

Las relaciones del profesorado con el alumnado en aulas del ciclo inicial de Educación Primaria. Adaptación del Questionnaire on Teacher Interaction-Early Primary (QTI-EP)

Francisco J. García Bacete*, Patricia Ferrá**, M. Inés Monjas***,
y Ghislaine Marande*

*Universitat Jaume I, **Universidad de las Islas Baleares, ***Universidad de Valladolid

Resumen

La meta del estudio es doble, adaptar al castellano el *Questionnaire on Teacher Interaction-Early Primary* (QTI-EP), un instrumento desarrollado en 2013 por Zijlstra, Wubbels, Brekelmans y Koomen para medir las percepciones que los niños y niñas de 6 a 9 años tienen de las relaciones entre el profesorado y el alumnado de un aula, y analizar su influencia en el rendimiento académico. El QTI-EP ha probado tener una estructura factorial dual, dimensiones proximidad y control del profesorado, una fiabilidad aceptable, y validez predictiva sobre el rendimiento académico. El QTI-EP resulta sensible a las respuestas diferenciales de forma que las puntuaciones del alumnado de una clase son más similares entre sí que las puntuaciones entre el alumnado de diferentes aulas. La dimensión proximidad predice tanto la calificación en matemáticas como la calificación compuesta. La dimensión control modera las relaciones entre proximidad y rendimiento.

Palabras clave: Relaciones profesorado-alumnado, clima social de aula, ciclo inicial de Educación Primaria, rendimiento académico, proximidad del profesorado, control del profesorado.

Abstract

The aim of this study is twofold: to adapt, for a Spanish population, the *Questionnaire on Teacher Interaction-Early Primary* (QTI-EP), an instrument developed in 2013 by Zijlstra, Wubbels, Brekelmans, and Koomen to measure the perceptions of 6- to 9-year-old children on teacher-students relationships; and to analyze the influence of these perceptions on academic achievement. The QTI-EP has been demonstrated to have a dual factor structure —the dimensions of teacher proximity and teacher control— an acceptable reliability, and predictive validity on academic achievement. The QTI-EP is sensitive to children's differential responses so that the scores of students from the same classroom are more similar to each other than to the scores of students from different classrooms. The dimension of proximity predicts both the mathematics mark and the combined mark. The dimension of control moderates the relationship between proximity and academic achievement.

Keywords: Teacher-students relationships, classroom environment, early primary education, academic achievement, teacher proximity, teacher control.

Agradecimientos. La realización de este artículo ha sido posible gracias a las ayudas del Ministerio de Ciencia e Innovación (PSI2008-00541/PSIC) y de la Fundación Bancaja/Universitat Jaume I (P1-1B2009-33).

Correspondencia: Francisco Juan García Bacete, Departamento de Psicología Evolutiva, Educativa, Social y Metodología, Universitat Jaume I., Avda Vicente Sos Baynat s/n. 12071-Castellón. E-mail: fgarcia@uji.es

Introducción

Existe abundante evidencia del impacto de las relaciones entre el profesorado y el alumnado de un aula (en adelante P-A; en este texto se hace un uso no sexista del lenguaje, utilizando formas generales o colectivas como “profesorado” o “alumnado”. No obstante en ocasiones y para facilitar la lectura, se emplea además tanto el masculino como el femenino englobando los dos géneros, de forma que cuando se dice “profesor, maestro, tutor, alumno y niño” también nos estamos refiriendo a “profesora, maestra, tutora, alumna y niña” y viceversa) en los resultados escolares del estudiantado (Cornelius-White, 2007; Roorda, Koomen, Spilt, y Oort, 2011) y está ampliamente aceptado que la calidad de las relaciones P-A implica una mejor respuesta a las necesidades de desarrollo de niños y niñas (Buyse, Verschueren, Doumen, van Damme, y Maes, 2008).

La mayoría de las investigaciones que estudian las relaciones P-A se basan en la teoría del apego, según la cual el profesorado es para el niño una figura con la que puede establecer un vínculo significativo (Pianta, Hamre, y Stuhlman, 2003), o en la teoría de la motivación social (Skinner, Wellborn, y Connell, 1990), según la cual la función del docente es dar respuesta a las necesidades básicas de pertenencia, competencia y autonomía del alumnado. Ambas aproximaciones teóri-

cas ponen el foco en las conductas afectivas y motivacionales implicadas en la relación diádica entre el profesor y cada alumno, siendo generalmente el profesorado el que informa de esta relación.

Un acercamiento complementario a las teorías anteriores es la perspectiva interpersonal que señala que la relación P-A implica un proceso de interacción dinámico en el aula, en el que la eficacia instruccional del docente se mide en términos de los patrones recurrentes y relativamente estables de la relación P-A que surgen en el aula (Wubbels, Brekelmans, den Brok, y van Tartwijk, 2006). Los estudios que emplean este enfoque propugnan que la relación P-A es la variable más relevante para gestionar una clase (Doyle, 1986). Desde esta orientación se plantean la necesidad de considerar, no sólo los aspectos motivacionales y emocionales sino también las conductas de control o guía del profesorado (Vaquer, Carrero, y García Bacete, 2011), la dinámica del grupo o clase (Kyriakides y Creemers, 2008), y se recurre preferentemente al propio alumnado como informante (Valiente, Lemeray-Chalfant, Swanson, y Reiser, 2008). La investigación ha demostrado que la percepción del estudiantado de la conducta de un profesor está fuertemente relacionada con su rendimiento y su motivación en todas las materias (Brok, Brekelmans, y Wubbels, 2004) y también que las relaciones saludables P-A son un prerrequisito para implicar

al estudiantado de un aula en las actividades de aprendizaje (Brekelmans, Slegers, y Fraser, 2000).

En el presente estudio se adopta esta perspectiva interpersonal y se parte de las percepciones que los alumnos tienen respecto a cómo su profesor se relaciona con el alumnado de la clase en su conjunto. Estas percepciones se revelan como un aspecto particularmente importante de sus experiencias de aprendizaje (Liew, Chen, y Hughes, 2009). Los niños pequeños se consideran informantes fiables de lo que ocurre en el aula y la evidencia indica claramente que el clima que perciben es diferente del que perciben los docentes y que los acuerdos entre los alumnos son más extensos que entre los maestros (Murray, Murray, y Waas, 2008). Éstos suelen percibir sus clases más positivamente que lo que lo hacen sus estudiantes (Wubbels y Brekelmans, 2005). No obstante, Wubbels, Brekelmans y Hooymayers (1991) informaron que la discrepancia entre las percepciones del profesorado y las del estudiantado disminuye a medida que aumenta la calidad de las relaciones entre ellos.

El *Questionnaire on Teacher Interaction* (QTI) (Cuestionario de la Relación entre el Profesorado y el Alumnado) es un instrumento que operativiza la teoría interpersonal de la enseñanza. Sus autores Wubbels, Créton y Hooymayers (1985) centran sus trabajos en las relaciones P-A tal y como son percibidas por el alumnado. La fuerza

de este instrumento es doble: por una parte tiene un sólido fundamento teórico, la teoría sistémica de la comunicación (Watzlawick, Beavin, y Jackson, 1967) y el modelo circunplejo de la conducta interpersonal (Leary, 1957) y, por otra parte, ha sido validado en numerosos países y traducido a más de 20 lenguas (Wubbels et al., 2006). Recientemente, den Brok et al. (2003) han completado un estudio de validez transnacional comparando las respuestas del estudiantado al cuestionario en Singapur, Brunei, Estados Unidos, Holanda, Eslovaquia y Australia, encontrando que en todos estos países la fiabilidad y la validez del QTI son satisfactorias. Wubbels et al. (1985) describen la conducta docente en función de dos dimensiones independientes que proporcionan una imagen de los patrones relacionales del profesorado con el alumnado de una clase. La dimensión *proximidad* o afiliación pone el foco en los componentes afectivos y se refiere a las conductas de apoyo o de expresión de emociones de la profesora hacia el alumnado. En un extremo se sitúan los comportamientos de amabilidad, ayuda y comprensión del docente y en el otro extremo los que muestran insatisfacción con y represión de las conductas del alumnado. La dimensión *control* o influencia está más centrada en la instrucción, en quien controla, dirige o gestiona el proceso de comunicación, en las conductas de la profesora dirigidas a proporcionar guías y estructura

sobre la enseñanza y el comportamiento. En un extremo encontramos una profesora que domina o ejerce el control, bien liderando con claridad la enseñanza y el aula, bien dando libertad o autonomía a los estudiantes para que decidan lo que pueden hacer o cómo hacerlo; en el otro extremo, la profesora no ejerce esa influencia positiva, bien porque sobredimensiona su control imponiéndose al alumnado, bien porque se muestra insegura o indecisa. Wubbels et al. (2006) mostraron que estas dos dimensiones explican casi enteramente (alrededor del 80%) cómo el estudiantado caracteriza la conducta interpersonal de su profesorado.

Hay amplia evidencia de que ambas dimensiones son importantes para el aprendizaje del alumnado en la educación secundaria (p.e., Sivan y Chan, 2013) y la universidad (p.e., Fraser, Aldridge, y Soerjaningsih, 2010) y existe suficiente base empírica que confirma la asociación entre los resultados escolares del alumnado y la calidad de la interacción P-A (Fraser y Walberg, 2005). En estos niveles educativos, el profesorado alto en control suele influir positivamente en los buenos resultados académicos de sus estudiantes (Henderson, 1995). Con proximidad se han encontrado resultados similares, pero unas veces niveles altos de proximidad mejoran el rendimiento y en otras lo que ocurre es que una baja proximidad empeora los resultados. Así, Henderson (1995) encontró que a me-

didada que el alumnado percibía más comportamientos de amabilidad y comprensión y de cooperación del profesorado, las puntuaciones de los estudiantes eran más altas. En algunos estudios sólo se ha encontrado que conductas de oposición o distanciamiento del profesorado hacia el alumnado, en la que los discentes perciben que el profesor no está satisfecho y que les da reprimendas frecuentemente, se asociaban con bajo rendimiento, pero que conductas de ayuda no se asociaban con alto rendimiento (p.e., Rawnsley, 1997). Por otra parte, los estudios señalan relaciones positivas de ambas dimensiones, especialmente de la dimensión proximidad, con variables afectivas (Wubbels et al., 2006), normalmente medidas como actitudes, como el gusto o preferencia hacia la asignatura, las actividades que se realizan o el profesorado (Sivan y Chan, 2013) y la motivación para aprender, como el esfuerzo que se está dispuesto a hacer, la relevancia que se le concede a la asignatura o el grado de confianza que se tiene para enfrentar los aprendizajes (Maulana, Opdenakker, den Brok, y Bosker, 2011; van Amelsvoort, 1999). En general, se puede afirmar que las relaciones P-A que producen resultados más positivos en los estudiantes se caracterizan por un grado bastante alto de proximidad y de control del maestro hacia los estudiantes (Wubbels et al., 2006).

La utilización del cuestionario QTI en Educación Primaria ha sido

menor. Goh y Fraser (1998) elaboraron una versión del QTI para el alumnado de cursos superiores de primaria, utilizada inicialmente en Singapur (QTI-P), en la que siguen estando presentes ambas dimensiones, proximidad y control. Esta versión ha sido validada para varias poblaciones (p.e., la griega por Kokkinos, Charalambous, y Davazoglou, 2009). En general los resultados en los cursos superiores de primaria replican los obtenidos en secundaria. Así, Goh y Fraser (2000) señalaron que el rendimiento más alto y las mejores actitudes de los estudiantes se daban en las aulas en donde el profesorado enfatizaba comportamientos de liderazgo, amabilidad, ayuda y comprensión y ofrecían menos muestras de inseguridad e insatisfacción.

Recientemente, el equipo de Wubbels ha validado un instrumento de 20 ítems aplicable a niños y niñas de 6 a 9 años (QTI-EP, *Early Primary*, Zijlstra, Wubbels, Brekelmans, y Koomen, 2013). En este estudio, la dimensión control explica algo más de varianza en matemáticas que la dimensión proximidad, y suele tener más influencia en el rendimiento de todos los niños, mientras que la proximidad parece ser más importante en unas clases que en otras.

De acuerdo con lo anteriormente expuesto, este estudio tiene un doble objetivo: 1) adaptar al castellano un instrumento para medir las percepciones de los niños en

primer ciclo de Educación Primaria respecto de la relación del profesor con su alumnado, y que permita medir los niveles de *proximidad* y de *control* del profesorado; y 2) analizar la influencia de las dimensiones interpersonales P-A percibidas por el alumnado en sus resultados académicos. Como variable criterio se han utilizado dos medidas del rendimiento, concretamente la calificación en matemáticas y una medida compuesta de rendimiento.

Método

Participantes

La muestra estuvo formada por 674 alumnos escolarizados en 33 aulas de primer ciclo de Educación Primaria (14 aulas de primero y 19 aulas de segundo) de colegios públicos de áreas urbanas de Castellón, Sevilla y Valladolid, distribuidos de la siguiente forma: por área geográfica: 419 de Castellón (62.20%), 145 de Sevilla (21.50%) y 110 de Valladolid (16.30%); por sexo: 350 chicas (52.08%) y 323 chicos (47.92%); por curso de Educación Primaria: 293 de primero (43.62%) y 381 de segundo (56.38%). El alumnado participante evaluaba específicamente la relación con su profesor tutor o tutora, ya que era el docente con el que estaban más tiempo y con el que realizaban más actividades.

Instrumentos

Cuestionario de la Relación entre el Profesorado y el Alumnado de los Primeros Cursos de Educación Primaria (Questionnaire on Teacher Interaction-Early Primary, QTI-EP)

Los ítems del QTI-EP son afirmaciones descriptivas de experiencias típicas que ocurren en las aulas y de conductas docentes en la clase con el grupo de alumnos (p. e., “El maestro es simpático”, “El maestro explica las cosas con claridad”). El foco son las conductas de *Proximidad* y de *Control* emitidas por el profesorado. Cada dimensión contiene 10 ítems con conductas positivas y negativas. Ejemplos de ítems de la dimensión *proximidad* son “El maestro nos trata bien” y “El maestro se enfada enseguida”. Ejemplos de ítems de la dimensión *control* son “El maestro explica todo muy bien” y “Los niños desobedecen al maestro”. La adaptación de los ítems del inglés al castellano se hizo mediante procedimiento de retrotraducción y participación de personas expertas. En el momento de la aplicación se personaliza el cuestionario mencionando el nombre del tutor/a de la clase.

Se pide a los niños que respondan usando una escala tipo Likert de 5 puntos (nunca, pocas veces, a veces, muchas veces, siempre). Para interpretar mejor los resultados, las puntuaciones de cada dimensión se transformaron a una escala de 0 a 1.

Rendimiento académico

Como señalan Roorda et al. (2011) el uso de tests, calificaciones escolares o estimaciones del profesorado como medida de rendimiento académico puede variar los resultados. En este estudio se ha optado por utilizar las calificaciones escolares puesto que las percepciones de los alumnos de las relaciones P-A afectan más a las calificaciones que a las pruebas objetivas (Roorda et al., 2011). En concreto se han empleado dos medidas, usando la escala insuficiente, suficiente, bien, notable y sobresaliente: 1) la calificación obtenida por el alumno al final de curso en matemáticas. Crosnoe et al. (2010) informan que al inicio de la escolaridad existen grandes diferencias individuales en las habilidades matemáticas y que en los primeros cursos la enseñanza de las matemáticas tiene un carácter altamente acumulativo y un fuerte componente didáctico. Así, la calidad de la interacción P-A parece ser especialmente importante en el caso de las actividades de aprendizaje de las matemáticas; 2) como medida del rendimiento académico medio, se empleó una calificación compuesta con las calificaciones de matemáticas, lengua castellana y conocimiento del medio, que fueron materias impartidas por el profesorado tutor en todas las aulas. Como en el estudio de Zijlstra et al. (2013) se emplearon pruebas de rendimiento a nivel nacional, la utilización de las calificaciones en esta

investigación posibilita confirmar si se mantienen los resultados obtenidos en el estudio original.

Procedimiento

El presente estudio se llevó a cabo en el primer ciclo de Educación Primaria en diez colegios públicos de Castellón, Sevilla y Valladolid. Se solicitaron los preceptivos permisos a los centros y a las familias para poder administrar los cuestionarios. Dada la edad del alumnado, 6-8 años, el QTI-EP fue administrado de forma individual. El personal investigador leía en voz alta el ítem y el niño señalaba su opción de respuesta en una escala. El tiempo de pase gira en torno a los 6 minutos.

Al terminar el curso se solicitó a los colegios los resultados de los alumnos en la evaluación final. Tres colegios no facilitaron las evaluaciones finales, por lo que en los análisis de regresión participaron 447 alumnos de 21 aulas (13 de segundo y 8 de primero).

Resultados

Para llevar a cabo nuestros objetivos se desarrolló la siguiente estrategia de análisis. En primer lugar se analizó la validez de constructo del QTI-EP —mediante la comparación de dos análisis factoriales confirmatorios y el cálculo de la varianza media extractada—, y el análisis correlaciones entre las dos dimensiones resultantes y entre los ítems de

cada dimensión. A continuación se abordó el estudio de diferentes tipos de fiabilidad (consistencia interna, fiabilidad compuesta, grado de acuerdo entre los informantes de una misma aula y diferencias entre aulas). Por último, se estudió la asociación entre las dimensiones del QTI-EP y el rendimiento académico (validez predictiva), mediante el análisis de correlaciones entre dimensiones interpersonales y criterios y el análisis de modelos de regresión jerárquicos.

Validez y fiabilidad del QTI-EP

Para explorar la validez de constructo del QTI-EP se han realizado dos análisis factoriales confirmatorios (AFC) con el programa EQS (Structural Equation Program for Windows, 6.1, Bentler, 1995). De acuerdo con el esquema de Wubbels et al. (1983), se espera que dos dimensiones interpersonales, *proximidad* y *control*, subyazcan a los datos. Para testar la hipótesis se han propuesto dos modelos: un modelo de dos factores (*proximidad* y *control*) y un modelo jerárquico de dos factores (en el que cada una de las dos dimensiones explica los constructos de segundo orden: *cordialidad* y *oposición* en el caso de la dimensión *proximidad*; *claridad* y *problemas de disciplina* en la dimensión *control*). Para comparar los dos modelos se ha utilizado el cambio significativo en χ^2 (Kline, 2005).

Al iniciar los AFC se encontró que algunos de los ítems no seguían

Tabla 1

Resumen de los Índices de Ajuste de los Modelos de las Relaciones Interpersonales Testados mediante Análisis Factorial Confirmatorio

	χ^2_{S-B}	χ^2_{S-B}/df	CFI	IFI	RMSEA
Modelo de dos Factores	483.581	3.61	.766	.768	.062 (90% entre .056 y .068)
Modelo de dos Factores Jerárquicos	264.318	2.03	.910	.911	.039 (90% entre .032 y .048)

Nota. χ^2_{S-B} (Satorra-Bentler Scaled χ^2), χ^2_{S-B}/df , Comparative Fit Index (CFI), Bollen Fit Index (IFI) y Root Mean-Square Error of Aproximation (RMSEA).

una distribución normal (coeficiente de curtosis multivariada de Mardia normalizado = 50.78, muy superior a 3), por lo que se utilizaron estimaciones robustas para el método de ajuste (ML-Robusto, método de máxima probabilidad con estimaciones robustas). La Tabla 1 muestra un resumen de los índices de ajuste de los dos modelos. Los resultados indican que el modelo jerárquico de dos factores ajusta mejor los datos ($\Delta\chi^2_{S-B}(4) = 219.263$, $p \leq .001$) que el modelo de dos factores. Como se muestra en la Tabla 1 los índices de ajuste apoyan la bondad del modelo jerárquico ($\chi^2_{S-B}(df=130, N=674) = 264.318$, $p = 0.004$; $\chi^2_{S-B}/df = 2.03$; CFI = .910; IFI = .911; RMSEA = .039, con el 90% del intervalo de confianza entre .032 y .048). En la Tabla 2 se presentan los 18 ítems que mostraron un buen ajuste en el AFC jerárquico y sus pesos factoriales.

La varianza media extractada, o promedio de las varianzas de los

indicadores, de la dimensión *proximidad* es .34 y la de la dimensión *control* .27. El rango de pesos factoriales estandarizados de los 18 ítems se sitúa entre .389 del ítem 7 y .720 del ítem 19, todos ellos significativos sobre alguno de los 4 factores de segundo orden. Con relación al cuestionario original, se han eliminado dos ítems del factor oposición porque sus pesos factoriales eran inferiores a .30 (“El maestro/a piensa que es malo cometer errores” y “El maestro/a se enfada si cometemos errores”). El ítem “Los niños y las niñas le prestan atención al maestro/a” del factor *claridad* ha ajustado mejor en el factor *problemas de disciplina*, en sentido inverso. Este cambio es coherente con el sentido general del factor, que los niños desobedecen o que el maestro gestiona mal el aula.

De acuerdo con el esquema teórico, las dos dimensiones interpersonales deberían ser independientes. Para testar esta afirmación se

Tabla 2

Análisis Factorial Confirmatorio Jerárquico. Pesos Factoriales No Estandarizados y Errores de Estimación y Pesos Factoriales Estandarizados

Parámetros	Pesos Factoriales No Estandarizados	Error de Estimación	Pesos Factoriales Estandarizados
DIMENSIÓN 1: PROXIMIDAD			
Factor 1: Amabilidad	.772	.092	.681
1. El maestro/a (...) es un maestro/a amable	.807	.101	.562
16. El maestro/a (...) es simpático/a.	.929	.107	.591
19. El maestro/a (...) nos trata bien.	1.000	—	.720
Factor 2: Oposición	1.000	—	-.691
9. El maestro/a (...) se enfada.	-.788	.073	-.588
10. El maestro/a (...) se queja.	-.608	.073	-.447
13. El maestro/a (...) nos riñe, nos regaña.	-.828	.073	-.585
17. El maestro/a (...) se enfada enseguida.	-.631	.073	-.461
18. El maestro/a (...) nos grita.	1.000	—	-.663
DIMENSIÓN 2: CONTROL			
Factor 3: Claridad	.656	.111	.701
2. El maestro/a (...) explica todo muy bien	.557	.115	.435
4. Cuando el maestro/a (...) hace una promesa, la cumple [cuando dice que hará una cosa, la hace].	1.000	—	.489
6. Todos los niños/as aprenden mucho con el maestro/a	.674	.115	.482
11. El maestro/a (...) explica las cosas con claridad.	.774	.133	.533
Factor 4: Problemas de disciplina	1.000	—	-.652
7. En clase hacemos cosas que no están permitidas.	-.542	.067	-.389
8. Los niños y las niñas le prestan atención al maestro/a (...).	.599	.063	.470
12. Cuando el maestro/a (...) dice que nos callemos no le hacemos caso y seguimos hablando.	-.747	.071	-.489
14. Los niños/as hablan sin permiso	-.973	.071	-.625
15. Los niños/as desobedecen al maestro/a (...).	1.000	—	-.717
20. El maestro/a (...) deja que los niños/as hagan el tonto en clase	-.733	.072	-.652

ha inspeccionado la correlación entre *proximidad* y *control*. Los resultados muestran que ambas dimensiones están relacionadas ($r = .53$), resultado que coincide con el obtenido por Zijlstra et al. (2013). En términos de validez discriminante, una regla de oro es que la correlación sea inferior a .70 (Kline, 2005). Así, se puede afirmar que las dos dimensiones tienen una considerable cantidad de varianza única y se pueden estudiar como dos constructos diferenciados.

A continuación se exploraron las correlaciones entre los ítems de cada dimensión para observar si existen problemas de redundancia entre los ítems. Goh y Fraser (1998) ya usaron este procedimiento para analizar las cualidades psicométricas del QTI. La media de correlaciones en la dimensión *proximidad* es .24 y en la dimensión *control* .19, lo que indica que el solapamiento entre los ítems es pequeño.

Para determinar la fiabilidad de las dos dimensiones del QTI-EP se estudió la consistencia interna, la fiabilidad de constructo (fiabilidad compuesta), el acuerdo entre informadores de cada dimensión y las diferencias entre aulas. La consistencia interna es aceptable en las dos dimensiones (α de Cronbach = .71 y .70, en *proximidad* y *control*, respectivamente) y la fiabilidad compuesta es buena (.80 y .78, en *proximidad* y *control*, respectivamente). En términos de fiabilidad, otra característica deseable de un instrumento que trata de evaluar el clima

de aula es el grado de acuerdo entre los informantes, o en qué grado los niños de una misma clase perciben a su profesor de forma similar, pero diferentemente de cómo los estudiantes de otra clase perciben al suyo (Lebreton y Senter, 2008). Para ello se calculó en primer lugar el coeficiente de correlación intraclass (ICC). En la muestra, con una ratio media de 20 alumnos por clase, el acuerdo entre los estudiantes de la misma clase es moderadamente alto en *proximidad* (ICC = .13, que equivale a un 74% de acuerdo entre los alumnos de una clase) y moderadamente bajo en *control* (ICC = .08, que equivale a un 63% de acuerdo). Lüdtke, Robitzsch, Trautwein y Kunter (2009) señalan que en ambientes escolares suelen ser infrecuentes ICCs superiores a .30. A continuación se realizó un análisis de varianza (ANOVA) de un factor, en el que se utilizó como factor fijo inter-sujetos el ser miembro de una clase. Los valores η^2 obtenidos son .15 ($p < .000$) para la dimensión *proximidad* y .13 ($p < .000$) para la dimensión *control*, lo que indica que hay diferencias significativas entre aulas en ambas dimensiones.

Asociación entre las relaciones P-A y rendimiento académico

En las Tabla 3 se presentan los datos descriptivos de las dimensiones interpersonales y del rendimiento académico.

Las medias de *proximidad* y de *control* son muy altas, .80 y .81 res-

Tabla 3

Información Descriptiva de las Dimensiones Interpersonales y del Rendimiento Académico

	M	DT	Min.	Max.
Dimensiones Interpersonales (N = 674)				
Proximidad	.80	.12	.35	1.00
Control	.81	.12	.46	1.00
Rendimiento (N = 447)				
Matemáticas	3.62	1.23	1.00	5.00
Calificación compuesta	3.63	1.11	1.00	5.00

pectivamente. El rango de puntuaciones es relativamente estrecho, .65 en *proximidad* (con el 36% de las puntuaciones fuera de la gran media, $\pm 1z$) y .54 en *control* (28% fuera de la gran media). La media de matemáticas y de la calificación compuesta son altas, 3.62 y 3.63, respectivamente. En matemáticas el rango va de 1 a 5, con un 46.9% de las calificaciones fuera de la gran media. En la calificación compuesta el rango también se sitúa entre 1 y 5, pero sólo el 31.5% de las calificaciones están fuera de la gran media.

Para estudiar la validez predictiva de las dimensiones interpersonales del docente del rendimiento académico de su alumnado se recurre al análisis de correlaciones y al análisis de regresión. En la Tabla 4 se presentan las correlaciones de Pearson entre las dimensiones interpersonales y las variables de rendimiento.

Se observa que todas las correlaciones son positivas, pero sólo son significativas las de la dimensión

Tabla 4

Correlaciones r de Pearson entre Dimensiones Interpersonales y el Rendimiento Académico

	Matemáticas	Calificación compuesta
Proximidad	.14**	.15***
Control	.04	.06

Nota. * $p \leq .05$; ** $p \leq .01$; *** $p \leq .001$; N = 447.

proximidad, tanto con matemáticas ($r = .14^{**}$) como con la calificación compuesta ($r = .15^{***}$).

Mediante análisis de regresión jerárquica testamos tanto la contribución individual de cada dimensión interpersonal a las medidas de rendimiento como su contribución conjunta. En primer lugar, se incluyeron posibles covariables de esta asociación, el curso y el sexo de los discentes. A continuación se introdujeron las dimensiones interpersonales, primero de forma independiente cada una, y después conjuntamente.

En el último paso se consideraron los términos de la interacción.

Dado que se utilizó un amplio número de aulas completas de primero y de segundo (21), que las correlaciones entre las dimensiones interpersonales y el rendimiento a nivel de aula son superiores a las obtenidas a nivel de alumno y que los ICC de las dimensiones interpersonales son moderados, se decidió realizar modelos de regresión con dos niveles, nivel alumno y nivel maestro-aula. Para confirmar esta hipótesis se calculó el ICC de matemáticas y el ICC de calificación compuesta. El ICC de matemáticas es .07 y el ICC de la calificación compuesta es .08. Estos

resultados indicaron que no era adecuado seguir por la vía de un análisis multinivel, ya que ser de una clase u otra tenía poco peso en la calificación. Así se optó por realizar análisis de regresión multivariados paso a paso, por bloques. En la Tabla 5 se presenta un resumen de los análisis de regresión.

Para realizar estos análisis se han centrado todas las variables: para centrar las variables categóricas se han adoptado los valores -1 y 1 (sexo: chicos = -1, chicas = 1; curso: primero = -1 y segundo = 1) y para centrar las variables continuas, a la puntuación directa se le ha sustraído la media. Las dos covariables empleadas no han resultado

Tabla 5

Tabla Resumen de los Modelos de Regresión para predecir el Rendimiento Académico en función de las Dimensiones Interpersonales en las Aulas de Primer Ciclo de Educación Primaria

	Modelo Covarianza		Modelo Proximidad		Modelo Control		Modelo Conjunto		Modelo Interacción	
	ΔR^2	β	ΔR^2	β	ΔR^2	β	ΔR^2	β	ΔR^2	β
Matemáticas			.019**		.002		.020		.022	
Proximidad				.136**	—		.155**		.142*	
Control				—	.043		-.036		-.048	
Int_ProxControl									-.057	
Calificación compuesta	.007		.031***		.013		.031		.039*	
Curso		.086		.092*		.098*		.092		.101*
Proximidad				.154**		—		.155**		.132*
Control				—		.078		-.002		-.021
Int_ProxControl										-.099*

Nota. * $p \leq .05$; ** $p \leq .01$; *** $p \leq .001$; $N = 447$. Para la significación de R^2 se toma la del ΔR^2 desde el modelo anterior con R^2 más alto.

significativas por sí solas. No obstante, se decidió mantener la covariable curso en las predicciones de la calificación compuesta, dado que en combinación con las variables interpersonales adquiriría significación. El rango del Durbin-Watson test se situó entre 1.966 y 1.961 por lo que se descartaron problemas de multicolinealidad.

La dimensión *control* no resultó ser un predictor significativo en ninguno de los modelos, lo cual indica que en estas edades la dimensión *control* per se no ayuda a explicar las variaciones individuales en rendimiento. El único predictor de las matemáticas fue la *proximidad* ($\beta = .136$; $p = .004$), mientras que en el caso de la calificación compuesta, el modelo que más explicó

el rendimiento fue el modelo de interacción ($F_{(4,442)} = 4.539$, $p = .000$, $R^2 = 0.39$), que incluyó el *curso* ($\beta = .101$; $p = .034$), la *proximidad* ($\beta = .132$; $p = .017$), el *control* ($\beta = -.021$; $p = .712$) y la interacción *proximidad*control* ($\beta = -.099$; $p = .050$).

Para investigar el significado de la interacción se ha seguido el procedimiento propuesto por Holmbeck (2002). Para ello se formaron tres grupos de alumnos en función del *control* que percibían en su maestro: alto (su puntuación estaba por encima de 1 desviación típica, DT), medio (entre $\pm 1DT$) y bajo (por debajo de $-1DT$). A continuación se hicieron tres análisis de regresión de forma separada para cada uno de los grupos (ver Figura 1).

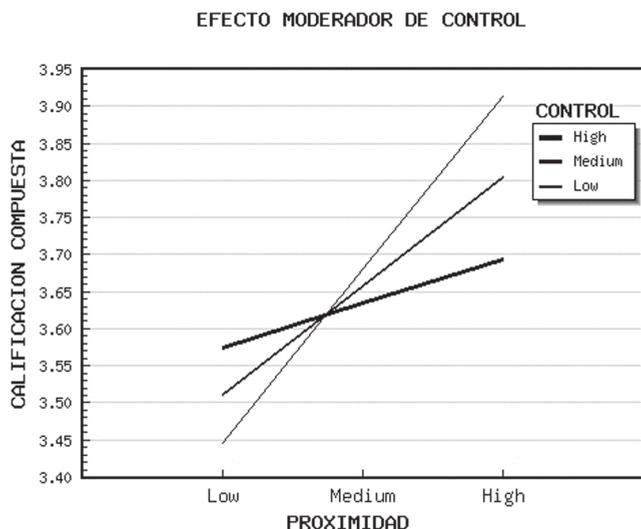


Figura 1. Efecto moderador de la dimensión control en la predicción de la calificación compuesta por la dimensión proximidad.

Para saber si había diferencias entre las pendientes de los tres grupos, esto es, si la asociación entre calificación compuesta y *proximidad* variaba en función del nivel de control percibido, se realizaron pruebas post-hoc con el programa *ModGraph* de Jose (2013). Los resultados indicaron que los niveles bajo ($t_{(444)} = 3.44, p < .001$) y medio ($t_{(444)} = 2.38, p = .02$) de *control* moderaban la relación entre *proximidad* y calificación compuesta, pero no así los niveles altos de *control*. El efecto favorable de la *proximidad* sobre la calificación compuesta disminuía a medida que se percibía más *control*, de modo que la combinación bajo *control* y alta *proximidad* era la que producía el mejor rendimiento.

Discusión

En la presente investigación se ha adaptado al contexto español la versión del Cuestionario QTI para los primeros años de escolaridad, que mide la percepción del clima de aula, entendido como las relaciones del profesor con el alumnado desde una perspectiva interpersonal (QTI-EP, Zijlstra et al., 2013). Asimismo, se ha estudiado la influencia de los patrones interpersonales del maestro o maestra, tal como los percibe el alumnado del aula, en el rendimiento académico.

El cuestionario en castellano tiene la misma estructura factorial que el original, sus índices de fiabi-

lidad son aceptables y proporciona evidencias de su validez predictiva del rendimiento. Tras el análisis factorial confirmatorio el cuestionario pasó de 20 a 18 ítems.

El cuestionario QTI-EP aporta una contribución única, que va más allá de la relación diádica P-A (p.e., Pianta, 2006) y tiene en cuenta el contexto plural y ecológico del aula. El QTI-EP pone al alumnado en situación de informar directamente del clima de aula, de cómo el profesor trata al alumnado globalmente, de cómo les enseña y hace frente a las cuestiones de disciplina, y no de cómo cada alumno se siente personalmente en el aula en la relación diádica con ese profesor. Hasta la fecha ambas tradiciones se han dado la espalda. Relaciones personales y clima social son dos aspectos diferentes, pero relacionados. Mora (2012) ha encontrado que ambos aspectos se predicen mutuamente, pero que la capacidad predictiva de las dimensiones interpersonales (*proximidad*, *control*) sobre las relaciones diádicas (en términos de calidez, cercanía y conflicto) es mucho mayor que a la inversa, justificando de esta forma las intervenciones de carácter universal sobre las intervenciones focalizadas en niñas y niños concretos.

Los resultados ratifican la teoría interpersonal propuesta por Wubbels et al. (1985). En estas edades se confirma también la presencia de las dos dimensiones, *proximidad* y *control*, cada una de ellas con un polo positivo y otro negativo. El polo po-

sitivo de la dimensión *proximidad* muestra el trato simpático y amable y el polo negativo las manifestaciones de insatisfacción por parte de la maestra o maestro (se queja, nos grita, etc.). En la dimensión *control*, en el polo positivo aparece la claridad, la atención y la coherencia del profesorado, y en el polo negativo, la ausencia de control o un control aplicado inadecuadamente de forma que el alumnado desobedece, no presta atención, contesta y habla sin permiso. Así, en cada aula se construye un clima interpersonal único resultado de las múltiples interacciones entre el profesor y el grupo de alumnos (Kokkinos et al., 2009).

Además, a diferencia de lo que ocurre con alumnado de cursos superiores en estas edades ambas dimensiones mantienen una correlación positiva y moderada (Zijlstra, Wubbels, y Brekelmans, 2010). Así, las conductas docentes que proporcionan apoyo afectivo afectan sus conductas dirigidas a estructurar las condiciones de aprendizaje y viceversa. Como señalan Brock, Nishida, Chiong, Grimm y Rimm-Kaufman (2008), el que los discentes se esfuercen, completen sus tareas escolares y tengan un buen rendimiento depende parcialmente de su percepción de la calidad de las interacciones de *proximidad* como de las interacciones de *control* que su profesor o profesora mantiene con la clase. Vaquer et al. (2011) se refieren a ello cuando afirman que los dos componentes del pilotaje educativo que ejerce quien enseña,

el *sostén afectivo* y la *guía*, han de funcionar necesariamente de forma integrada.

En conjunto, estos resultados apoyan la afirmación de Murray et al. (2008) de que hay suficiente evidencia de que los niños de primer ciclo informan de forma adecuada sobre los distintos apoyos que reciben, y que estos constructos se relacionan con el ajuste escolar. Los niños de este estudio son capaces de proporcionar información fiable tanto de los niveles de *proximidad* que su profesor-tutor proporciona al grupo como del grado de *control* que ejerce en el aula, observándose un acuerdo significativo entre los niños de una misma clase sobre el trato interpersonal que el profesor dispensa al alumnado. Los resultados también revelan que, aunque el alumnado de estas edades tiende a percibir niveles elevados de *proximidad* y de *control* en sus docentes, las percepciones de los estudiantes de una clase son diferentes de las de los estudiantes de otras clases, que el QTI es capaz de establecer diferencias entre aulas en *proximidad* y en *control*.

Un elemento relevante en el estudio de las percepciones que los estudiantes tienen sobre el clima de relaciones con el profesorado descansa en su capacidad predictiva del rendimiento. Los resultados confirman parte de los resultados de Zijlstra et al. (2013), pues sólo las conductas de *proximidad* predicen el rendimiento académico. Así, para el alumnado de estas edades resulta

esencial el nivel de *proximidad* que proporciona el profesorado, lo que apoya la conclusión del meta-análisis de Cornelius-White (2007) de que las variables afectivas son las que se asocian más fuertemente con los resultados del estudiante. Por otro lado, si bien la dimensión *control* no ha resultado ser un predictor del rendimiento académico, sí se ha encontrado un efecto moderador del control en la capacidad predictiva de la dimensión *proximidad* de la calificación compuesta. Globalmente, los resultados indican, por una parte, que las calificaciones son mejores a medida que se incrementa la *proximidad*, y por otra parte, que a medida que se percibe más *control*, la intensidad del efecto de la *proximidad* en las notas disminuye. El empeño excesivo de influir o estructurar no mejora la relación positiva entre *proximidad* y las calificaciones escolares. Tomando como referencia los niveles de *proximidad* se observa que: a) en niveles de *proximidad* altos, los mejores resultados se producen con niveles de *control* bajos y medios; b) en niveles de *proximidad* media, el *control* por parte del profesor no aporta ninguna diferencia, y c) en niveles de *proximidad* bajos, se prefieren niveles altos/medios de estructuración que compensen esa falta de apoyo afectivo. Parece pues aconsejable, y esto puede considerarse una implicación práctica de esta investigación, que el profesorado ponga sus esfuerzos tanto en comprender y establecer relaciones de amabilidad

y de ayuda con el alumnado como en autorregular sus intentos de controlar o influir en la clase, promoviendo niveles de autonomía y cooperación en los alumnos. Sólo en ambientes pobres en conductas de *proximidad* parece que una estructuración media-alta produciría mejores resultados.

Aunque el QTI-EP abre posibilidades esperanzadoras, conviene señalar alguna limitación en el estudio. Así, hay dos ítems, el 3 y el 5, que no han entrado a formar parte de la estructura factorial porque aportan poca varianza al constructo de proximidad. Ambos hacen referencia a cómo actúa el profesorado cuando los niños cometen errores. Averiguar lo que entienden los niños por el concepto “errores” o utilizar expresiones alternativas como “se enfada cuando hacemos algo mal” o “se enfada si hacemos faltas” puede ayudar. Igualmente, dados los resultados, sería de interés ampliar el número de aulas que autoricen el uso de las calificaciones escolares en los estudios de investigación, lo que permitiría realizar estudios multinivel, y analizar mejor las diferencias en rendimiento entre aulas, es decir, entre los estilos interpersonales de enseñanza del profesorado. De la misma forma, las diferencias encontradas respecto al estudio de Zijlstra et al. (2013), así como las identificadas en el presente estudio según se utilicen la calificación en matemáticas o una calificación compuesta, indica la necesidad de seguir prestando aten-

ción al efecto que producen distintas medidas del rendimiento (test, estimaciones, calificaciones), y al tipo de medida específica que se usa (calificación en matemáticas, calificación global). Finalmente, uno de los retos de próximas investigaciones sin duda será seguir analizando el efecto de la interacción entre las dimensiones interpersonales, cuestión nuclear a la teoría interpersonal propugnada.

Por último, teniendo en cuenta los resultados obtenidos se considera que el QTI-EP puede ser usado no sólo con fines de evaluación de ambientes, sino como guía para mejorar las relaciones interpersonales y ayudar al profesorado en su desarrollo profesional para diseñar estrategias de intervención (Nijveldt, Beijaard, Verloop, Brekelmans, y Wubbels, 2005), lo cual puede considerarse una aportación positiva de este estudio. Finalmente se puede considerar que modificar las interacciones emocionales y las interacciones instruc-

cionales del profesor con el alumnado pueden variar las trayectorias escolares de los niños. Desde la consideración del profesorado como un profesional reflexivo (Spilt, 2010), el QTI-EP permitiría: a) ayudarlo a analizar las diferencias entre las percepciones de los niños con sus propias percepciones; b) instruirle en principios generales de comportamiento interpersonal en los que conductas de apoyo emocional (*proximidad*) y de apoyo instruccional (*control*) tienen que estar siempre presentes; y c) sugerirle, a partir de los ítems del QTI-EP, un repertorio de conductas a fomentar o minimizar, aspectos que sin duda pueden contribuir a la mejora de la calidad de la enseñanza. El QTI-EP se convierte así en un recurso para promover las habilidades docentes motivadoras, que en opinión de Carbonero, Román, Martín-Antón, y Reoyo (2009) se convierten en una cuestión imprescindible a la hora de abordar la implicación del alumnado en tareas de aprendizaje.

Referencias

- Amelsvoort, J. van (1999). *Perspective on instruction, motivation and self-regulation*. [In Dutch] Unpublished Doctoral Dissertation. Nijmegen: Katholieke Universiteit Nijmegen.
- Bentler, P. M. (1995). *EQS structural equations program manual*. Encino, CA: Multivariate Software.
- Brekelmans, M., Slegers, P., y Fraser, B. (2000). Teaching for active learning. En R. J. Simon, J. van der Linden y T. Duffy (coords.), *New learning* (pp. 227-241). Dordrecht, The Netherlands: Kluwer Academic Publishers.
- Brock, L. L. den, Nishida, T. K., Chiong, C., Grimm, K. J., y Rimm-Kaufman, S. E. (2008). Children's perceptions of the classroom environment and social and academic performance: A

- longitudinal analysis of the contribution of the responsive teacher approach. *Journal of School Psychology, 46*, 129-149. doi: 10.1016/j.jsp.2007.02.004
- Brok, P. den, Brekelmans, M., y Wubbels, T. (2004). Interpersonal teacher behavior and student outcomes. *School Effectiveness and School Improvement, 15*(3-4), 407-442. doi: 10.1080/09243450512331383262
- Brok, P. den, Fisher, D., Brekelmans, M., Rickards, T., Wubbels, T., Levy, J., y Waldrup, B. (2003, April). *Students' perceptions of secondary teachers' interpersonal style in six countries: a study on the validity of the Questionnaire on Teacher Interaction*. Paper presented at the annual meeting of the American Educational Research Association, Chicago. ERIC document: ED475164.
- Buyse, E., Verschueren, K., Doumen, S., Van Damme, J., y Maes, F. (2008). Classroom problem behavior and teacher-child relationships in kindergarten: The moderating role of classroom climate. *Journal of School Psychology, 46*, 367-391. doi: 10.1016/j.jsp.2007.06.009
- Carbonero, M. A., Román, J. M.^a, Martín-Antón, L. J., y Reoyo, N. (2009). Efecto del programa de habilidades docentes motivadoras en el profesorado de secundaria. *Revista de Psicodidáctica, 14*(2), 229-243.
- Cornelius-White, J. (2007). Learner-centered teacher-student relationships are effective: A meta-analysis. *Review of Educational Research, 77*, 113-143. doi: 10.3102/003465430298563
- Crosnoe, R., Morrison, F., Burchinal, M., Pianta, R. C., Keating, D., Friedman, S. L., y Clarke-Stewart, K. A. (2010). Instruction, teacher-student relations, and math achievement trajectories in primary school. *Journal of Educational Psychology, 102*(2), 407-417. doi: 10.1037/a0017762
- Doyle, W. (1986). Classroom organization and management. En M. C. Wittrock (Ed.), *AERA Handbook of research on teaching*, 3rd. ed. (pp. 392-431). New York: Macmillan.
- Fraser, B. J., Aldridge, J. M., y Soerjaningsih, W. (2010). Instructor-student interpersonal interaction and student outcomes at the university level in Indonesia. *The Open Education Journal, 3*, 32-44.
- Fraser, B. J., y Walberg, H. J. (2005). Research on teacher-student relationships and learning environments: Context, retrospect and prospect. *International Journal of Educational Research, 43*, 103-109. doi: 10.1016/j.ijer.2006.03.001
- Goh, S. C., y Fraser, B. J. (1998). Teacher interpersonal behaviour, classroom environment and student outcomes in primary mathematics in Singapore. *Learning Environments Research, 1*, 199-229. doi: 10.1023/A:1009910017400
- Goh, S. C., y Fraser, B. J. (2000). Teacher interpersonal teacher behaviour and elementary students' outcomes. *Journal of Research in Childhood Education, 14*, 216-231. doi: 10.1080/02568540009594765
- Henderson, D. G. (1995). *A study of the classroom and laboratory environments and student attitude and achievement in senior Secondary Biology classes*. Unpublished doctoral dissertation. Perth: Curtin University of Technology.
- Holmbeck, G. N. (2002). Post-hoc probing of significant moderational and mediational effects in studies of pediatric populations. *Journal of*

- Pediatric Psychology*, 27, 87-96. doi: 10.1093/jpepsy/27.1.87
- Jose, P. E. (2013). *ModGraph-I: A programme to compute cell means for the graphical display of moderational analyses: The internet version, Version 3.0*. Victoria University of Wellington, Wellington, New Zealand. Retrieved [22-03-2012] from <http://pavlov.psyc.vuw.ac.nz/paul-jose/modgraph/>
- Kline, R. (2005). *Principles and practice of structural equation modelling*. 2nd ed. New York: Guilford Press.
- Kokkinos, C. M., Charalambous, K., y Davazoglou, A. (2009). Interpersonal teacher behaviour in primary school classrooms: A cross-cultural validation of a Greek translation of the Questionnaire on Teacher Interaction. *Learning Environments Research*, 12, 101-114. doi: 10.1007/s10984-009-9056-9
- Kyriakides, L., y Creemers, B. P. M. (2008). Using a multidimensional approach to measure the impact of classroom level factors upon student achievement: a study testing the validity of the dynamic model. *School Effectiveness and School Improvement*, 19(2), 183-205. doi: 10.1080/09243450802047873
- Leary, T. (1957). *An interpersonal diagnosis of personality*. New York: Ronald.
- Lebreton, J. M., y Senter, J. L. (2008). Answers to 20 questions about interrater reliability and interrater agreement. *Organizational Research Methods*, 11(4), 815-852. doi: 10.1177/1094428106296642
- Liew, J., Chen, Q., y Hughes, J. N. (2009). Child effortful control, teacher-student relationships, and achievement in academically at-risk children: Additive and interactive effects. *Early Childhood Research Quarterly*, 23, 51-64. doi: 10.1016/j.ecresq.2009.07.005
- Lüdtke, O., Robitzsch, A., Trautwein, U., y Kunter, M. (2009). Assessing the impact of learning environments: How to use student ratings of classroom or school characteristics in multilevel modeling. *Contemporary Educational Psychology* 34, 120-131. doi:10.1016/j.cedpsych.2008.12.001
- Maulana, R., Opdenakker, M-Ch., den Brok, P., y Bosker, R. (2011) Teacher-student interpersonal relationships in Indonesia: profiles and importance to student motivation, *Asia Pacific Journal of Education*, 31(01), 33-49. doi: 10.1080/02188791.2011.544061
- Mora, I. G. (2012). *El clima de aula y las relaciones profesor-alumno en las aulas de primer ciclo de educación primaria*. Trabajo Fin de Máster. Castellón: Universitat Jaume I.
- Murray, C., Murray, K. M., y Waas, G. A. (2008). Child and teacher reports of teacher-student relationships: Concordance of perspectives and associations with school adjustment in urban kindergarten classrooms. *Journal of Applied Developmental Psychology*, 29, 49-61.
- Nijveldt, M., Beijgaard, D., Verloop, N., Brekelmans, M., y Wubbels, T. (2005). Assessment of beginning teachers' interpersonal competence: The quality of assessors' judgement processes. *International Journal of Educational Research*, 43, 89-102. doi: 10.1016/j.ijer.2006.03.008
- Pianta, R. (2006). Classroom management and relationships between children and teachers: Implications for research and practice. En C. Evertson y C. Weinstein (Eds.), *Handbook of classroom management: research, practice, and contemporary issues* (pp. 685-710). Mahwah, NJ:

- Lawrence Erlbaum Associates, Publishers.
- Pianta, R. C., Hamre, B., y Stuhlman, M. W. (2003). Relationships between teachers and children. En W. Reynolds and G. Miller (Eds.), *Comprehensive handbook of psychology Vol. 7, Educational psychology* (pp. 199-234). Hoboken, NJ: Wiley.
- Rawnsley, D. G. (1997). *Associations between classroom learning environments, teacher interpersonal behaviour and student outcomes in Secondary Mathematics classrooms*. Unpublished doctoral dissertation. Perth: Curtin University of Technology.
- Roorda, D. L., Koomen, H., Spilt, J. T., y Oort, F. J. (2011). The influence of affective teacher-student relationships on students' school engagement and achievement: A Meta-Analytic Approach. *Review of Educational Research*, 8(4), 493-529. doi: 10.3102/0034654311421793
- Sivan, A., y Chan, D. W. K. (2013). Teacher interpersonal behaviour and secondary students' cognitive, affective and moral outcomes in Hong Kong. *Learning Environment Research*, 16, 23-36. doi: 10.1007/s10984-012-9123-5
- Skinner, E. A., Wellborn, J. G., y Connell, J. P. (1990). What it takes to do well in school and whether I've got it: A process model of perceived control and children's engagement and achievement in school. *Journal of Educational Psychology*, 82, 22-32. doi: 10.1037/0022-0663.82.1.22
- Spilt, J. L. (2010). *Relationships between teachers and disruptive children in kindergarten: An exploration of different methods and perspectives, and the possibility of change*. Dissertation. Amsterdam. SCO-Kohnstamm Instituut.
- Valiente, C., Lemerey-Chalfant, K., Swanson, J., y Reiser, M. (2008). Prediction of children's academic competence from their effortful control, relationships, and classroom participation. *Journal of Educational Psychology*, 100(1), 67-77. doi: 10.1037/0022-0663.100.1.67
- Vaquero, A., Carrero, V., y García Bacete, F. (2011). Encuentro y vinculación afectiva: pilotaje y proceso de nutrición relacional en educación. *Psychosocial Intervention*, 20(2), 213-225. doi: 10.5093/in2011v20n2a9
- Watzlawick, P., Beavin, J. H., y Jackson, D. (1967). *The pragmatics of human communication*. New York: Norton.
- Wubbels T., y Brekelmans, M. (2005). Two decades of research on teacher-student relationships in class. *International Journal of Educational Research*, 43, 6-24. doi: 10.1016/j.ijer.2006.03.003
- Wubbels, T., Brekelmans, M., y Hooyman, H. P. (1991). Interpersonal teacher behaviour in the classroom. En B. J. Fraser y H. J. Walberg (Eds.), *Educational environments and effects: Evaluation, antecedents and consequences* (pp. 141-160). London, UK: Pergamon Press.
- Wubbels, T., Brekelmans, M., Brok, P. den, y Tartwijk, J. van (2006). An interpersonal perspective on classroom management in secondary classrooms in the Netherlands. En C. Evertson y C. Weinstein (Eds.), *Handbook of classroom management: Research, practice and contemporary issues* (pp. 1161-1191). New York: Erlbaum.
- Wubbels, T., Créton, H. A., y Hooyman, H. P. (1985). *Discipline problems of beginning teachers, interactional behavior mapped out*. Paper

- presented at the American Educational Research Association Annual Meeting, Chicago.
- Zijlstra, A., Wubbels, T., y Brekelmans, M. (2010). *Child perceptions of the Child-Teacher Relationship and Mathematical Achievement: An Interpersonal Perspective on Teaching Early Grade Classrooms*. Paper presented in International Conference on Interpersonal Relationships in Education (ICIRE), in Boulder, Colorado (USA), April 28-29.
- Zijlstra, A., Wubbels, T., Brekelmans, M., y Koomen, H. (2013). Child perceptions of teacher interpersonal behavior and associations with mathematics achievement in Dutch early grade classrooms. *The Elementary School Journal*, 113, 4. (Preview published on line 23rd April 2013). doi: 10.1086/669618

Francisco Juan García Bacete es Profesor Titular de Universidad en el área de Psicología Evolutiva y de la Educación de la Universitat Jaume I de Castellón. Es el investigador principal del Grupo de Investigación Interuniversitario del Rechazo entre Iguales en el Contexto Escolar. Ha dirigido proyectos de investigación competitivos nacionales y autonómicos. Sus principales líneas de investigación son el estudio del rechazo entre iguales y la promoción de relaciones cooperativas entre las escuelas y las familias.

Patricia Ferrà Coll es Profesora Titular de Escuela Universitaria del Dpto. de Pedagogía y Didácticas Específicas de la Universidad de las Islas Baleares y miembro del grupo GREI (Grupo de Investigación Interuniversitario del Rechazo entre Iguales en el Contexto Escolar). Ha participado en investigaciones sobre la adopción, el *bullying* y el rechazo entre iguales.

M.^a Inés Monjas Casares es Profesora Titular de Universidad en el área de Psicología Evolutiva y de la Educación de la Universidad de Valladolid. Miembro del Grupo de Investigación de Excelencia (GIE) de Psicología de la Educación reconocido por la Junta de Castilla y León. Ha participado en proyectos de investigación competitivos nacionales y autonómicos (Grupo de Investigación Interuniversitario del Rechazo entre Iguales en el Contexto Escolar). Su actividad investigadora se centra en la competencia socio-emocional en la infancia y adolescencia y la prevención del rechazo, timidez y violencia escolar.

Ghislaine Marande es Licenciada en Psicología con Premio Extraordinario de final de carrera, y Máster en Mediación e Intervención Familiar. Actualmente Personal Investigador en Formación en la Universidad Jaume I por la Conselleria d'Educació, Cultura i Esport y miembro del grupo GREI (Grupo de Investigación Interuniversitario del Rechazo entre Iguales en el Contexto Escolar). Ha participado en proyectos de investigación competitivos nacionales y autonómicos. Su principal tema de investigación es el rechazo entre iguales en la Educación Primaria.

Fecha de recepción: 30-05-2013

Fecha de revisión: 10-09-2013

Fecha de aceptación: 12-11-2013

