



**VOL.26, Nº1 (Marzo, 2022)**

ISSN 1138-414X, ISSNe 1989-6395

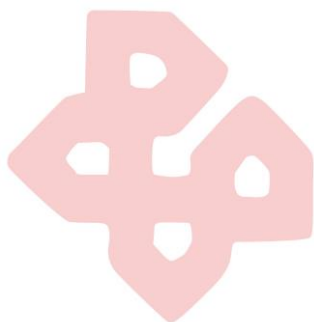
DOI: 1030827/profesorado.v26i1.16948

Fecha de recepción: 29/11/2020

Fecha de aceptación: 21/03/2021

# MODELOS DIDÁCTICOS EN MATEMÁTICAS: RELACIÓN E INFLUENCIA EN EL RENDIMIENTO ACADÉMICO

*Teaching models in mathematics: relationship and influence in the academic achievement*



*Alejandro Rodríguez-García y Ana Rosa Arias-Gago*

*Universidad de León*

*E-mail: [arodrg01@estudiantes.unileon.es](mailto:arodrg01@estudiantes.unileon.es);*

*[ana.arias@unileon.es](mailto:ana.arias@unileon.es)*

*ORCID ID: <https://orcid.org/0000-0002-7258-8857>;*

*<https://orcid.org/0000-0002-5889-3222>*

## **Resumen:**

Los trabajos en los que se relaciona el rendimiento académico de los discentes en matemáticas y el uso de modelos didácticos que efectúan los docentes, se caracterizan tanto por la escasez como por los resultados dispares. Esta investigación ha determinado la influencia y la relación entre el rendimiento académico de los discentes españoles en matemáticas y el uso metodológico que efectúan 5671 docentes de la materia en la etapa de Educación Secundaria Obligatoria. Para alcanzar los objetivos, se aplicó un diseño ex post facto de tipología transversal, descriptiva y correlacional. Por medio del diseño y tras la elaboración y administración del cuestionario UMEPE, se establecieron correlaciones entre los resultados obtenidos por los discentes de las comunidades autónomas en la prueba PISA matemáticas 2018 y la utilización metodológica que el profesorado de ese alumnado realiza en matemáticas. Los resultados, extraídos tras la aplicación de un modelo regresivo lineal,

han permitido establecer una influencia lineal y positiva con correlaciones significativas entre el rendimiento académico de los discentes y la utilización de modelos didácticos activos. En contraposición, cuando se aplica un modelo tradicional, la relación e influencia de las variables es prácticamente inexistente. A su vez, la utilización alta y combinada de modelos activos y tradicionales se asocia con un mayor rendimiento en PISA matemáticas. Los hallazgos obtenidos, ponen de manifiesto la importancia de combinar modelos activos y tradicionales en la enseñanza de las matemáticas y se posicionan con la literatura que asocia mayor rendimiento académico con la utilización de modelos y estrategias activas.

*Palabras clave:* correlación; evaluación PISA 2018; matemáticas; método de enseñanza; regresión; rendimiento académico.

### Abstract:

Research that relates students' mathematics academic achievement and didactic models' usage carried out by teachers, are characterized by both scarcity and variability in the results. This research has determined both the influence and relationship between the Spanish students' academic achievement in mathematics and the methodological usage made by 5671 mathematics teachers in the Compulsory Secondary Education stage. To this end, an ex post facto design of a cross-sectional, descriptive and correlational typology was applied. Through the design and after the development and administration of the UMEPE questionnaire, correlations were established between the results obtained by the students of the Spanish autonomous communities in PISA mathematics test 2018 and the methodological usage that the teachers of these students carried out. Results, obtained after applying a linear regressive model, have made it possible to establish a linear and positive influence with significant correlations between students' academic achievement and teachers' active didactic models' usage. In contrast, when a traditional model is applied, both relationship and influence of the variables is practically non-existent. On the other hand, high and mixed active and traditional models usage is associated with higher achievement in PISA mathematics 2018. The findings obtained show the importance of combining both active and traditional models in mathematics teaching and are positioned with the literature that associates higher academic achievement with the usage of active models and strategies.

*Key Words:* academic achievement; correlation; mathematics; PISA 2018 assessment; teaching method; regression.

## 1. Introducción

Hoy en día, la metodología docente, es aceptada por gran parte de la comunidad educativa como un constructo íntimamente ligado a los procesos de enseñanza del docente y a los procesos de aprendizaje del alumnado (Álvarez-Morán et al., 2018; Sälzer y Roczen, 2018). De forma similar, autores como Hortigüela et al. (2019) y Rodríguez-García y Arias-Gago (2020), ubican a este constructo como un elemento primordial de la didáctica, y otros lo vinculan de forma significativa con el rendimiento académico del alumnado (Gamazo et al., 2018; Gil et al., 2018; Gil-Flores y García-Gómez, 2017).

La citada relevancia metodológica se traslada a todas las disciplinas y, en especial, a las matemáticas (Holenstein et al., 2020), materia cuya relevancia a nivel curricular es internacionalmente elevada en todos los sistemas educativos. En este sentido, la principal literatura asociada a la didáctica de las matemáticas, establece 2

modelos didácticos diferenciados (Aragón et al., 2017; Burgos et al., 2020; Catricheo et al., 2019; Chen y Lin, 2020; Nuutila et al., 2018): el tradicional, en el que el docente se erige como protagonista y el alumnado aprende a través de mecanismos estandarizados (no naturales y raramente comprensibles), memorísticos (requieren aprendizaje de fórmulas y procedimientos), cerrados (mecanismos automáticos y mecánicos de resolución) y acumulativos (los contenidos posteriores se sustentan en los anteriores), en los que se realizan cálculos y se aplican fórmulas para la resolución de problemas; y el activo, en el que el docente guía al alumnado, que aprende de una forma abierta (diversas posibilidades de resolución del algoritmo), manipulativa (utilizando materiales significativos y comprendiendo el sentido algorítmico) y pictórica (sustentando los procesos en diversos organizadores gráficos), con tareas y problemas contextualizados en los que la estimación y el cálculo mental adquieren una gran relevancia.

La implementación de los modelos enunciados en el marco de la citada disciplina, se vincula a un mayor o menor rendimiento en la competencia matemática del alumnado (Aragón et al., 2017). Esta competencia es definida por la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE) (OCDE, 2019a), como: "la capacidad de los estudiantes de formular, aplicar e interpretar las matemáticas en contextos diferentes. Incluye razonar matemáticamente y emplear conceptos, procedimientos, hechos y herramientas matemáticas para describir, explicar, y predecir fenómenos de diverso tipo" (p.17).

Esta competencia se caracteriza por un marcado matiz transversal, aplicable a distintas situaciones de la vida cotidiana, y a otras disciplinas y materias educativas (Desoete et al., 2019; Nuutila et al., 2018). Asimismo, la competencia matemática se relaciona también con el rendimiento del alumnado, aspecto que aparece reflejado en el Programa de Evaluación Internacional de Estudiantes (PISA) (OCDE, 2019a). El marco conceptual de la citada prueba se vincula a que el alumnado extrapole y aplique sus conocimientos matemáticos a situaciones-problema de la vida real (OCDE, 2019a).

Este marco conceptual dispone de una mayor cercanía con los modelos activos en los que, como se ha expuesto, las matemáticas se utilizan en situaciones integradas de la vida cotidiana (Catricheo et al., 2019; Chen y Lin, 2020). A pesar de esta relación, la evidencia científica en la que la utilización de un modelo activo se vincula con un mayor rendimiento académico del alumnado en la competencia matemática, no es clara (Rocha et al., 2020; Ruiz-Martín, 2020).

Autores como Álvarez-Morán et al. (2018), Gamazo et al. (2018) y Gil et al. (2018) establecen que, tanto a nivel internacional como nacional, la evidencia de la eficacia de este tipo de prácticas -integradas en el seno de un modelo activo- en el rendimiento académico del alumnado en la competencia matemática es escasa, debido al número reducido de fuentes bibliográficas relacionadas. A esta problemática, se suma el hecho de que las evaluaciones de carácter estandarizado nacionales e internacionales, focalizadas en evaluar la competencia matemática, disponen de un carácter reciente (primera medición PISA en el año 2000) (García-Perales et al., 2017; Recber et al., 2017).

A la escasez de evidencias en la literatura vinculada y a la novedad en la medición del rendimiento académico del discente en la competencia matemática, se suma el carácter dispar de los resultados de las investigaciones, en las que en unas, los resultados arrojan que la utilización del modelo activo por parte del docente genera mayor rendimiento académico del alumnado en la competencia matemática y, en otras, es el modelo tradicional (Álvarez-Morán et al., 2018; Gil-Flores y García-Gómez, 2017).

Numerosas investigaciones han determinado que, el uso de un modelo tradicional aumenta, en mayor medida, el rendimiento académico del alumnado en la competencia matemática en pruebas internacionales, que el uso de un modelo de carácter activo (Álvarez-Morán et al., 2018; Herreras, 2019; Kozina et al., 2019; Şahin y Öztürk, 2018).

De forma diametralmente opuesta, en la literatura vinculada, son numerosos los trabajos que determinan que el uso de un modelo activo, mejora en un grado más amplio y de forma más significativa que el modelo tradicional, el rendimiento académico del alumnado en pruebas internacionales de evaluación vinculadas a la competencia matemática (Laukaityte y Rolfsman, 2020; Martínez-Vicente y Valiente-Barroso, 2019; O'Rourke et al., 2017; Radišić et al., 2018).

Los trabajos citados, tanto los que establecen que la utilización de modelos tradicionales generan un rendimiento académico mayor en la competencia matemática del alumnado, como los que establecen un efecto mayor con el uso de modelos activos, disponen como nexo común, la medición del rendimiento en la competencia matemática con el Programa de Evaluación Internacional de Estudiantes (PISA).

De esta manera, en el actual trabajo, se utilizaron los resultados que el informe PISA 2018 arrojó para España en la competencia matemática (OCDE, 2019a). La consideración de estos resultados pone a nuestra disposición un marco de medición común y homogéneo con las principales investigaciones de la literatura.

Este marco de medición común, no exime de que las problemáticas expuestas -aplicación relativamente reciente de pruebas internacionales de evaluación de la competencia matemática, escasez de literatura que vincule el rendimiento académico en la competencia matemática con el uso de modelos didácticos, y disparidad en los resultados de los trabajos vinculados- hagan imperiosamente necesaria la elaboración de nuevas contribuciones a la literatura existente, utilizando para este propósito, los datos recientes del informe PISA 2018 (OCDE, 2019a). Este trabajo se dirigió hacia la cuantificación en España de cómo es el uso de modelos tradicionales y activos por parte del profesorado, y estos resultados se relacionaron con el rendimiento académico del alumnado en la competencia matemática obtenida en PISA 2018, posibilitando este hecho establecer qué modelo influye en mayor medida en la citada competencia.

Así pues, la investigación presentó 2 objetivos delimitados: a) describir, por un lado, la utilización que los docentes españoles efectúan de los modelos didácticos -tradicional y activo- vinculados a la competencia matemática, y por otro, describir el

rendimiento del alumnado en la prueba PISA matemáticas 2018 y b) determinar cómo los citados modelos influyen en el rendimiento académico del alumnado en la competencia matemática.

## 2. Método

Se implementó un diseño cuantitativo ex post facto de tipología transversal, descriptiva y correlacional (Colás et al., 2009), en el que la relación entre las variables se determinó con una sola medición, y una vez que los fenómenos ya han sucedido y se han cuantificado. La utilización de este diseño respondió a la necesidad de medir, en primer lugar, tanto la utilización docente del modelo tradicional y activo, como el rendimiento académico del alumnado en PISA matemáticas 2018. En segundo lugar, el diseño correlacional se dirigió a determinar la relación e influencia entre las variables objeto de estudio (utilización de un modelo tradicional o activo por parte del profesorado y el rendimiento académico de su alumnado en la prueba PISA matemáticas 2018).

### 2.1. Participantes

El profesorado participante fue seleccionado a través de un muestreo de tipo aleatorio por conglomerados, implementado de forma bietápica. Durante la etapa primera, se dividió a la población de profesores de matemáticas de Educación Secundaria en 17 estratos, coincidentes con las 17 comunidades autónomas españolas. En cada estrato, se establecieron conglomerados correspondientes con los centros educativos de enseñanza secundaria participantes en PISA 2018.

Posteriormente, en la segunda etapa, el cuestionario UMEPE (Uso de Métodos de Enseñanza en el Profesorado Español) fue administrado a los profesores de matemáticas de los conglomerados enunciados para garantizar que, han impartido docencia, a alumnado participante en la prueba de evaluación PISA 2018.

La muestra consistió en 5671 ( $n=5671$ ) profesores de matemáticas que imparten docencia en la etapa de Educación Secundaria Obligatoria (ESO), que es la etapa donde se administra la citada prueba a alumnado con edades comprendidas entre los 15 y los 16 años. De la totalidad de la muestra, el 56.88% fueron hombres ( $n=3226$ ) y el 43.12% fueron mujeres ( $n=2445$ ). A su vez, el 74.98% imparte docencia en centros de titularidad pública ( $n=4252$ ), el 18.64% en centros concertados ( $n=1064$ ) y el 6.38% en centros privados ( $n=362$ ). En la tabla I aparecen distribuidos los docentes de la muestra en los 17 estratos correspondientes a cada una de las comunidades autónomas del Estado español. Además, en el seno de cada estrato, los docentes se han distribuido en función de la tipología de centro en la que imparten docencia.

Tabla 1  
*Muestra de docentes por comunidad autónoma.*

| Comunidad autónoma | n | Tipo de centro | Comunidad autónoma | n | Tipo de centro |
|--------------------|---|----------------|--------------------|---|----------------|
|--------------------|---|----------------|--------------------|---|----------------|

|                      | 1   | 2   | 3   |    | 1          | 2    | 3    |      |     |
|----------------------|-----|-----|-----|----|------------|------|------|------|-----|
| Andalucía            | 221 | 178 | 30  | 13 | Galicia    | 365  | 263  | 85   | 17  |
| Aragón               | 197 | 144 | 35  | 18 | La Rioja   | 95   | 73   | 20   | 2   |
| Asturias             | 137 | 102 | 29  | 6  | Navarra    | 108  | 66   | 36   | 6   |
| Cantabria            | 115 | 94  | 14  | 7  | Madrid     | 678  | 506  | 122  | 50  |
| Castilla La Mancha   | 359 | 282 | 43  | 34 | Murcia     | 231  | 145  | 67   | 19  |
| Castilla y León      | 352 | 288 | 31  | 33 | País Vasco | 346  | 256  | 71   | 19  |
| Comunidad Valenciana | 757 | 592 | 124 | 41 | Baleares   | 173  | 111  | 51   | 11  |
| Cataluña             | 987 | 734 | 193 | 60 | Canarias   | 326  | 264  | 49   | 13  |
| Extremadura          | 224 | 154 | 57  | 13 | Total      | 5671 | 4252 | 1057 | 362 |

Nota: 1. Centro público; 2. Centro concertado; 3. Centro privado.

Fuente: Elaboración propia.

Asimismo, se utilizó la base de datos PISA 2018 (OCDE, 2019a), que el Ministerio de Educación y Formación Profesional liberó en diciembre de 2019, para ser utilizada por los investigadores. La muestra para el alumnado de 15 y 16 años de España fue de 35943 (n=35943). La caracterización del muestreo implementado aparece explicitada en la fuente denominada Informe Técnico PISA 2018 (OCDE, 2019b).

## 2.2. Instrumento

El cuestionario fue construido a partir de otro instrumento de elaboración propia denominado OPPUMAEOL (Rodríguez-García y Arias-Gago, 2019), adaptando gran parte de los ítems al contexto nacional de la presente investigación. También se consideraron otros cuestionarios asociados a la principal literatura, como por ejemplo el Inventario de Enfoques de Enseñanza (ATI) (Trigwell y Prosser, 2004) y el Cuestionario para medir métodos activos en la universidad (Jiménez-Hernández et al., 2020).

La adaptación y consideración de estos instrumentos dio como resultado la génesis del cuestionario UMEPE (ver anexo), conformado por 3 secciones claramente diferenciadas: la primera, destinada a considerar aspectos de tipología sociodemográfica; la segunda, de tipo escalar y destinada a la cuantificación del conocimiento y utilización de los modelos tradicional y activo (0-nada, 1-poco, 2-bastante, 3-mucho) por parte de los docentes; y una tercera, también escalar, y destinada a la valoración de las percepciones y opiniones del profesorado hacia la utilización de modelos activos.

Para la validación del cuestionario se recurrió al método Delphi, ya que este procedimiento valiéndose de la experiencia y los conocimientos de un panel de expertos, permite aumentar la fiabilidad de los cuestionarios y superar sesgos y limitaciones de otros procedimientos, basándose en el juicio de tipo intersubjetivo a través de diferentes rondas (López-Gómez, 2018). El procedimiento fue llevado a cabo, siguiendo las indicaciones de Landeta (1999), por 9 expertos -doctores en ciencias de

la educación con al menos 5 años de experiencia en el ámbito educativo universitario y con bagaje en el ámbito de la metodología docente (publicaciones, proyectos, docencia...)- que fueron seleccionados, además, por disponer cada uno de un índice de competencia experta por encima de .8 [ $K > .8$ ] (López-Gómez, 2018).

El proceso iterativo se compuso de 3 rondas diferenciadas: (1) de tipo abierto, en la que al panel de expertos se le mostraba el cuestionario elaborado por los investigadores y este proponía modificaciones de dimensiones e ítems; (2) de tipo cerrado, en la que el panel valoraba la relevancia, pertinencia y univocidad de cada ítem con una escala de 1-4 puntuaciones, proponiendo modificaciones de los ítems con puntuaciones  $< 3$  en alguna de las 3 dimensiones; (3) de tipo cerrado, en la que el panel valoraba con una escala de 1-4 puntuaciones, la idoneidad de cada ítem.

Para finalizar el procedimiento se estableció, siguiendo las indicaciones de López-Gómez (2018), que el 80% de respuestas de la última ronda de los miembros del panel para cada ítem, se debían de situar en el rango de puntuaciones 3-4 para, de esta forma, disponer de un grado de estabilidad y consenso adecuado. Este proceso iterativo generó que de los 92 ítems de la ronda 1, se suprimiesen 37 y el cuestionario quedase conformado por 55.

Se finalizó la validación administrando el cuestionario a una muestra piloto aleatoria conformada por 100 participantes, teniendo en consideración las indicaciones para este proceso establecidas por Gaitán y Piñuel (1998). Concluida la recogida de datos, se implementó tanto un análisis factorial exploratorio [ $KMO = .897$ ] como un análisis factorial confirmatorio [ $CFI = .951$ ], donde los resultados arrojados tras la supresión de 6 ítems, permitieron determinar unas propiedades psicométricas adecuadas en los 49 ítems por los que finalmente quedó conformado el cuestionario.

Por otro lado, la fiabilidad para la totalidad del cuestionario fue determinada por medio de la varianza promedio extraída [ $AVE = .623$ ] y del coeficiente Alfa de Cronbach [ $R = .871$ ], arrojando ambos procedimientos valores óptimos según Calderón et al. (2018).

En último término, fuentes de información vinculadas a la prueba de matemáticas de la base de datos PISA 2018 (OCDE, 2019a), fueron consultadas.

### **2.3. Procedimiento de recogida de datos**

Siguiendo las características del muestreo enunciado, los correos electrónicos de los institutos de cada estrato fueron recopilados, usando para este cometido, el Registro Español de Centros Docentes no Universitarios (MEFP, 2020). Finalizada la recopilación, se procedió a la digitalización del cuestionario UMEPE utilizando para este propósito el software Formularios de Google para, posteriormente, enviarlo a los equipos directivos de los institutos seleccionados con una misiva explicativa de los

finés del trabajo y del procedimiento a seguir para su administración al equipo de profesores de matemáticas de cada centro.

En la citada misiva, se incidió en que el equipo directivo solamente reenviase el cuestionario a docentes de matemáticas que el curso anterior hubiesen impartido docencia a grupos de alumnos de 15 y 16 años (miembros de la muestra PISA 2018). De esta forma, se aseguró que los profesores encuestados han impartido docencia al alumnado citado. Además, un ítem del cuestionario se utiliza para verificar esta circunstancia.

De este modo, los equipos directivos de los Institutos de Enseñanza Secundaria participantes reenviaron el cuestionario a los profesores mencionados para que, estos, respondiesen al mismo de forma anónima, voluntaria y telemática, previa cumplimentación del consentimiento informado. Los datos de las respuestas fueron recopilados en una base de datos a la que, posteriormente, se añadieron los datos de la base de datos PISA 2018 vinculados a las matemáticas. Esta circunstancia permitió poder efectuar los cruces de variables oportunos en el análisis de datos.

De la totalidad de centros educativos participantes en PISA 2018 encuestados ( $n=1000$ ), se ha obtenido respuesta de 908 ( $n=908$ ), por lo que el nivel de respuesta se sitúa en el 90.8% a nivel de centros.

#### **2.4. Análisis de datos**

Para el análisis de datos se utilizó el software SPSS en su versión número 26 y se implementaron los siguientes análisis: a nivel descriptivo, se llevó a cabo el análisis de las puntuaciones obtenidas por los docentes en el cuestionario y por el alumnado en PISA matemáticas 2018 a nivel promedio. Esta tipología de análisis se ha enfocado hacia el desarrollo del objetivo asociado, por un lado, a la descripción del uso que los profesores de matemáticas de las comunidades autónomas españolas realizan de los modelos tradicional y activo; y por otro, a la descripción del rendimiento del alumnado de las citadas comunidades autónomas en la prueba de matemáticas PISA 2018. Para delimitar cualitativamente el rendimiento de los discentes a nivel académico, en el informe PISA matemáticas 2018 (OCDE, 2019a), se establecen los siguientes niveles para categorizar las puntuaciones promedio obtenidas por el alumnado: nivel 1, en el que se encuadra al alumnado con puntuaciones comprendidas entre 358 y 419; nivel 2, para alumnado con puntuaciones entre 420 y 481; nivel 3, para puntuaciones entre 482 y 544; y niveles 4, 5 y 6 con puntuaciones iguales o superiores a 545, que no serán detalladas por no ser alcanzadas a nivel promedio por el alumnado de ninguna comunidad autónoma.

Por otro lado, la delimitación cualitativa de la utilización de modelos didácticos por parte del profesorado de cada comunidad a nivel promedio, se estableció por medio del diseño de un sistema categórico de tipología exhaustiva y mutuamente excluyente, en el que el rango de puntuaciones promedio obtenidas por el conjunto de docentes de cada comunidad autónoma, fueron agrupadas en las siguientes categorías: puntuaciones promedio comprendidas entre el rango 0-1, se asociaron a un nivel bajo



de uso, que se traduce en una escasa frecuencia de utilización del modelo en cuestión; puntuaciones entre el rango 1.01-2, se asociaron a un nivel medio, cuya frecuencia no se encuadra en ninguna de las otras categorías (alta o baja); y puntuaciones entre el rango 2.01-3, a un nivel alto, lo que se traduce en alta frecuencia de utilización del modelo.

En la parte correlacional y regresiva, se implementó un análisis de correlación bivariado y un modelo de regresión lineal con los que determinar, por un lado, cómo la variable utilización de modelos didácticos -tradicional y activo- influye en el rendimiento del alumnado y, por otro, cómo una variable influye sobre la otra. En última instancia, para rechazar o aceptar la hipótesis nula de independencia lineal entre variables, se implementó un ANOVA como análisis.

### 3. Resultados

#### 3.1. Análisis descriptivo

Tal y como puede observarse en la tabla II, el alumnado de las comunidades autónomas de Navarra [ $\bar{x}=503$ ], Castilla y León [ $\bar{x}=502$ ], País Vasco [ $\bar{x}=499$ ], Cantabria [ $\bar{x}=499$ ], Galicia [ $\bar{x}=498$ ], La Rioja [ $\bar{x}=497$ ], Aragón [ $\bar{x}=497$ ], Asturias [ $\bar{x}=491$ ], Cataluña [ $\bar{x}=490$ ], Madrid [ $\bar{x}=486$ ] y Baleares [ $\bar{x}=483$ ], se sitúa en el nivel 3 de PISA matemáticas, aspecto indicativo de que son capaces de seleccionar y aplicar diversas estrategias simples para la resolución de problemas de forma secuencial; interpretar y usar representaciones de fuentes de información vinculadas a las matemáticas; manejar proporciones, porcentajes, fracciones y números decimales; e interpretar y razonar de forma abstracta (OCDE, 2019a). Por otro lado, el alumnado de las comunidades autónomas de Castilla La Mancha [ $\bar{x}=479$ ], Murcia [ $\bar{x}=474$ ], Comunidad Valenciana [ $\bar{x}=473$ ], Extremadura [ $\bar{x}=470$ ], Andalucía [ $\bar{x}=467$ ] y Canarias [ $\bar{x}=460$ ], se ubica en el nivel 2, aspecto que se asocia con el hecho de que saben reconocer e interpretar información matemática que solamente requiere una inferencia directa, extrayendo información de una fuente y haciendo solamente uso de un modo de representación; también son capaces de efectuar razonamientos directos e interpretaciones literales de algunos resultados; y pueden hacer uso de algoritmos, fórmulas y procedimientos elementales para resolver problemas de números enteros (OCDE, 2019a).

Tabla 2

*Puntuaciones promedio del alumnado en PISA matemáticas y del profesorado de matemáticas en el uso de modelos didácticos.*

| Comunidad | $\bar{x}$ PISA matemáticas | $\bar{x}$ Modelo tradicional | $\bar{x}$ Modelo activo | Comunidad | $\bar{x}$ PISA matemáticas | $\bar{x}$ Modelo tradicional | $\bar{x}$ Modelo activo |
|-----------|----------------------------|------------------------------|-------------------------|-----------|----------------------------|------------------------------|-------------------------|
|-----------|----------------------------|------------------------------|-------------------------|-----------|----------------------------|------------------------------|-------------------------|

|                 |     |      |      |                      |        |      |      |
|-----------------|-----|------|------|----------------------|--------|------|------|
| Navarra         | 503 | 2.11 | 2.02 | Madrid               | 486    | 1.65 | 1.51 |
| Castilla y León | 502 | 2.01 | 2.14 | Baleares             | 483    | 1.14 | 1.72 |
| País Vasco      | 499 | 2.1  | 1.91 | Castilla La Mancha   | 479    | 2.09 | 1.31 |
| Cantabria       | 499 | 1.7  | 2.02 | Murcia               | 474    | 2.1  | 1.03 |
| Galicia         | 498 | 2.02 | 2.19 | Comunidad Valenciana | 473    | 1.62 | 1.46 |
| La Rioja        | 497 | 1.84 | 1.71 | Extremadura          | 470    | 1.68 | .98  |
| Aragón          | 497 | 1.56 | 1.86 | Andalucía            | 467    | 2.09 | 1.02 |
| Asturias        | 491 | 1.84 | 1.83 | Canarias             | 460    | 1.99 | .98  |
| Cataluña        | 490 | 1.45 | 1.62 | Promedio España      | 486.35 | 1.82 | 1.61 |

Nota:  $\bar{x}$  = promedio.

Fuente: Elaboración propia.

A su vez, en las medidas correspondientes al uso de modelos didácticos (tabla II) por parte del profesorado de las diferentes comunidades autónomas, estos se ubican en el modelo tradicional en las categorías de nivel medio y alto de uso. A este respecto, los docentes de comunidades autónomas como Navarra [ $\bar{x}=2.11$ ], Murcia [ $\bar{x}=2.1$ ], País Vasco [ $\bar{x}=2.1$ ], Andalucía [ $\bar{x}=2.09$ ], Castilla La Mancha [ $\bar{x}=2.09$ ], Galicia [ $\bar{x}=2.02$ ] y Castilla y León [ $\bar{x}=2.01$ ], se ubican en la categoría de uso alto en el modelo tradicional. De forma opuesta, los docentes de comunidades como Canarias [ $\bar{x}=1.99$ ], Asturias [ $\bar{x}=1.84$ ], La Rioja [ $\bar{x}=1.84$ ], Cantabria [ $\bar{x}=1.7$ ], Extremadura [ $\bar{x}=1.68$ ], Madrid [ $\bar{x}=1.65$ ], Comunidad Valenciana [ $\bar{x}=1.62$ ], Aragón [ $\bar{x}=1.56$ ], Cataluña [ $\bar{x}=1.45$ ] y Baleares [ $\bar{x}=1.14$ ], se sitúan en la categoría de utilización media.

En las medidas correspondientes al modelo activo, tal y como puede observarse en la tabla II, existe una mayor variabilidad a nivel promedio, ya que los docentes de las diferentes comunidades efectúan una utilización que se ubica en las 3 categorías establecidas. De esta forma, los docentes de Galicia [ $\bar{x}=2.19$ ], Castilla y León [ $\bar{x}=2.14$ ], Navarra [ $\bar{x}=2.02$ ] y Cantabria [ $\bar{x}=2.02$ ], se ubican en la categoría de utilización alta en el modelo activo. Por su parte, profesores de comunidades autónomas como País Vasco [ $\bar{x}=1.91$ ], Aragón [ $\bar{x}=1.86$ ], Asturias [ $\bar{x}=1.83$ ], Baleares [ $\bar{x}=1.72$ ], La Rioja [ $\bar{x}=1.71$ ], Cataluña [ $\bar{x}=1.62$ ], Madrid [ $\bar{x}=1.51$ ], Comunidad Valenciana [ $\bar{x}=1.46$ ], Castilla La Mancha [ $\bar{x}=1.31$ ], Murcia [ $\bar{x}=1.03$ ] y Andalucía [ $\bar{x}=1.02$ ], se categorizan en un nivel de utilización medio. Finalmente, las comunidades de Canarias [ $\bar{x}=0.98$ ] y Extremadura [ $\bar{x}=0.98$ ], se sitúan en la categoría de uso bajo a nivel promedio.

### 3.2. Análisis de regresión y correlación

Estos análisis se han enfocado hacia verificar el objetivo asociado a determinar cómo influye y se relaciona cada modelo didáctico utilizado por el profesorado de cada

comunidad autónoma, con el rendimiento académico del alumnado de las mismas comunidades en la competencia matemática medida en PISA 2018.

De esta manera, para determinar la vinculación entre la variable rendimiento académico del alumnado en la competencia matemática PISA 2018 y el uso de un modelo activo por parte del profesorado de esa materia, se implementó un modelo de regresión lineal, en el que el punto de partida fue una hipótesis nula de independencia lineal entre las variables. Así pues, tal y como se puede observar en la tabla III, la dependencia lineal fue contrastada a través del coeficiente de determinación  $R^2=.875$ , valor indicativo de que la utilización de un modelo activo por parte del profesorado explica el rendimiento académico del alumnado obtenido en la competencia matemática en el 87.5% de las casuísticas en el modelo. De una forma similar, el coeficiente  $R^2$  ajustado arrojó un valor de 86.7%, el cual teniendo en cuenta a Calderón et al. (2018), se traduce en un bondad de ajuste excelente con valores mayores a .5 .

Tabla 3

*Modelo de regresión lineal y ANOVA para la variable rendimiento académico del alumnado en PISA matemáticas 2018 en el marco de utilización del modelo activo.*

| Modelo            | R                 | R <sup>2</sup> | R <sup>2</sup> ajustado | Error | ANOVA y estadísticos de cambio |           |     |     |        |
|-------------------|-------------------|----------------|-------------------------|-------|--------------------------------|-----------|-----|-----|--------|
|                   |                   |                |                         |       | Cambios R <sup>2</sup>         | Cambios F | gl1 | gl2 | Sig.   |
| Uso modelo activo | .936 <sup>a</sup> | .875           | .867                    | 4.968 | .875                           | 105.398   | 1   | 15  | .000** |

\*\* Significación  $p<.01$ .

*Nota.* a=Predictores: (Constante), uso modelo activo; gl=grados de libertad; sig.=significación.

Fuente: Elaboración propia.

La hipótesis nula también fue contrastada a través de la implementación de un análisis de tipología ANOVA en el que se utilizó el estadístico de contraste  $F=105.398$ , cuyos valores aparecen reflejados en la tabla III con una significación  $p<.01$ . Este análisis ha servido para poder efectuar el rechazo de la hipótesis nula mencionada, ya que las variables estudiadas están significativamente influenciadas, lo que indica un ajuste óptimo del modelo.

Por su parte, en la tabla IV aparecen los coeficientes de regresión y permiten observar el cambio medio que se asocia a la variable rendimiento del alumnado en la competencia matemática PISA 2018, por cada unidad de cambio en la variable uso de un modelo didáctico activo por parte de los docentes. En la figura I, aparecen reflejados en la fórmula de regresión los coeficientes no estandarizados de la tabla IV, junto con las puntuaciones promedio de las diferentes comunidades tanto en el uso del modelo activo por parte del profesorado, como en el rendimiento académico de los discentes. Asimismo, a través del estadístico t, se estableció una relación directa, proporcional y significativa tanto para la variable uso de un modelo activo por parte del profesorado de matemáticas [ $t=10.266$ -Sig.=.000], como para la variable del rendimiento del alumnado en PISA matemáticas 2018 [ $t=88.524$ -Sig.=.000].

Tabla 4

Coefficientes de regresión del modelo activo y correlaciones para la variable rendimiento académico del alumnado en PISA Matemáticas 2018.

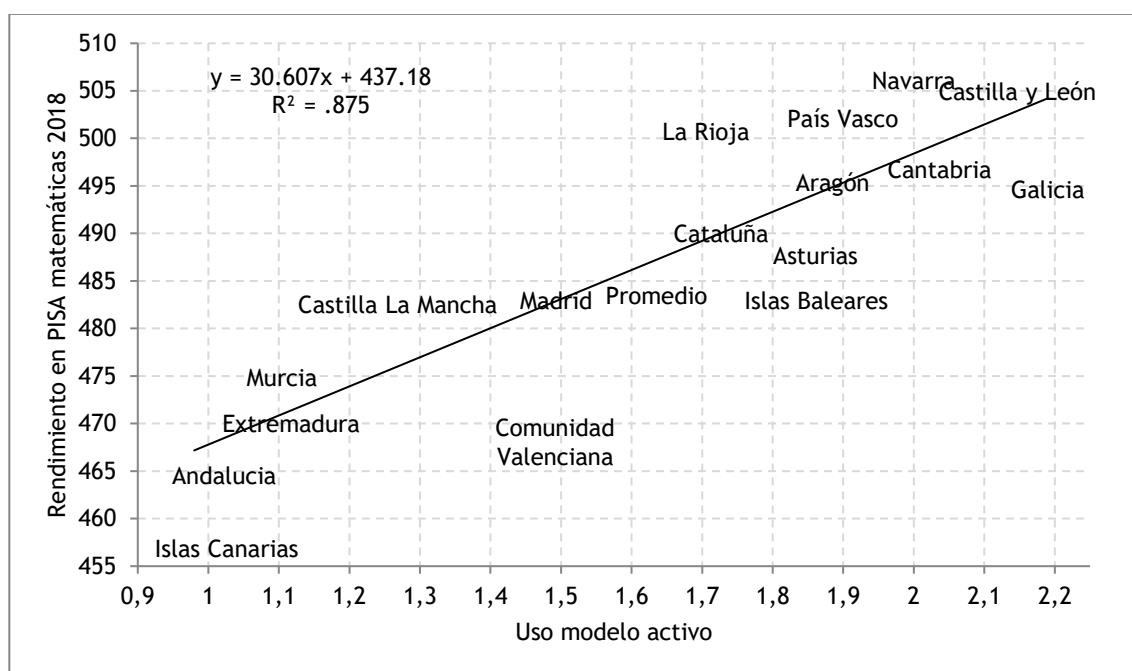
| Modelo            | Coeficientes      |       |                | t      | Sig. | Correlaciones <sup>a</sup> |         |        |
|-------------------|-------------------|-------|----------------|--------|------|----------------------------|---------|--------|
|                   | no estandarizados |       | estandarizados |        |      | cero                       | Parcial | Parte  |
|                   | B                 | Error |                |        |      |                            |         |        |
| Uso modelo activo | 437.184           | 4.939 | .936           | 88.524 | .000 | .936**                     | .936**  | .936** |
|                   | 30.607            | 2.981 |                | 10.266 | .000 |                            |         |        |

Nota. a: \*\* Significación  $p < .01$ .

Fuente: Elaboración propia.

De forma similar, el análisis de correlación llevado a cabo permite corroborar la dependencia lineal entre las variables del modelo de regresión y, además, arroja valores significativos y positivos por medio del coeficiente R de Pearson [ $R = .936$ -Sig.=.000], ya que, según Calderón et al. (2018), valores de R superiores a .5, indican una alta significación.

Figura 1. Análisis de regresión por comunidades autónomas y uso modelo activo.



Fuente: Elaboración propia.

El modelo regresivo llevado a cabo aparece mostrado en la figura I, en la que puede visualizarse la influencia y relación entre el uso de un modelo activo en matemáticas por parte del profesorado de las diferentes comunidades españolas y el rendimiento académico del alumnado de esas comunidades en PISA matemáticas 2018. La variable de agrupación de la figura I se corresponde con las diferentes comunidades y es reseñable el hecho de que las comunidades autónomas de Canarias, Comunidad

Valenciana, Baleares, La Rioja y Galicia son las que menos linealidad mostraron a nivel promedio.

Por otra parte, la relación entre el uso de un modelo tradicional y el rendimiento del alumnado en PISA matemáticas 2018 se determinó a través de la aplicación de un nuevo modelo de regresión lineal. Al igual que en el anterior caso, se parte de una hipótesis de independencia entre las variables. En este sentido, el modelo regresivo aplicado, reflejado en la tabla V, indica con el coeficiente de determinación  $R^2=.002$ , que el uso de un modelo tradicional por parte del profesorado explica el rendimiento del alumnado en matemáticas en un 0.2% de los casos. Por su parte, el valor asociado al  $R^2$  ajustado fue de -6.7% aspecto que, según Calderón et al. (2018), indica que la relación e influencia entre ambas variables es exigua y cuando se produce, es negativa.

Tabla 5

*Modelo de regresión lineal y ANOVA para la variable rendimiento académico del alumnado en PISA Matemáticas 2018 en el marco de utilización del modelo tradicional.*

| Modelo                 | R                 | R <sup>2</sup> | R <sup>2</sup> ajustado | Error   | ANOVA y estadísticos de cambio |           |     |     |      |
|------------------------|-------------------|----------------|-------------------------|---------|--------------------------------|-----------|-----|-----|------|
|                        |                   |                |                         |         | Cambios R <sup>2</sup>         | Cambios F | gl1 | gl2 | Sig. |
| Uso modelo tradicional | .008 <sup>a</sup> | .002           | -.067                   | 14.0753 | .002                           | .001      | 1   | 15  | .976 |

*Nota.* a=Predictores: (Constante), uso modelo tradicional; gl=grados de libertad; sig.=significación.  
Fuente: Elaboración propia.

De forma opuesta al modelo anterior, en este, la hipótesis nula de independencia entre variables fue aceptada, como consecuencia de que el análisis ANOVA aplicado a través del estadístico  $F=.001$ , estableció valores no significativos ( $p=.976$ ), que cuando se sitúan por encima de .05 implican aceptar la hipótesis de nulidad.

Los coeficientes regresivos no estandarizados asociados a la recta aparecen reflejados en la tabla VI, mostrando una proporcionalidad directa y significativa para el rendimiento del alumnado en PISA matemáticas 2018 [ $t=21.030$ -sig.=.000]. De forma similar, la proporcionalidad para la utilización de un modelo tradicional por parte del profesorado fue positiva y no significativa [ $t=.030$ -sig.=.976], aspecto que indica una relación no significativa y débil entre el rendimiento académico en PISA matemáticas y la utilización de un modelo tradicional por parte del profesorado.

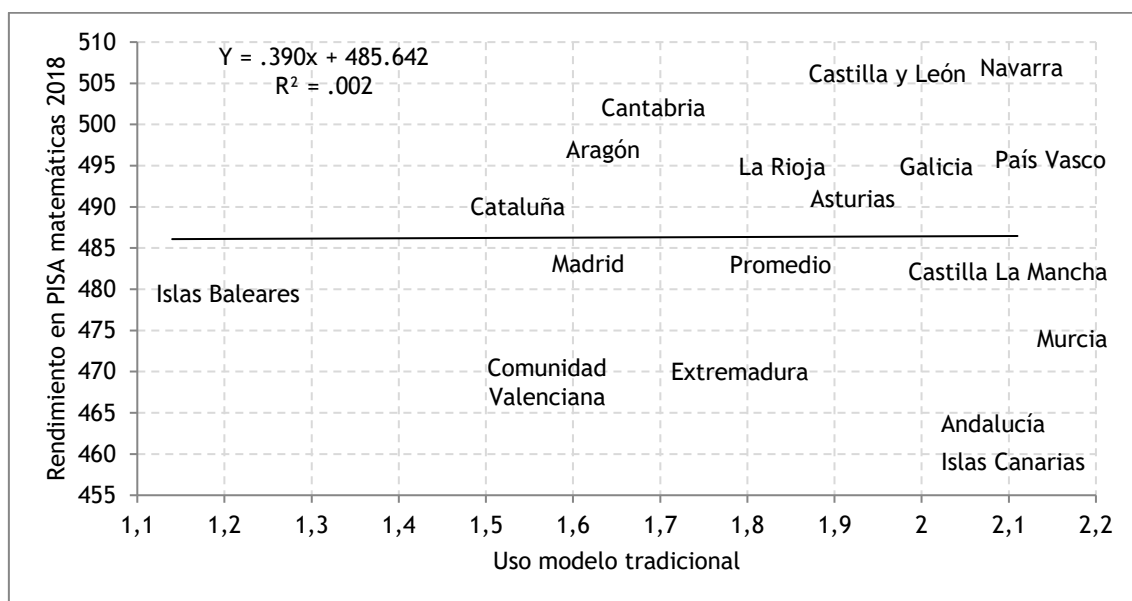
Tabla 6  
Coeficientes de regresión del modelo tradicional y correlaciones para la variable rendimiento académico del alumnado en PISA Matemáticas 2018.

| Modelo                 | Coeficientes      |        |                | t      | Sig. | Correlaciones <sup>a</sup> |         |       |
|------------------------|-------------------|--------|----------------|--------|------|----------------------------|---------|-------|
|                        | no estandarizados |        | estandarizados |        |      | cero                       | Parcial | Parte |
|                        | B                 | Error  |                |        |      |                            |         |       |
| Uso modelo tradicional | 485.642           | 23.092 | .008           | 21.030 | .000 | .008                       | .008    | .008  |
|                        | .390              | 12.529 |                | .030   | .976 |                            |         |       |

Nota. a: \*\* Significación  $p < .01$ .  
Fuente: Elaboración propia.

Por su parte, el análisis de correlación implementado por medio del coeficiente R de Pearson=.008, arrojó una relación no significativa (Sig.=.976) y débil cercana a 0 entre las variables asociadas al modelo, lo que implica que los datos no disponen de un ajuste óptimo al modelo de regresión utilizado (Calderón et al., 2018).

Figura 2. Análisis de regresión por comunidades autónomas y uso modelo tradicional.



Fuente: Elaboración propia.

En último lugar, el modelo de regresión llevado a cabo aparece plasmado en la figura II, en la que se aprecian valores dispersos entre las puntuaciones promedio obtenidas por docentes y alumnado de cada comunidad autónoma, así como una escasa relación e influencia entre la utilización de un modelo tradicional y el rendimiento del alumnado en PISA matemáticas 2018.

#### 4. Discusión y conclusiones

Uno de los propósitos esenciales de este trabajo fue establecer cómo el uso de un modelo activo o tradicional en la materia de matemáticas, influye en el rendimiento académico del alumnado en la competencia matemática medida en PISA 2018, utilizándose para este cometido, los resultados de los discentes de las diferentes comunidades autónomas obtenidos en PISA matemáticas 2018.

De forma general, los resultados obtenidos han permitido establecer la existencia de una influencia positiva y lineal entre la utilización de un modelo activo por parte del profesorado de matemáticas y el rendimiento académico de los discentes de las diferentes comunidades participantes en PISA matemáticas 2018. De forma opuesta, cuando los docentes hacen uso del modelo tradicional, apenas existe relación entre las variables y se produce una gran dispersión.

Las citadas diferencias en la influencia y relación entre las variables también se producen cuando se analiza el uso de los diferentes modelos didácticos por parte del profesorado de las diferentes comunidades autónomas a nivel promedio. A este respecto, el uso promedio del modelo tradicional se ubica en las categorías de utilización medio y alto, mientras que el uso del modelo activo se sitúa en las tres categorías establecidas (alto, medio y bajo). La circunstancia expuesta, también genera que el promedio de utilización del modelo tradicional sea mayor que el activo en matemáticas.

La variabilidad expuesta, también se traslada al rendimiento académico del alumnado en sus puntuaciones promedio en PISA matemáticas 2018. De esta manera, el alumnado de las comunidades autónomas de Castilla La Mancha, Murcia, Comunidad Valenciana, Extremadura, Andalucía y Canarias se sitúa en el nivel 2 (puntuaciones entre 420 y 481), y el de las comunidades autónomas de Navarra, Castilla y León, País Vasco, Cantabria, Galicia, La Rioja, Aragón, Asturias, Cataluña, Madrid y Baleares, se sitúa en el nivel 3 (puntuaciones entre 482 y 544).

Por su parte, otro hallazgo reseñable de la investigación es el hecho de que, en comunidades como Navarra, Castilla y León, País Vasco, Cantabria y Galicia, en las que los docentes efectúan un uso ubicado en el rango alto [2.01-3] tanto en el modelo tradicional, como en el activo a nivel promedio, su alumnado es el que más rendimiento académico obtiene en PISA. De forma opuesta, en comunidades como Castilla La Mancha, Murcia, Comunidad Valenciana, Extremadura, Andalucía y Canarias, en las que los docentes hacen una utilización ubicada en el rango medio [1.01-2] o alto [2.01-3] del modelo tradicional y una utilización ubicada en el rango medio [1.01-2] o bajo [0-1] del modelo activo a nivel promedio, su alumnado obtiene un rendimiento académico ubicado en el nivel 2 de PISA. En el resto de comunidades (La Rioja, Aragón, Asturias, Cataluña, Madrid y Baleares), en las que sus docentes efectúan una utilización ubicada en el rango medio [1.01-2] en los modelos activos y tradicionales, los discentes obtienen puntuaciones ubicadas en el nivel 3 de PISA.

El hallazgo expuesto en el párrafo anterior es coincidente con las investigaciones de Algan et al. (2013) y Harks et al. (2014), quienes establecen que la utilización combinada de modelos activos y tradicionales, en función del contexto, puede mejorar el rendimiento académico del alumnado en unos casos y en otros reducirlo o dificultarlo. En este sentido, Luri (2020) y Ruiz-Martín (2020), establecen que es fundamental hacer un uso ecléctico de estrategias memorísticas y motivantes para generar un mayor aprendizaje en el alumnado.

Pese al hallazgo mencionado en el párrafo anterior, la tendencia principal del estudio se relaciona con que en el modelo tradicional, en el que el alumnado aprende de forma pasiva y el docente utiliza estrategias de enseñanza instructivas basadas en la automatización y el cálculo, los resultados se caracterizan tanto por la dispersión entre las variables, como por la escasa relación e influencia entre las mismas. El presente hallazgo se contrapone a ciertos trabajos de la literatura, en los que se establece que la utilización de un modelo tradicional en la enseñanza de las matemáticas se relaciona con un rendimiento mayor del alumnado en PISA (Gil et al., 2018; González-Barbero, 2015; Lazarević y Orlić, 2018).

De forma diametralmente opuesta, se puede extraer de la presente investigación que, la utilización de un modelo activo por parte del profesorado, se vincula significativamente e influye de manera directa y lineal en el rendimiento académico del alumnado, tal y como puede observarse en el modelo regresivo aplicado. Estos resultados, al igual que sucedía con los anteriores, son coincidentes con algunos trabajos de la principal literatura vinculada (Craig y Marshall, 2019; Hann, 2019; Matteucci, 2017; Rodríguez et al., 2020).

La interpretación de los hallazgos de la investigación debe efectuarse cautelosamente, ya que los análisis realizados no permiten efectuar una valoración en términos de causalidad. Esta circunstancia sucede porque el rendimiento académico del alumnado, además de por la metodología docente, está influenciado por otros factores -políticas vinculadas a la educación; aspectos vinculados al estudiante, centro educativo, desempeño y formación docente; aspectos asociados a la tecnología; aspectos del contexto socio-económico; aspectos socio-emocionales; etcétera- (Gil et al., 2018; Gil-Flores y García-Goméz, 2017; Jiménez-Hernández et al., 2020; Muntaner-Guasp et al., 2020).

Tras considerar todo lo anterior, las principales conclusiones que se han extraído de este trabajo versan por un lado, sobre la aparición de una influencia de tipo positiva y lineal entre el uso por parte del profesorado de matemáticas de las diferentes comunidades autónomas de un modelo activo y el rendimiento académico del alumnado en la competencia matemática y, por otro, sobre la correlación significativa y positiva entre las variables mencionadas. Este hallazgo, en el marco del presente trabajo, no se traslada al modelo tradicional ya que, en el caso mencionado, la correlación e influencia entre las variables es prácticamente nula. Sin embargo, es reseñable el hecho de que, en las comunidades autónomas en las que el profesorado de matemáticas hace un uso alto, a nivel promedio, tanto del modelo tradicional como del activo, el rendimiento del alumnado de esas comunidades es más elevado. Es por



ello que, quizás, la clave para el aumento del rendimiento académico en matemáticas reside en huir de la polarización metodológica -decantarse por un único modelo- y articular una docencia de la matemática ecléctica en la que, los modelos tradicional y activo, coexistan de una forma equilibrada.

Los presentes hallazgos aumentan la actual literatura vinculada al uso de modelos didácticos por parte de los docentes de matemáticas y el rendimiento académico del alumnado en pruebas evaluativas de carácter internacional. Esta literatura, tal y como se ha mencionado, se caracteriza por un carácter dispar y exiguo (Alcoba, 2012; Gamazo et al., 2018). Además, el trabajo se posiciona del lado de los estudios que asocian el uso de modelos de carácter activo y constructivista en matemáticas, con el aumento del rendimiento académico del alumnado en pruebas internacionales de evaluación.

Las numerosas implicaciones del presente trabajo, no se encuentran exentas de limitaciones que deben considerarse: la primera, emana del método de investigación implementado ya que, el modelo de regresión lineal se usa para establecer una identificación de la influencia entre las variables, pero no permite establecer relaciones causales entre las mismas. La citada limitación posibilita la apertura de una línea futura de investigación de carácter cuasi-experimental en la que se apliquen los citados modelos didácticos en un contexto controlado para así verificar el efecto de los mismos en el rendimiento del alumnado; la segunda limitación, se asocia a que solo se han considerado los efectos en el rendimiento en matemáticas del alumnado en el marco del modelo tradicional o activo. A este respecto, sería interesante que futuros trabajos trataran de verificar qué estrategias y métodos vinculados a cada modelo se vinculan con un mayor o menor rendimiento del alumnado en la competencia matemática. Todo ello, con el objeto de mejorar la calidad educativa en matemáticas, apostando por un paradigma de aprendizaje basado en la evidencia científica que facilite a las administraciones educativas la toma de decisiones a la hora de promover e incluir en los futuros currículos de la materia de matemáticas, estos modelos didácticos.

### Referencias bibliográficas

- Alcoba, J. (2012). La clasificación de los métodos de enseñanza en Educación Superior. *Contextos educativos*, 15, 93-106. <https://bit.ly/2ERU4nu>
- Algan, Y., Cahuc, P. & Shleifer, A. (2013). Teaching practices and social capital. *American Economic Journal: Applied Economics*, 5(3), 189-210. DOI: <https://doi.org/10.1257/app.5.3.189>
- Álvarez-Morán, S., Carleos, C.E., Corral, N.O. & Prieto, E. (2018). Metodología docente y rendimiento en PISA 2015: Análisis crítico. *Revista de Educación*, 379, 85-114. DOI: <https://doi.org/10.4438/1988-592X-RE-2017-379-370>

- Aragón, E., Delgado, C. & Marchena, E. (2017). Diferencias de aprendizaje matemático entre los métodos de enseñanza ABN y CBC. *Psychology, Society, & Education*, 9(1), 61-70. DOI: <https://doi.org/10.25115/psye.v9i1.462>
- Burgos, M., Beltrán-Pellicer, P. & Godino, J. D. (2020). La cuestión de la idoneidad de los videos educativos en matemáticas: una experiencia de análisis con futuros maestros de educación primaria. *Revista Española de Pedagogía*, 78(275), 27-49. DOI: <https://doi.org/10.22550/REP78-1-2020-07>
- Calderón, A., Arias-Estero, J.L., Meroño, L. & Méndez-Giménez, A. (2018). Diseño y Validación del Cuestionario de Percepción del Profesorado de Educación Primaria sobre la Inclusión de las Competencias Básicas. *Estudios sobre Educación*, 34, 67-97. DOI: <https://doi.org/10.15581/004.34.67-97>
- Catricheo, H. R., Godino, J. D. & Cezón, P. A. (2019). Los proyectos como contextualizadores de nociones básicas de estadística y probabilidad en la formación inicial de profesores de educación primaria. *Estudios Pedagógicos*, 45(1), 41-59. DOI: <https://doi.org/10.4067/S0718-07052019000100041>
- Chen, S. & Lin, S. (2020). A cross-cultural study of mathematical achievement: from the perspectives of one's motivation and problem solving style. *International Journal of Science and Mathematics Education*, 18, 1149-1167. DOI: <https://doi.org/10.1007/s10763-019-10011-6>
- Colás, M. P., Buendía, L. & Hernández, F. (2009). *Competencias científicas para la realización de una tesis doctoral*. Davinci.
- Craig, T. T. & Marshall, J. (2019). Effect of project-based learning on high school students' state-mandated, standardized math and science exam performance. *Journal of Research in Science Teaching*, 56(10), 1461-1488. DOI: <https://doi.org/10.1002/tea.21582>
- Desoete, A., Baten, E., Vercaemst, V., De Busschere, A., Baudonck, M. & Vanhaeke, J. (2019). Metacognition and motivation as predictors for mathematics performance of Belgian elementary school children. *ZDM-Mathematics education*, 51(4), 667-677. DOI: <https://doi.org/10.1007/s11858-018-01020-w>
- Gaitán, J. A. & Piñuel, J. L. (1998). *Técnicas de investigación en comunicación social. Elaboración y registro de datos*. Síntesis.
- Gamazo, A., Martínez-Abad, F., Olmos-Miguelañez S. & Rodríguez-Conde M. J. (2018). Evaluación de los factores relacionados con la eficacia escolar en PISA. Un análisis multinivel. *Revista de Educación*, 379, 56-84. DOI: <https://doi.org/10.4438/1988-592X-RE-2017-379-369>
- García-Perales, R., Almeida, L. S. & Viseu, F. (2017). El rendimiento matemático excelente en las evaluaciones PISA. *Revista estudios e investigación en Psicología y Educación*, 1, 303-308. DOI: <https://doi.org/10.17979/reipe.2017.0.01.2998>

- Gil, M., Cordero, J. M. & Cristóbal, V. (2018). Las estrategias docentes y los resultados en PISA 2015. *Revista de Educación*, 379, 32-55. DOI: <https://doi.org/10.4438/1988-592X-RE-2017-379-368>
- Gil-Flores, J. & García-Gómez, S. (2017). Importancia de la actuación docente frente a la política educativa regional en la explicación del rendimiento en PISA. *Revista de Educación*, 378, 52-77. DOI: <https://doi.org/10.4438/1988-592X-RE-2017-378-361>
- González-Barbero, M. R. (2015). Estudio comparado de la enseñanza de las matemáticas en Reino Unido, Francia, Alemania y España y su eficacia en PISA [tesis doctoral, Universidad Nacional de Educación a Distancia]. Repositorio de la UNED. <https://bit.ly/2Xb6Eul>
- Hann, T. (2019). Investigating the impact of teacher practices and non-cognitive factors on mathematics achievement. *Research in education*, 108(1), 22-45. DOI: <https://doi.org/10.1177/0034523719842601>
- Harks, B., Rakoczy, K., Hattie, J., Besser, M. & Klieme, E. (2014). The effects of feedback on achievement, interest and self-evaluation: the role of feedback's perceived usefulness. *Educational Psychology*, 34(3), 269-290. DOI: <https://doi.org/10.1080/01443410.2013.785384>
- Herreras, E. (2019). Estudio Predictivo del Rendimiento Matemático en PISA 2012: Enfoque de Aprendizaje Frente a la Atribución del Fracaso. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación - e Avaliação Psicológica*, 52(3), 156-171. DOI: <https://doi.org/10.21865/ridep52.3.12>
- Holenstein, M., Bruckmaier, G. & Grob, A. (2020). Transfer effects of mathematical literacy: an integrative longitudinal study. *European Journal of Psychology of Education*, 36, 799-825. DOI: <https://doi.org/10.1007/s10212-020-00491-4>
- Hortigüela, D., Pérez-Pueyo, Á. & González-Calvo, G. (2019). Pero... ¿A qué nos Referimos Realmente con la Evaluación Formativa y Compartida?: Confusiones Habituales y Reflexiones Prácticas. *Revista Iberoamericana de Evaluación Educativa*, 12(1), 13-27. DOI: <https://doi.org/10.15366/riee2019.12.1.001>
- Jiménez-Hernández, D., González-Ortiz, J.J. & Tornel-Abellán, M. (2020). Metodologías activas en la universidad y su relación con los enfoques de enseñanza. *Profesorado. Revista de Currículum y Formación de Profesorado*, 24(1), 76-94. DOI: <https://doi.org/10.30827/profesorado.v24i1.8173>
- Kozina, A., Wium, N., Gonzalez, J. M. & Dimitrova, R. (2019). Positive youth development and academic achievement in Slovenia. *Child & Youth Care Forum*, 48(2), 223-240. DOI: <https://doi.org/10.1007/s10566-018-9457-y>
- Landeta, J. (1999). *El método Delphi. Una técnica de previsión para la incertidumbre*. Ariel.

- Laukaityte, I. & Rolfsman, E. (2020). Low, medium, and high-performing schools in the Nordic countries. Student performance at PISA Mathematics 2003-2012. *Education Inquiry*, 11(3), 276-295. DOI: <https://doi.org/10.1080/20004508.2020.1721256>
- Lazarević, L. B. & Orlić, A. (2018). PISA 2012 Mathematics literacy in Serbia: A multilevel analysis of students and schools. *Psihologija*, 51(4), 413-432. DOI: <https://doi.org/10.2298/PSI170817017L>
- López-Gómez, E. (2018). El método Delphi en la investigación actual en educación: una revisión teórica y metodológica. *Educación XX1*, 21(1), 17-40. DOI: <https://doi.org/10.5944/educXX1.20169>
- Luri, G. (2020). *La escuela no es un parque de atracciones*. Ariel.
- Martínez-Vicente, M. & Valiente-Barroso, C. (2019). Autorregulación afectivo-motivacional, resolución de problemas y rendimiento matemático en Educación Primaria. *Educatio Siglo XXI*, 37(3), 33-54. DOI: <https://doi.org/10.6018/educatio.399151>
- Matteucci, M. C. (2017). Attributional retraining and achievement goals: An exploratory study on theoretical and empirical relationship. *European Review of Applied Psychology*, 67(5), 279-289. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.erap.2017.08.004>
- MEFP (2020). *Registro estatal de centros docentes no universitarios*. <https://bit.ly/2WMMiFW>
- Muntaner-Guasp, J. J., Pinya-Medina, C. & Mut-Amengual, B. (2020). El impacto de las metodologías activas en los resultados académicos: un estudio de casos. *Profesorado. Revista de Currículum y Formación de Profesorado*, 24(1), 96-114. DOI: <https://doi.org/10.30827/profesorado.v24i1.8846>
- Nuutila, K., Tuominen, H., Tapola, A., Vainikainen, M. P. & Niemivirta, M. (2018). Consistency, longitudinal stability, and predictions of elementary school students' task interest, success expectancy, and performance in mathematics. *Learning and Instruction*, 56, 73-83. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.learninstruc.2018.04.003>
- O'Rourke, J., Main, S. & Hill, S. (2017). Commercially available digital game technology in the classroom: Improving automaticity in mental-maths in primary-aged students. *Australian Journal of Teacher Education*, 42(10), 50-70. DOI: <https://doi.org/10.14221/ajte.2017v42n10.4>
- OCDE (2019a). *PISA 2018. Programa para la evaluación internacional de los estudiantes. Informe Español*. OCDE Publishing. <https://bit.ly/2HPp9tE>
- OCDE (2019b). *PISA 2018. Technical report*. OCDE Publishing. <https://bit.ly/2HPszws>

- Radišić, J., Videnovic, M. & Baucal, A. (2018). Distinguishing successful students in mathematics - A comparison across European countries. *Psihologija*, 51(1), 69-89. DOI: <https://doi.org/10.2298/PSI170522019R>
- Recber, S., Isiksal, M. & Koc, Y. (2017). Investigating Self-Efficacy, Anxiety, Attitudes and Mathematics Achievement Regarding Gender and School Type. *Anales De Psicología* 34(1), 41-51. DOI: <https://doi.org/10.6018/analesps.34.1.229571>
- Rocha, G., Juárez, J. A. Fuchs, O. L. & Rebolledo-Méndez, G. (2020). El rendimiento académico y las actitudes hacia las matemáticas con un Sistema Tutor Adaptativo. *PNA*, 14(4), 271-294. DOI: <https://doi.org/10.30827/pna.v14i4.15202>
- Rodríguez, S., Regueiro, B., Piñeiro, I., Valle, A., Sánchez, B., Vieites, T. & Rodríguez-Llorente, C. (2020). Success in mathematics and academic wellbeing in primary-school students. *Sustainability (Switzerland)*, 12(9), 1-11. DOI: <https://doi.org/10.3390/su12093796>
- Rodríguez-García, A. & Arias-Gago, A.R. (2019). Uso de metodologías activas. Un estudio comparativo entre profesores y maestros. *Brazilian Journal of Development*, 5(6), 5098-5111. DOI: <https://doi.org/10.34117/bjdv5n6>
- Rodríguez-García, A. & Arias-Gago, A.R. (2020). Revisión de propuestas metodológicas: Una taxonomía de agrupación categórica. *Alteridad*, 15(2), 146-160. DOI: <https://doi.org/10.17163/alt.v15n2.2020.01>
- Ruiz-Martín, H. (2020). *¿Cómo aprendemos? Una aproximación científica al aprendizaje y a la enseñanza*. Graó.
- Şahin, M. G. & Öztürk, N. B. (2018). How classroom assessment affects science and mathematics achievement?: Findings from TIMSS 2015. *International Electronic Journal of Elementary Education*, 10(5), 559-569. DOI: <https://doi.org/10.26822/iejee.2018541305>
- Sälzer, C. & Roczen, N. (2018). Assessing global competence in PISA 2018: Challenges and approaches to capturing a complex construct. *International Journal of Development Education and Global Learning*, 10(1), 6-20. DOI: <https://doi.org/10.18546/IJDEGL.10.1.02>
- Trigwell, K. & Prosser, M. (2004). Development and Use of the Approaches to Teaching Inventory. *Educational Psychology Review*, 16(4), 409-424. DOI: <https://doi.org/10.1007/s10648-004-0007-9>

## Anexo

Enlace a cuestionario: <https://bit.ly/2Ycmz5V>

**Contribuciones del autor:** Alejandro Rodríguez-García ha participado en la concepción del artículo, la creación del instrumento, el análisis de datos y la redacción del texto, la discusión y las conclusiones; Ana Rosa Arias-Gago ha participado en la revisión de la literatura, la administración del instrumento, el análisis de datos y la revisión del artículo.

**Financiación:** Esta investigación no recibió financiación externa.

**Agradecimientos:** a todos los docentes de matemáticas que, de forma desinteresada, han participado en la investigación.

**Conflicto de intereses:** Los autores declaran que no existen conflictos de intereses para la publicación de este manuscrito.

**Declaración ética:** La investigación se ha efectuado conforme a los principios de ética establecidos por la comunidad científica.

### **Cómo citar este artículo:**

Rodríguez-García, A. & Arias-Gago, A. R. (2022). Modelos didácticos en matemáticas: relación e influencia en el rendimiento académico. *Profesorado. Revista de Currículum y Formación de Profesorado*, 26(1), 281-302. DOI: 10.30827/profesorado.v26i1.16948