encuentran diferencias de rendimiento en función del contexto socioeconómico de los estudiantes que acuden al centro, y con los resultados del informe PISA 2003 (Liu et al., 2015), que pone de relieve que el alumnado que acude a centros situados en entornos favorecidos tiene más rendimiento que aquel que acude a centros situados en contextos desfavorecidos.

Los resultados permiten rechazar la séptima hipótesis que establece que el PIB per cápita explica las diferencias de rendimiento entre las CC.AA., de acuerdo con López et al. (2016), que señalan que no explica por sí solo las diferencias entre regiones, sino que se debe atender a las características socioculturales de cada Comunidad Autónoma.

A partir de la discusión de los resultados, se llegan a una serie de conclusiones sobre la didáctica de las matemáticas. En primer lugar, el impacto del nivel cultural de la familia sobre la competencia matemática del alumnado sugiere la necesidad de reforzar la colaboración entre la escuela y la familia en diferentes estrategias de trabajo, adaptadas al nivel de estudios de los progenitores. En segundo lugar, dado el efecto negativo de la ansiedad ante las matemáticas en el rendimiento, es preciso proporcionar formación específica (seminarios, jornadas y talleres) al profesorado sobre cómo abordar el sentimiento socioafectivo hacia las Matemáticas en el propio centro. Esta formación debe ser contextualizada, teniendo en cuenta las características del contexto de cada centro, del curso y del alumnado. En tercer lugar, aunque el efecto de la autoeficacia en matemáticas sobre el rendimiento es pequeño, se sugiere diseñar, desarrollar y evaluar programas dirigidos al alumnado de los centros, que fomenten la curiosidad hacia las Matemáticas. Una opción es crear grupos docentes de centros de educación secundaria y de la universidad para tender puentes entre ambos niveles. Esta sinergia permite el diseño de actividades basadas en competencias y situaciones de aprendizaje. En cuarto lugar, el contexto socioeconómico del centro tiene un impacto sobre la competencia matemática del alumnado, que sugiere la necesidad de dotar de más recursos a los centros situados en contextos desfavorecidos para que desarrollen la competencia matemática en igualdad de condiciones que los centros situados en entornos favorecidos.

La limitación del presente trabajo es la pérdida de información que proporcionan los valores perdidos. Para solventar esta situación, se opta por la realización de la prueba de Little (1998), que confirma que el patrón de los datos perdidos es MCAR y se caracteriza por la aleatoriedad total y la ausencia de sesgo. Tras confirmarse el supuesto de MCAR, se opta por el método de imputación de eliminación por lista y se analizan los casos completos, que ofrecen resultados precisos. La proporción de datos eliminados (6%) representa un porcentaje ínfimo de la muestra total, de modo que no afecta a las conclusiones del trabajo.

Este trabajo abre nuevas vías de investigación sobre el rendimiento en matemáticas, que sugieren la necesidad de profundizar en la brecha de género en matemáticas, investigando sobre el con-

texto familiar del alumnado, como las expectativas académicas de los progenitores hacia sus hijos en profesiones relacionadas con el ámbito STEM y la implicación parental en las actividades de matemáticas, que influyen tanto en la autoeficacia como en la ansiedad. A modo de conclusión general, este trabajo analiza la influencia de un conjunto de predictores sobre la competencia matemática de los estudiantes españoles que participan en PISA 2022, destacando la influencia y el tamaño del efecto de la autoeficacia y la ansiedad sobre el rendimiento.

Referencias

- Acevedo, R. (2008). *Los modelos jerárquicos lineales: Fundamentos básicos para su uso y aplicación*. Instituto de Investigaciones Psicológicas. Universidad de Costa Rica.
- Arias, V. B., Garrido, L. E., Jenaro, C., Martínez-Molina, A., y Arias, B. (2020). A little garbage in, lots of garbage out: Assessing the impact of careless responding in personality survey data. *Behavior Research Methods*, 52, 2489–2505. <https://doi.org/10.3758/s13428-020-01401-8>
- Ashcraft, M. H. (2002). Math anxiety: personal, educational, and cognitive consequences. *Current Directions in Psychological Science*, 11(5), 181–185. <https://doi.org/10.1111/1467-8721.00196>
- Ayuso, N., Fillola, E., Masía, B., Murillo, A. C., Trillo-Lado, R., Baldassarri, S., Cerezo, E., Ruberte, L., y Villarroya-Gaudó, M. (2021). Gender gap in STEM: A cross-sectional study of primary school students' self-perception and test anxiety in Mathematics. *IEEE Transactions on Education*, 64(1), 40–49. <https://doi.org/10.1109/TE.2020.3004075>
- Barcikowski, R. S. (1981). Statistical power with group mean as unit of analysis. *Journal of Educational Statistics*, 6(3), 267–285.
- Barroso, C., Ganley, C. M., McGraw, A. L., Geer, E. A., Hart, S. A., y Daucourt, M. C. (2021). A meta-analysis of the relation between math anxiety and math achievement. *Psychological Bulletin*, 147(2), 134–168. <https://doi.org/10.1037/bul0000307>
- Baye, A., y Monseur, C. (2016). Gender differences in variability and extreme scores in an international context. *Large-scale Assessments in Education*, 4(1), 1–16. <https://doi.org/10.1186/s40536-015-0015-x>
- Boda, P. A., James, K., Sotelo, J., McGee, S., y Uttal, D. (2022). Racial and gender disparities in elementary mathematics. *School Science and Mathematics*, 122(1), 36–53. <https://doi.org/10.1111/ssm.12506>
- Borgonovi, F., y Pokropek, A. (2019). Seeing is believing: Task-exposure specificity and the development of mathematics self-efficacy evaluations. *Journal of Educational Psychology*, 111(2), 268–283. <https://doi.org/10.1037/edu0000280>
- Casella, C., Williams, J. S., y Pampaka, M. (2022). Gender differences in mathematics outcomes at different levels of locality to inform policy and practice. *European Educational Research Journal*, 21(5), 705–731. <https://doi.org/10.1177/1474904121997211>
- Chan, M., y Liem, G. A. (2023). Achievement goal profiles and their associations with math achievement, self-efficacy, anxiety and instructional quality: A single and multilevel mixture study. *British Journal of Educational Psychology*, 93(4), 1072–1088. <https://doi.org/10.1111/bjep.12620>
- Charlton, C., Rasbash, J., Browne, W. J., Healy, M., y Cameron, B. (2024). *MLwiN, version 3.10*. [Computer software]. Centre for Multilevel Modelling.
- Codiroli, N. (2019). What role do students' enjoyment and perception of ability play in social disparities in subject choices at university? *British Journal of Sociology of Education*, 40(3), 357–377. <https://doi.org/10.1080/01425692.2018.1541311>
- Coleman, J. S., Campbell, E. Q., Hobson, C. J., McPartland, J., Mood, A. M., Weinfield, F. D., y York, R. L. (1966). *Equality of educational opportunity*. U.S. Department of Health, Education y Welfare Office of Education. National Center for Educational Statistics.
- Cuestionario del alumnado. (30 de mayo de 2024). *PISA 2022 National Questionnaires*. bit.ly/4bHJaq.
- Demedts, F., Reynvoet, B., Sasanguie, D., y Depaepe, F. (2022). Unraveling the role of math anxiety in students' math performance. *Frontiers in Psychology*, 13, 1–9. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2022.979113>
- Enders, C. K. (2010). *Applied missing data analysis*. Guilford Press.
- Gabriel, F., Signolet, J., y Westwell, M. (2018). A machine learning approach to investigating the effects of mathematics dispositions on mathematical literacy. *International Journal of Research & Method in Education*, 41(3), 306–327. <https://doi.org/10.1080/1743727X.2017.1301916>
- Gaviria, J. L., y Castro, M. (2004). *Modelos jerárquicos lineales*. La Muralla.
- Gijicali, K., y Lipnevich, A. A. (2021). Got math attitude? (In)direct effects of student mathematics attitudes on intentions, behavioral engagement, and mathematics performance in the U.S. PISA. *Contemporary Educational Psychology*, 67, 1–16. <https://doi.org/10.1016/j.cedpsych.2021.102019>
- Goldstein, H. (2003). *Multilevel statistical models*. Hodder Arnold.
- Hernández-Sampieri, R., y Mendoza, C. (2018). *Metodología de la investigación. In Las rutas cuantitativa, cualitativa y mixta*. Mc Graw Hill Education.
- Huang, F. L. (2022). *Practical multilevel modelling using R*. Sage Publications.
- IBM. (22 de mayo de 2024). *Estimación de los estadísticos e imputación de los valores perdidos*. <https://bit.ly/3W45woF>.
- Jeffries, D., Curtis, D., y Conner, L. N. (2020). Student factor influencing STEM subject choice in year 12: A structural equation model using PISA/LSAY data. *International Journal of Science and Mathematics Education*, 18, 441–461. <https://doi.org/10.1007/s10763-019-09972-5>
- Justicia-Galiano, M. J., Martín-Puga, M. E., Linares, R., y Pelegrina, S. (2023). Gender stereotypes about math anxiety: Ability and emotional components. *Learning and Individual Differences*, 105, 1–14. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2023.102316>
- Kang, H., y Cogan, L. (2022). The differential role of socioeconomic status in the relationship between curriculum-based Mathematics and mathematics literacy: the link between TIMSS and PISA. *International Journal of Science and Mathematics Education*, 20, 133–148. <https://doi.org/10.1007/s10763-020-10133-2>
- Keller, L., Preckel, F., Eccles, J. S., y Brunner, M. (2022). Top-performing math students in 82 countries: An integrative data analysis of gender differences in achievement, achievement profiles, and achievement motivation. *Journal of Educational Psychology*, 114(5), 966–991. <https://doi.org/10.1037/edu0000685>
- Ker, H. W. (2016). The impacts of student-, teacher- and school-level factors on mathematics achievement: an exploratory comparative investigation of Singaporean students and the USA students. *Educational Psychology*, 36(2), 254–276. <https://doi.org/10.1080/01443410.2015.1026801>
- Kerlinger, F. N., y Lee, H. B. (2002). *Investigación del comportamiento (4ª ed.)*. McGraw-Hill.
- Lee, J., y Borgonovi, F. (2022). Relationships between family socioeconomic status and mathematics achievement in OECD and non-OECD countries. *Comparative Education Review*, 66(2), 199–227. <https://doi.org/10.1086/718930>
- Lee, J., y Stankov, L. (2018). Non-cognitive predictors of academic achievement: Evidence from TIMSS and PISA. *Learning and Individual Differences*, 65, 50–64. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2018.05.009>
- Lee, J., Zhang, Y., y Stankov, L. (2019). Predictive validity of SES measures for student achievement. *Educational Assessment*, 24(4), 305–326. <https://doi.org/10.1080/10627197.2019.1645590>
- Little, R. J. A. (1988). A test of missing completely at random for multivariate data with missing values. *Journal of the American Statistical Association*, 83(404), 1198–1202. <https://doi.org/10.1080/01621459.1988.10478722>
- Liu, H., Van Damme, J., Gielen, S., y Van den Noortgate, W. (2015). School processes mediate school compositional effects: Model specification and estimation. *British Educational Research Journal*, 41(3), 423–447. <https://doi.org/10.1002/berj.3147>
- Long, H., y Pang, W. (2016). Family socioeconomic status, parental expectations, and adolescents' academic achievements: A case of China. *Educational Research and Evaluation*, 22(5), 283–304. <https://doi.org/10.1080/13803611.2016.1237369>
- López, M., Marco, G., y Palacios, M. M. (2016). *El fracaso escolar en España y sus regiones: Disparidades territoriales*. *Revista de Estudios Regionales*, 107, 121–155.
- Luttenberger, S., Wimmer, S., y Paechter, M. (2018). Spotlight on math anxiety. *Psychology Research and Behavior Management*, 11, 311–322. <https://doi.org/10.2147/PRBM.S141421>
- Ministerio de Educación, Formación Profesional y Deportes. (9 de diciembre de 2023). *PISA 2022. Programa para la Evaluación Internacional de los Estudiantes. Informe Español*. <https://bit.ly/46Q9m0>.
- Molina-Muñoz, D., Contreras-García, J. M., Lara-Porras, A. M., y Rueda-García, M. M. (2023). Determinants of the Spanish students' performance in Mathematics in PISA: A multilevel analysis. *Educational Research and Evaluation*, 28(4), 116–129. <https://doi.org/10.1080/13803611.2023.2276194>
- Murillo, F. J., Martínez-Garrido, C., y Graña, R. (2023). Segregación escolar por nivel socioeconómico en educación primaria en América Latina y el Caribe. *REICE. Revista Iberoamericana sobre Calidad, Eficacia y Cambio en Educación*, 21(1), 87–117. <https://doi.org/10.15366/reice2023.21.1.005>
- Murphy, S. (2019). School location and socioeconomic status and patterns of participation and achievement in senior secondary mathematics. *Mathematics Education Research Journal*, 31, 219–235. <https://doi.org/10.1007/s13394-018-0251-9>
- Niessen, A. S. M., Meijer, R. R., y Tendeiro, J. N. (2016). Detecting careless respondents in web-based questionnaires: Which method to use? *Journal of Research in Personality*, 63, 1–11. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2016.04.010>
- Novak, E., y Tassell, J. L. (2017). Studying preservice teacher math anxiety and mathematics performance in geometry, word, and non-word problem solving. *Learning and Individual Differences*, 54, 20–29. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2017.01.005>
- OECD. (16 de diciembre de 2023a). *PISA 2022 Assessment and Analytical Framework*. <https://doi.org/10.1787/dfe0bf9c-en>.
- OECD. (16 de diciembre de 2023b). *PISA 2022 Database*. <https://www.oecd.org/pisa/data/2022database/>.
- OECD. (27 de abril de 2024). *PISA 2022. Results (Volume I): The State of Learning and Equity in Education*. <https://doi.org/10.1787/5f323881-en>.
- Passolunghi, M. C., De Vita, C., y Pellizzoni, S. (2020). Math anxiety and math achievement: the effects of emotional and math strategy training. *Developmental Science*, 23(6), 1–12. <https://doi.org/10.1111/desc.12964>
- Pennington, C. R., Kaye, L. K., Qureshi, A. W., y Heim, D. (2021). Do gender differences in academic attainment correspond with scholastic attitudes? An exploratory study in a UK secondary school. *Journal of Applied Social Psychology*, 51(1), 3–16. <https://doi.org/10.1111/jasp.12711>
- Qiu, X. L., y Leung, F. K. (2022). Equity in mathematics education in Hong Kong: Evidence from TIMSS 2011 to 2019. *Large-scale Assessments in Education*, 10(3), 1–15. <https://doi.org/10.1186/s40536-022-00121-z>
- Rasbash, J., Steele, F., Browne, W. J., y Goldstein, H. (2016). *A user's guide to MLwiN, version 2.36*. Centre for Multilevel Modelling.
- Reilly, D., Neumann, D. L., y Andrews, G. (2019). Investigating gender differences in Mathematics and Science: Results from the 2011 Trends in Mathematics and Science Survey. *Research in Science Education*, 49, 25–50. <https://doi.org/10.1007/s11165-017-9630-6>

- Rindermann, H., y Ceci, S. J. (2018). Seven countries at different development levels. *Journal for the Education of The Gifted*, 41(4), 298–326. <https://doi.org/10.1177/0162353218799481>
- Rodríguez, S., Valle, A., Martins, L., Guerrero, E., Regueiro, B., y Estévez, I. (2020). Performance and well-being of native and immigrant students. Comparative analysis based on PISA 2018. *Journal of Adolescence*, 85(1), 96–105. <https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2020.10.001>
- Rozgonjuk, D., Konstabel, K., Barker, K., Rannikmäe, M., y Täht, K. (2023). Epistemic beliefs in science, socio-economic status, and mathematics and science test results in lower secondary education: A multilevel perspective. *Educational Psychology*, 43(1), 22–37. <https://doi.org/10.1080/01443410.2022.2144143>
- Ruiz de Miguel, C., y Castro, M. (2006). Un estudio multinivel basado en PISA 2003: factores de eficacia escolar en el área de matemáticas. *Archivos Analíticos de Políticas Educativas*, 14(29), 1–24.
- Schmitz, E. A., Jansen, B., Wiers, R. W., y Salemink, E. (2019). Do implicitly measured math-anxiety associations play a role in math behavior? *Journal of Experimental Child Psychology*, 186, 171–188. <https://doi.org/10.1016/j.jecp.2019.05.013>
- Schöber, C., Schütte, K., Köller, O., McElvany, N., y Gebauer, M. (2018). Reciprocal effects between self-efficacy and achievement in mathematics and reading. *Learning and Individual Differences*, 63, 1–11. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2018.01.008>
- Schunk, D. H. (1991). Self-efficacy and academic motivation. *Education Psychology*, 26, 207–231.
- Snijders, T. A., y Bosker, R. J. (2012). *Multilevel analysis: An introduction to basic and advanced multilevel modeling*. Sage Publications.
- Tourón, J., López-González, E., Lizasoain, L., y Navarro, E. (2023). *Análisis de datos y medida en educación* (Vol. II). UNIR Editorial.
- Van der Beek, J. P., Van der Ven, S. H., Kroesbergen, E. H., y Leseman, P. P. (2017). Self-concept mediates the relation between achievement and emotions in mathematics. *British Journal of Educational Psychology*, 87(3), 478–495. <https://doi.org/10.1111/bjep.12160>
- Van Mier, H. I., Schleepen, T. M., y Van den Berg, F. C. (2019). Gender differences regarding the impact of math anxiety on arithmetic performance in second and fourth graders. *Frontiers in Psychology*, 9, 1–13. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2018.02690>
- Wang, Y. (2023). Examining the role of sense of belonging and formative assessment in reducing the negative impact of learning anxiety in mathematics. *European Journal of Psychology of Education*, 39, 1–23. <https://doi.org/10.1007/s10212-023-00701-9>
- Wang, X. S., Perry, L. B., Malpique, A., y e Ide, T. (2023). Factors predicting mathematics achievement in PISA: A systematic review. *Large-scale Assessments in Education*, 11(24), 1–15. <https://doi.org/10.1186/s40536-023-00174-8>
- Weissgerber, S. C., Grünberg, C., Neufeld, L., Steppat, T., y Reinhard, M. A. (2022). The interplay of math anxiety and math competence for later performance. *Social Psychology of Education*, 25, 977–1002. <https://doi.org/10.1007/s11218-022-09700-y>
- Wu, M., y Adams, F. (2002). *Manual de análisis de datos de PISA 2003: usuarios de SPSS*. OCDE.
- Xiao, F., y Sun, L. (2021). Students' motivation and affection profiles and their relation to mathematics achievement, persistence, and behaviors. *Frontiers in Psychology*, 11, 1–15. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.533593>
- Xie, C., y Ma, Y. (2019). The mediating role of cultural capital in the relationship between socioeconomic status and student achievement in 14 economies. *British Educational Research Journal*, 45(4), 838–855. <https://doi.org/10.1002/berj.3528>
- Zhu, Y., Kaiser, G., y Cai, J. (2018). Gender equity in mathematical achievement: the case of China. *Educational Studies in Mathematics*, 99, 245–260. <https://doi.org/10.1007/s10649-018-9846-z>