

# The Dispositions for Culturally Responsive Pedagogy Scale (DCRPS): validación psicométrica y resultados en el profesorado español

*The Dispositions for Culturally Responsive Pedagogy Scale (DCRPS): psychometric validation and results among Spanish teachers*

Ángel Llorente-Villasante <sup>1\*</sup>   
Martha Lucía Orozco Gómez <sup>1</sup> 

<sup>1</sup> Universidad de Burgos, España

\* Autor/a de correspondencia. E-mail: [alvillasante@ubu.es](mailto:alvillasante@ubu.es)

## Cómo referenciar este artículo/ How to reference this article:

Llorente-Villasante, A., & Orozco-Gómez, M. L. (2025). The Dispositions for Culturally Responsive Pedagogy Scale (DCRPS): validación psicométrica y resultados en el profesorado español [The Dispositions for Culturally Responsive Pedagogy Scale (DCRPS): psychometric validation and results among Spanish teachers]. *Educación XX1*, 28(1), 257-282. <https://doi.org/10.5944/educxx1.39851>

Fecha de recepción: 09/02/2024  
Fecha de aceptación: 30/07/2024  
Publicado online: 07/01/2025

## RESUMEN

Las aulas educativas son un fiel reflejo de las sociedades cada vez más diversas y desiguales, es por ello que el profesorado precisa de una determinada disposición docente hacia sus estudiantes y su enseñanza que garantice una mayor justicia social. Este artículo describe una investigación instrumental centrada en la adaptación y validación en población española de la Disposition for Culturally Responsive Pedagogy Scale (Whitaker & Valtierra, 2018). El

objetivo principal es analizar las características psicométricas de esta escala, que evalúa la disposición docente hacia la Educación Culturalmente Receptiva (ECR). No se conocen o no hemos hallado instrumentos específicos en castellano que analicen la disposición docente hacia esta pedagogía. Se ha utilizado una metodología de corte cuantitativo por medio de un método de encuestas administradas a profesores de diferentes niveles educativos y regiones de España (N = 538). El análisis factorial confirmatorio reveló un ajuste óptimo para una estructura de tres factores: praxis educativa, comunidad y justicia social, tras eliminar dos ítems originales. Los resultados del análisis de fiabilidad indican una consistencia interna adecuada, con índices de Alfa de Cronbach ( $\alpha = .942$ ) y Omega de McDonald ( $\omega = .943$ ) satisfactorios. Además, se encontraron diferencias estadísticamente significativas respecto a las disposiciones hacia la ECR según el sexo, nivel educativo y especialidad del profesorado, lo que sugiere la relevancia de considerar estas variables al evaluar la disposición docente hacia la ECR en diferentes contextos educativos. En conclusión, el estudio proporciona una primera herramienta válida y fiable para conocer la disposición del profesorado hacia la ECR, contribuyendo así a la mejora de una educación más inclusiva y equitativa.

**Palabras clave:** educación culturalmente receptiva, evaluación del docente, formación docente, educación multicultural, validación

## ABSTRACT

Educational classrooms are a true reflection of increasingly diverse and unequal societies; therefore, teachers require a specific pedagogical disposition towards their students and teaching that ensures greater social justice. This article describes an instrumental study focused on adapting and validating the Disposition for Culturally Responsive Pedagogy Scale (Whitaker and Valtierra, 2018) in the Spanish population. The main goal is to analyze the psychometric characteristics of this scale, which evaluates the disposition towards Culturally Responsive Education (CRE). There are no known or we have not found any specific instruments in Spanish that analyze teachers' disposition towards this pedagogy. A quantitative methodology using surveys was administered to teachers at various educational levels and regions in Spain (N = 538). Confirmatory factor analysis revealed an optimal fit for a three-factor structure: educational praxis, community, and social justice, after removing two original items. Reliability analysis showed adequate internal consistency, with Cronbach's Alpha ( $\alpha = .942$ ) and McDonald's Omega ( $\omega = .943$ ). Significant differences in dispositions towards CRE were found based on sex, educational level, and specialty, suggesting the importance of considering these variables when evaluating dispositions towards CRE in different educational contexts. In conclusion, the study provides a first valid and reliable tool to assess teachers' dispositions towards CRE, contributing to more inclusive and equitable education.

**Keywords:** culturally responsive education, teacher evaluation, teacher training, multicultural education, validation

## INTRODUCCIÓN

La literatura científica reciente muestra una incongruencia cultural y lingüística entre el profesorado y la identidad del alumnado que afecta al aprendizaje y estado emocional de los estudiantes (Abacioglu et al., 2022; Adam & Byrne, 2023; Comstock, et al., 2023). En España, implica menor probabilidad de lograr el nivel académico básico y menor sentido de pertenencia de los estudiantes con procedencia cultural diversa hacia los centros educativos en comparación con sus análogos españoles (OECD, 2018; Bayona et al., 2020). En el curso 2022-23 el alumnado extranjero en España matriculado en enseñanza de régimen general representaba el 11.4% del total, siendo este el mayor dato registrado hasta la fecha (MEFP, 2023). La tendencia indica que continuará aumentando en los próximos años, por lo que el papel del profesorado es fundamental para evitar algunas dinámicas educativas de violencia e injusticia social, cognitiva y epistemológica, que imponen unos saberes y aprendizajes únicos y etnocéntricos. Algunos estudios han identificado cómo las capacidades y disposiciones docentes son necesarias para el desarrollo profesional de una educación inter/multicultural (Tualaulelei & Halse, 2021) que favorece el desarrollo y aprendizaje del alumnado por medio de pedagogías culturalmente adaptadas (Abacioglu et al., 2022) que luchan por evitar esas violencias e injusticias.

Aunque existen escalas en español que analizan las creencias y actitudes docentes hacia la diversidad cultural (Llorent y Álamo, 2016; Llorent y Álamo, 2019; Cabrera-Vázquez et al. 2022) u otras sobre la actitud de futuros docentes hacia la multiculturalidad en la escuela o la inmigración (Arques y Navas, 2010), al leal saber de los autores, no existen instrumentos en castellano para identificar la disposición docente hacia pedagogías como la educación culturalmente relevante, receptiva o sostenible (Ladson-Billings, 1995; Gay, 2010; Paris & Alim, 2017), que permiten reducir esa incongruencia cultural y lingüística mencionada entre profesorado y alumnado. Llorente Villasante et al. (2024) observaron cómo este tipo de pedagogías trabajan los recursos culturales del alumnado al considerar fondos de conocimiento e identidad en las aulas, para lo que es necesaria la continua reflexión docente que permita desarrollar una actitud favorable hacia estas pedagogías. En este artículo se expone la traducción y validación lingüística y cultural de la escala de disposiciones docentes hacia la pedagogía culturalmente receptiva (DCRPS por sus siglas en inglés, Whitaker & Valtierra, 2018a) que permite proponer un primer instrumento válido y fiable en castellano para analizar la disposición docente hacia la Educación Culturalmente Receptiva (ECR). Algunos trabajos en la literatura presentan escalas similares a la DCRPS en diferentes disciplinas (Kruger, 2019; Chuang, et al., 2020). Sin embargo, la DCRPS permite analizar la disposición docente del profesorado hacia la ECR desde aspectos políticos y críticos de la educación multicultural y la ECR, recogiendo reflexiones sobre la identidad docente o el racismo institucionalizado

(Chang & Cochran-Smith, 2022). Además, la estructura general de esta escala permite observar las impresiones sobre una adecuada gestión de la diversidad cultural, combinando la teoría cognitiva con la práctica educativa.

### **La educación culturalmente receptiva y sus variaciones terminológicas**

La cultura, al igual que los términos que se derivan de esta, deberían entenderse desde su naturaleza fluida e inacabada. Esto no implica ideas originales erróneas, sino que son necesarias reflexiones y adaptaciones ligadas al transcurso de las sociedades para construir nuevos entendimientos y teorías. Dentro de la ECR existen variaciones terminológicas (Ladson-Billings, 1995; Gay, 2010; Paris & Alim, 2017), pero generalmente se persigue un cambio educativo estructural con perspectiva crítica desde la relación significativa entre profesorado, alumnado y comunidad.

Desde los años 90 existe mayor interés por la ECR en EEUU debido al incremento de la diversidad cultural en las aulas y la preocupación por el escaso rendimiento de los estudiantes culturalmente diversos. Ladson-Billings (1995) señaló que hasta ese momento la responsabilidad de ese bajo rendimiento se centraba exclusivamente en los estudiantes, sin referencia alguna sobre el compromiso de los sistemas educativos. Era necesario entonces un cambio de paradigma que buscara que los entornos educativos y el profesorado se adaptasen a ese alumnado. Por una cuestión de responsabilidad docente al mejorar ese rendimiento de los estudiantes y acompañar sus aprendizajes, pero también por un compromiso social y ético del profesorado hacia esos estudiantes.

Las prácticas en ECR nacen como un método holístico para mejorar los resultados educativos del estudiantado (Ladson-Billings, 1995; Gay, 2010), considerando su procedencia cultural diversa, promoviendo un aprendizaje significativo, mayor competencia en aspectos culturales y una conciencia crítica ante las desigualdades sociales. Se deben trabajar aspectos como la participación, la identidad cultural, las relaciones personales entre profesorado y estudiantes, y considerar todas las características del alumnado para su aprendizaje (Stembridge, 2020).

### **Disposición y prácticas docentes relacionadas con la educación culturalmente receptiva**

Existe un gran recorrido de investigación sobre las disposiciones docentes (Diez, 2007; Sockett, 2009) y podríamos señalar que son aquellas «virtudes profesionales, las cualidades y los hábitos mentales y de comportamiento que poseen y desarrollan los profesores sobre la base de sus conocimientos, comprensión, valores y compromisos» (Socket, 2009. p. 301). La mayoría de los trabajos muestran cómo

esa disposición viene marcada por la relación entre las creencias y las prácticas del profesorado. En este sentido, la actitud caracterizada por las creencias determina en gran medida la disposición docente. La revisión de Stephens (2019) muestra la multitud de trabajos que señalan la disposición como algo vinculado a la actitud docente.

Aunque ciertas acciones del profesorado puedan parecer involuntarias, de alguna manera se rigen por marcos mentales que parten de sus actitudes o creencias y determinan su disposición docente. Esa disposición docente es culturalmente receptiva o adaptada a los y las estudiantes, cuando el profesorado adopta comportamientos en clase para crear ambientes de aprendizaje de apoyo y reflexión que fomenten el aprendizaje autónomo de todo el alumnado (Vavrus, 2008). Trabajos más actuales como los de Warren (2018) o Truscott & Stenhouse (2022) muestran cómo la disposición docente hacia la ECR se ve influenciada por actitudes y conocimientos previos del profesorado, y se ha demostrado cómo varios docentes sienten poca confianza a la hora de implementar una ECR en el aula (Adam & Byrne, 2023), necesitando y demandando mayor formación (Abacioglu et al., 2022; Adam & Byrne, 2023). Sin embargo, antes de esa formación es necesario examinar las creencias y actitudes del profesorado porque «ya sean positivas, negativas o ambivalentes, las creencias y actitudes siempre preceden y conforman los comportamientos» (Gay, 2013, p.4). Esto, además, provoca mayor seguridad al gestionar clases culturalmente diversas, analizando y cuestionando perspectivas inherentes a cada docente que afectan a su autoeficacia (Comstock et al. 2023).

En ocasiones, el profesorado puede que no cuente con demasiada experiencia para interaccionar con culturas diferentes, quizá porque en su contexto cercano no ha podido compartir o tener experiencias educativas donde convergen diferentes culturas (Gay, 2013), lo que puede conllevar que no exista entonces un cuestionamiento de la propia identidad docente o de sus actitudes que permita no solo reconocer los valores de cada estudiante sin importar su condición social o cultural, sino también aprender de ello, algo necesario para ejercer una ECR en las aulas (Villegas & Lucas, 2002, Vavrus, 2008). Es importante analizar las creencias del profesorado sobre la diversidad cultural de su alumnado para que adquieran una mayor autoeficacia y disposición docente para trabajar en espacios culturalmente diversos. Los docentes en ejercicio y en formación deberían tener espacios y oportunidades que desafíen sus actitudes y creencias hacia el alumnado culturalmente diverso, y reflexionar sobre cómo estas influyen en sus prácticas educativas. Así, podrán aprender de esos estudiantes, adoptar una visión constructivista del aprendizaje y convertirse en agentes de cambio utilizando las aulas y el colegio como un lugar de transformación social (Villegas & Lucas, 2002). Todo esto permitirá desarrollar una sensibilidad por parte del profesorado hacia

la diversidad cultural de los estudiantes, valorando sus influencias culturales y aplicándolas en sus enfoques pedagógicos.

Existen numerosos estudios que muestran cómo una pedagogía culturalmente receptiva que valore esos recursos culturales y los integre en los procesos de enseñanza-aprendizaje consigue mejorar los resultados académicos y la participación en el aula de los estudiantes culturalmente diversos (Fallon, et al. 2021; Anyichie, et al. 2023), teniendo un alto impacto también en el aprendizaje autónomo y el comportamiento emocional de los estudiantes (Anyichie, et al. 2023; Power, et al. 2024). Sin embargo, para que existan esos procesos formativos de mejora se deben tener en cuenta, especialmente, los espacios y contextos culturalmente diversos que rodean a los estudiantes, y el profesorado debe asegurar un trabajo conjunto con las familias y la comunidad para conseguir esos resultados óptimos (Fallon, et al. 2021; Anlimachie, et al. 2023).

### Instrumento seleccionado y planteamiento del estudio

La DCRPS se postula como un instrumento válido y confiable. La validación y desarrollo de la escala original siguió un proceso de seis fases: elaboración de ítems desde la literatura relacionada con la ECR, revisión de ítems por un comité de expertos, análisis factorial exploratorio (AFE), interpretación factorial, análisis factorial confirmatorio (AFC) y análisis de validez convergente y discriminante. El resultado fue una escala de 19 ítems ( $\alpha = 0.92$ ) y tres dimensiones.

La dimensión de praxis educativa (6 ítems,  $\alpha = 0.85$ ) busca explorar la práctica docente, considerando los pensamientos, experiencias, ideas, identidad u objetivos a la hora de enseñar, reflexionando sobre el mundo que rodea a los contextos educativos para transformarlos (Freire, 1970; Ladson-Billings, 1995). La dimensión de comunidad (9 ítems,  $\alpha = 0.87$ ) valora la opinión docente sobre la colaboración con el alumnado para crear comunidad en el aula y entender el mundo y el entorno a su alrededor (Freire, 1970; Gay, 2010), además de considerar su importancia en el proceso de enseñanza-aprendizaje. La dimensión de justicia social (4 ítems,  $\alpha = 0.68$ ) indaga hasta qué punto se consideran las escuelas como lugares que rompen, o no, con las desigualdades sociales, consiguiendo con ello un mayor pensamiento crítico y conciencia sociopolítica (Freire, 1979; Ladson-Billings, 1995) de las estructuras e instituciones que rodean los ámbitos educativos.

En este estudio planteamos la hipótesis de que la estructura factorial e índices de confiabilidad de la DCRPS original en inglés sean similares en español. Para ello se administra la escala DCRPS a profesorado español, y se indaga sobre los niveles de disposición docente para el trabajo de la ECR en el profesorado español. Los objetivos de investigación fueron:

1. Adaptar y examinar las propiedades psicométricas de la versión en español de la DCRPS para su validación.
2. Explorar la disposición docente hacia la ECR en el profesorado español
3. Determinar si existen diferencias en la disposición docente hacia la ECR del profesorado español según sexo, nivel educativo y especialidad docente.

## MÉTODO

### Diseño

Se trata de un estudio de tipo instrumental (Ato et al., 2013) donde se incluyen investigaciones que analizan las propiedades psicométricas de escalas de autoinforme, aquellas de nueva creación o traducciones y adaptaciones de instrumentos existentes. Se realizó un muestreo no probabilístico por bola de nieve y discrecional.

### Muestra

El tamaño de la muestra apropiado se determinó siguiendo el criterio de corte común de al menos 200 respuestas y una proporción mínima de 10 participantes por ítem, es decir, por cada ítem debe haber al menos 10 respuestas (Kline, 2014; Lloret-Segura et al., 2014). El cuestionario original cuenta con 19 ítems, para cumplir este requisito de 10 respuestas por ítem se necesitaba un mínimo de 190. Un total de 538 docentes de diferentes niveles educativos y distintas provincias de España respondieron voluntariamente y de forma anónima al cuestionario en línea diseñado para validar la escala. El estudio cumplió con las directrices de la Declaración de Helsinki (Declaración de la Asociación Médica Mundial), garantizando el compromiso ético-filosófico y el respeto indeclinable a la dignidad humana, la privacidad y la integridad física y moral, asegurando la protección de los datos personales durante toda la investigación. La investigación contaba también con un informe favorable del comité de bioética de la universidad responsable (RI 1105/2023).

Los datos sociodemográficos (Tabla 1) sexo, edad, nivel de enseñanza donde trabaja o especialidad docente, fueron las variables de clasificación. Respecto al nivel educativo, se diferencia entre Educación Secundaria Obligatoria (ESO) y Bachillerato, ambos dentro de la Educación Secundaria, porque pensamos que podría haber diferencias y agregar así valor al análisis. Aunque en el cuestionario online también se preguntó la provincia, país de nacimiento o procedencia familiar, su análisis no se pudo realizar por limitaciones en el tamaño muestral y una distribución muy

desigual entre cada una de esas variables, algo que limita el poder estadístico para los análisis. Por ejemplo, en el caso de la provincia, 186 participantes señalan ser de Madrid, 69 de Burgos o 25 de Segovia, con respuestas desde 40 provincias diferentes. Con el país de nacimiento, el 96% del profesorado que contestó al cuestionario señalaba haber nacido en España y, finalmente, para procedencia familiar, sucedía lo mismo con el 95% de la muestra señalando una procedencia familiar española. Por tanto, esto no se analizó ni se consideró finalmente al existir grandes diferencias en la muestra de cada una de esas variables.

**Tabla 1***Datos sociodemográficos de la muestra*

Muestra del profesorado	n	%
<b>Sexo</b>		
Mujer	402	74.7
Hombre	136	25.3
<b>Edad</b>		
De 22 a 31	83	15.4
De 32 a 41	133	24.7
De 42 a 51	145	27.0
52 o más	177	32.9
<b>Nivel de Enseñanza</b>		
Infantil	96	17.8
Primaria	189	35.1
ESO	183	34.0
Bachillerato	70	13.0
<b>Especialidad</b>		
Educación Especial	52	9.7
Ciencias Experimentales	80	14.9
Ciencias Sociales y Humanidades	176	32.7
Educación Física	39	7.2
Generalista EPO	170	31.6
Otra	21	3.9
<b>TOTAL</b>	538	100

## Instrumentos

### *The Disposition for Culturally Responsive Pedagogy Scale (DCRPS)*

Se utilizó la versión inicial de la escala validada por Whitaker & Valtierra (2018a) de tipo autoinforme de 19 ítems. La distribución de los ítems de la escala es:

- a) Praxis Educativa: P1, P2, P3, P4, P5, P6.
- b) Comunidad: C7, C8, C9, C10, C11, C12, C13, C14, C15.
- c) Justicia Social: J16, J17, J18, J19.

En el análisis AFC de la escala original, las autoras informan de los siguientes niveles de ajuste (NFI = 0.88; IFI = 0.92; CFI = 0.92; TLI = 0.91; SRMR = 0.061, RMSEA = .051,  $\alpha$  = 0.88).

### *Escala de actitudes hacia la Educación Multicultural (EAEM)*

Asimismo, la encuesta online incluyó la Escala de actitudes hacia la Educación Multicultural (Rodríguez, et al., 1997) para evaluar la validez concurrente de la escala DCRPS. Este instrumento cuenta con un alfa de Cronbach aceptable ( $\alpha$  = .88). Cabe destacar que en la formulación de ciertas preguntas se produjeron cambios en algunos ítems para adaptarlos al contexto actual, pero manteniendo su sentido original, como ya ha sucedido (Ledezma Vargas y Hernández Vigorena, 2023).

## Procedimiento

Se envió la encuesta por email a diferentes centros educativos para su distribución entre el profesorado de diferentes niveles educativos y provincias, además de compartir la entre los contactos más cercanos de los y las investigadoras, lo que puede explicar la sobrerepresentación de determinado tipo de profesorado.

Para la traducción, adaptación cultural y validación (TACV) se siguieron las dos etapas que recomiendan Ramada-Rodilla et al. (2013):

- a) Adaptación cultural, considerando los giros idiomáticos, el contexto cultural y el sistema educativo.
- b) La validación en castellano, para evaluar el grado de preservación de las propiedades psicométricas de la escala en inglés.

Se llevaron a cabo cinco pasos: 1. traducción directa (tres traductores bilingües independientes, cuya lengua materna era castellano, realizaron una traducción conceptual del instrumento). 2. Síntesis de las traducciones en una reunión online con los traductores, discutiendo discrepancias hasta alcanzar un consenso que se reflejó

en un informe. 3. Dos traductores bilingües sin conocimiento previo del tema, cuya lengua materna era el inglés, hicieron la traducción inversa. 4. Consolidación por un comité de expertos en una reunión online. Se recurrió a las autoras del cuestionario original para resolver dudas sobre algunos ítems que daban lugar a distintas interpretaciones. 5. Para evaluar la aplicabilidad y viabilidad del cuestionario, se realizó un pretest con docentes voluntarios ( $n=25$ ) de distintos niveles que hicieron comentarios sobre preguntas de difícil comprensión o instrucciones confusas. Las aportaciones se recogieron en un informe, para considerarlas en el cuestionario final.

Este proceso concluyó con la necesidad de modificar dos ítems de la escala original para adaptarlos al contexto español porque como señala Seisdedos (2000) «hay instrumentos que son más sensibles que otros cuando se los intenta mover de unas culturas a otras» (p. 42). El comité de expertos (un experto en metodología, una experta lingüista concretamente en inglés y español, y una experta en la temática de educación multicultural e intercultural) determinó la modificación de dos de los ítems de la escala original para adaptarlo al contexto español, al tratar cuestiones que pueden resultar más familiares para los docentes estadounidenses, pero que en el contexto español quizás no sean tan comunes y pueden dar lugar a diferentes interpretaciones.

El ítem 6 «*I am willing to be vulnerable*» se modificó quedando como versión final «*Estoy dispuesto a revisar mis prácticas docentes desde la perspectiva de la justicia social*». Tras consultar con las autoras de la escala original, ese ítem lo entienden como un proceso de desaprendizaje que permite ser consciente de las desigualdades que existen en los ámbitos educativos y así ejercer una educación desde la justicia social y el diálogo crítico. Una primera versión de ese ítem en el panel de expertos fue «*Me muestro vulnerable aplicando la justicia social en el aula*», después se planteó la opción de «*Estoy dispuesto a aplicar nociones de justicia social en el aula*» para acabar con la versión final.

El ítem 16 «*I believe it is important to acknowledge how issues of power are enacted through schools*» se modificó a «*Considero importante reconocer cómo se reproducen en la escuela los diferentes sistemas de poder (racismo, sexismo, clasismo, etc)*». En este caso, además de la necesidad establecida por el comité de expertos de adaptarlo al contexto español, existió desacuerdo entre los traductores. Consultado con las autoras, señalan que se refieren a reconocer cómo afectan los sistemas de poder desde las instituciones, por ejemplo, a situaciones en el aula donde tienen lugar relaciones marcadas por situaciones de poder, a través de la socialización de los estudiantes o mediante la práctica docente. Se decidió entre los traductores y con la aprobación del comité de expertos por la modificación indicada.

## ANÁLISIS DE DATOS

### Validez estructural

Para comprobar la homogeneidad de la varianza, primero se comprobó si los datos seguían una distribución normal con prueba de Kolmgorov-Smirnov ( $N>50$ ) para cada una de las dimensiones de la escala. Se observa que el valor de la significación es  $p < 0.05$ , lo que nos lleva a considerar la distribución de puntuaciones como no normal. Después se comprobaron los niveles de asimetría y curtosis de cada uno de los ítems, mostrando valores que no se encontraban entre  $\pm 2$ . Habiendo realizado esas comprobaciones, entendemos que contábamos con evidencias suficientes para rechazar la hipótesis nula. Para el análisis de las variables consideradas se utilizaron técnicas no paramétricas y se empleó la correlación biserial por rangos ( $r_{rb}$ ) para determinar la magnitud del efecto para observar diferencias entre dos grupos independientes y la épsilon al cuadrado ( $\epsilon^2_R$ ) para analizar diferencias entre más de dos grupos independientes.

Aunque existiera una proposición teórica sobre la hipotética estructura factorial del modelo y las dimensiones subyacentes (Whitaker & Valtierra, 2018a), se examinó la validez de constructo al haber modificado dos ítems de la escala original y se decidió realizar un AFE para replicar el modelo original. El índice Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) con valores de .88, .92 y .71 en las distintas dimensiones y la prueba de esfericidad de Barlett, siendo estadísticamente significativa ( $p < .001$ ), permitieron realizar este análisis. Se aplicó sobre una muestra aleatoria del 50% ( $n=269$ ) de la muestra de estudio, resultando dos mitades equivalentes para garantizar la representatividad de la muestra. Cada una de ellas se utilizó para los análisis de AFE y AFC.

Para el AFE, se empleó el programa estadístico IBM SPSS Statistics 28, con el método de mínimos cuadrados no ponderados y rotación promax, utilizando el análisis paralelo a través de 500 bootstrap, basado en correlaciones policóricas para determinar el número de factores a retener, siguiendo una de las recomendaciones adecuadas (Lloret-Segura et al., 2014). Se realizó el AFC para probar si el modelo hipotetizado y validado en inglés coincidía con nuestro AFE y se ajustaba adecuadamente. Se utilizó el programa Amos v. 26, aplicando los índices de bondad de ajuste con los valores recomendados por Hu & Bentler (1999) que incluyen: valor de chi-cuadrado ( $\chi^2$ ) y su significancia estadística ( $p > .05$ ); CFI  $\geq .90$ ; TLI  $\geq .90$ ; RMSEA  $\leq .08$ .

Siguiendo esos índices y tratando de conseguir un instrumento práctico para el constructo que se quiere medir, se eliminaron aquellos ítems con menor carga factorial, considerando una carga factorial mínima entre 0.32 y 0.40 (Tabachnick & Fidell, 2001), sin que existieran cargas cruzadas entre factores menores a 0.32.

### **Validez convergente y discriminante**

Valores superiores a .32 en la matriz de coeficientes estandarizados mostrarían validez convergente entre dimensiones (Kline, 2014), y valores iguales o inferiores a .85 en la matriz de correlaciones entre constructos ofrecerían evidencias de validez discriminante para cada dimensión (Garson, 2002).

### **Validez concurrente**

Se examinó la validez concurrente del modelo factorial con mejor bondad de ajuste con un análisis correlacional siguiendo el modelo para pruebas no paramétricas de Spearman, en tanto que la prueba Kolmogorov-Smirnov sugiere violación de la distribución normal de los datos ( $p < 0.05$ ). Se analizaron respuestas del profesorado a la DCRPS y EAEM esperando una correlación positiva al ser dos constructos relacionados, como se recoge en el apartado teórico. Ambas escalas se dirigen a medir las disposiciones y actitudes por parte del profesorado, hacia una ECR y una educación multicultural.

### **Fiabilidad**

Para determinar la fiabilidad del modelo factorial resultante del AFC se utilizó el Alfa de Cronbach ( $\alpha \geq .70$ ) y el Omega de McDonald ( $\omega \geq .70$ ), considerado un mejor indicador para escalas multidimensionales que emplean ítems de tipo Likert (Watkins, 2017).

## **RESULTADOS**

### **Validez estructural**

Para analizar la validez estructural de la escala, en primer lugar se realizó el AFE, y se observó que el ítem 15 de la escala en español se encontraba en una dimensión diferente respecto al modelo original. Los resultados del AFE (tabla 2) revelan una estructura compuesta por 3 dimensiones. Nótese que la versión española del instrumento no concuerda con la escala original, en tanto que ese ítem 15 aparece en la dimensión de justicia social en lugar de la dimensión de comunidad. En un segundo momento, y siguiendo los resultados del AFE obtenidos que coincidían con el modelo original de las autoras, excepto por ese ítem número 15, se procedió a realizar el AFC para confirmar ese modelo. Una vez hecho el AFC, los niveles de

ajuste obtenidos fueron:  $\chi^2 = 624.65$ ,  $p < .01$ ; CFI = .922; TLI = .910; IFI = 0.922; RMSEA = .077; AIC = 706.653, pero se observaba que los ítems 15 y el 17 saturaban con valores bajos, 0.49 y 0.36, respectivamente. Se tomó la decisión de eliminar esos ítems tras el AFC porque su saturación estaba por debajo de 0.5.

**Tabla 2**  
*Resultados AFE de la versión española de DCRPS*

ÍTEM	FACTOR		
	1	2	3
P1 (PD)	.651 (.594)		
P2 (OC)	.769 (.600)		
P3 (DP)	.659 (.696)		
P4 (FB)	.689 (.755)		
P5 (PI)	.677 (.711)		
P6 (JS)	.599 (.695)		
C7 (VA)		.669 (.636)	
C8 (CF)		.701 (.686)	
C9 (CC)		.713 (.737)	
C10 (AC)		.748 (.707)	
C11 (AARA)		.730 (.678)	
C12 (DVA)		.740 (.761)	
C13 (DEE)		.595 (.603)	
C14 (MCA)		.581 (.599)	
JS15 (CPEA)			.445
JS16 (EDSP)			.506 (.613)
JS17 (EDS)			.578
JS18 (ATP)			.561 (.722)
JS19 (EI)			.438 (.387)

*Nota.* Entre paréntesis aparecen las saturaciones de cada uno de los ítems tras eliminar los ítems 15 y 17.

En un tercer paso se volvió a realizar un AFE eliminando los ítems 15 y 17. Esta nueva estructura revela que el instrumento concuerda con la versión original, salvo por el ítem 19, que obtiene una saturación baja (Tabla 2). Por último, se volvió a realizar el AFC sin los ítems 15 y 17, agregándose la correlación a cuatro pares de variables medidas (C8 y C9; C9 y C10; C10 y C11; C10 y C13) con base en estadísticas y efectos

de método, debido a que los ítems contenían una redacción similar (Brown, 2015). Cabe destacar, que se decidió no eliminar el ítem 19 debido a que se requieren, por motivos de validez, al menos 3 ítems por cada dimensión del cuestionario (Lambert y Newman, 2023). Esta decisión se vio respaldada por los índices de ajustes obtenidos,  $\chi^2 = 422.61$ ,  $p < .01$ ; CFI = .947; TLI = .935; IFI = .947; RMSEA = .072; AIC = 504.617. Además, la figura 1, revela que en el último AFC todos los ítems, inclusive el 19, tienen una saturación por encima del índice mínimo de 0.5 recomendado en la literatura. En definitiva, se concluye que la eliminación de los ítems 15 y 17 no comprometió la integridad de la escala conceptualmente y mejoró el ajuste del modelo.

Con este análisis se confirmó una estructura de tres dimensiones, replicando el modelo original, pero eliminando los dos ítems mencionados para conseguir una mayor bondad de ajuste y una validez convergente y discriminante entre las tres dimensiones. Estos resultados proporcionan evidencias de validez estructural para la adaptación al castellano de la DCRPS, y sugieren que la praxis educativa, la comunidad y la justicia social son tres constructos unidimensionales distintos necesarios al considerar las disposiciones docentes hacia la ECR.

### **Validez convergente y discriminante**

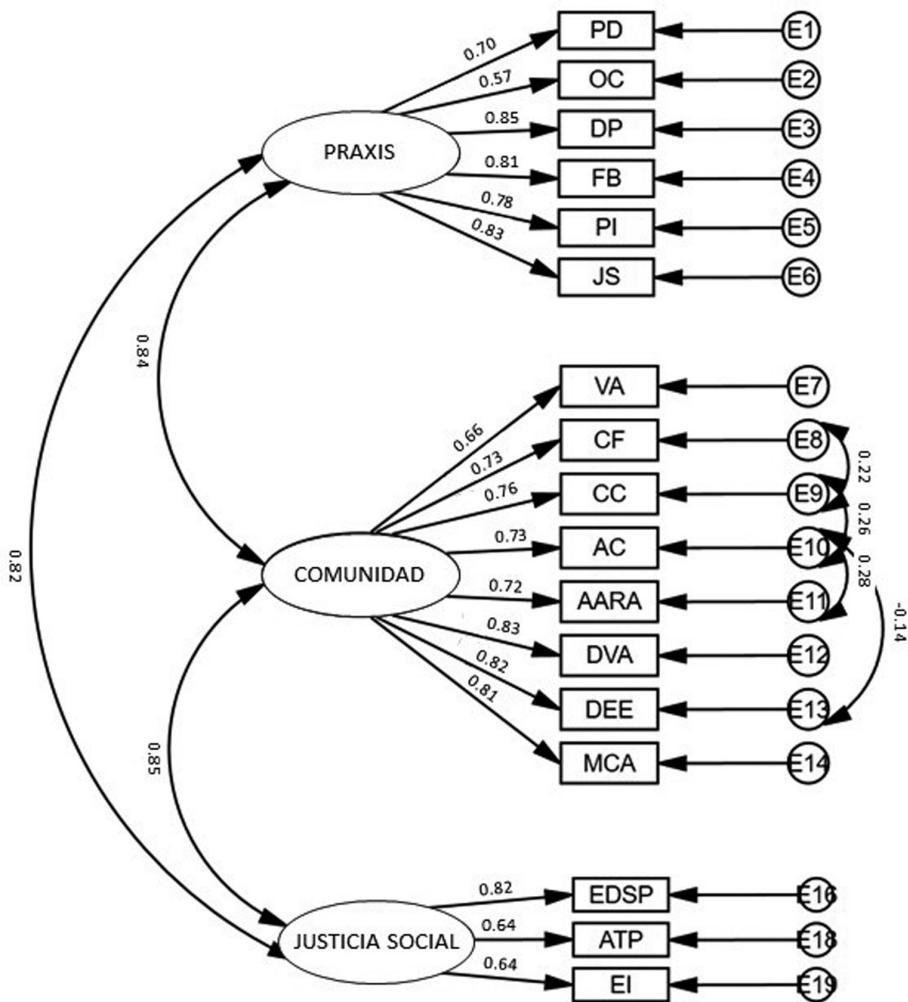
Los valores de los coeficientes estandarizados resultantes del modelo de 17 ítems obtenido en el AFC varían entre .57 y .85 ( $M = .74$ ) proporcionando evidencias de validez convergente para cada dimensión. Los factores de correlación entre las tres dimensiones son: Praxis educativa – Comunidad .84; Praxis educativa – Justicia Social .82; Comunidad – Justicia Social .85; Por lo tanto, las dimensiones poseen validez discriminante y son acordes con los supuestos teóricos que sustentan el modelo.

### **Validez concurrente**

La correlación obtenida en el análisis entre las escalas EAEM y DCRPS, mostró que la escala y sus tres dimensiones están positivamente correlacionados en un nivel moderado. DCRPS ( $\rho = .479$ ;  $p < .001$ ); Praxis educativa ( $\rho = .410$ ;  $p < .001$ ); Comunidad ( $\rho = .412$ ;  $p < .001$ ); Justicia Social ( $\rho = .394$ ;  $p < .001$ ).

La correlación entre la DCRPS y las subdimensiones de la escala EAEM también resulta positiva en un nivel moderado en casi todas las dimensiones. Existe una correlación moderada y positiva entre las subdimensiones de efectos que se producen en los niños / as ( $\rho = .398$ ;  $p < .001$ ), efectos que se producen en el trabajo del aula ( $\rho = .392$ ;  $p < .001$ ) y papel de la escuela ( $\rho = .545$ ;  $p < .001$ ). Sin embargo, la correlación es baja en la subdimensión efectos que se producen en el profesor / a ( $\rho = .291$ ;  $p < .001$ ).

**Figura 1**  
Coeficientes estandarizados del modelo final DCRPS en castellano



Nota. Los valores representan coeficientes estandarizados ( $\beta$ ).

## Resultados de confiabilidad

La variable DCRPS obtuvo un coeficiente Alfa de Cronbach de .942. Los coeficientes obtenidos por las variables latentes fueron  $\alpha = .891$  (Praxis educativa);  $\alpha = .915$  (Comunidad);  $\alpha = .736$  (Justicia Social). Los coeficientes Omega de McDonald

fueron .943 para la DCRPS;  $\omega = .895$  (Praxis educativa);  $\omega = .916$  (Comunidad);  $\omega = .738$  (Justicia Social). Estos valores permiten considerar una fiabilidad adecuada según las recomendaciones de la literatura psicométrica, y confirmar la consistencia interna de la escala y las dimensiones que la componen.

### DISPOSICIONES DOCENTES HACIA LA EDUCACIÓN CULTURALMENTE RECEPTIVA RESPECTO A SEXO, NIVEL EDUCATIVO IMPARTIDO Y ESPECIALIDAD IMPARTIDA

Antes de analizar cada variable, se presenta información acerca de los valores de los ítems de la escala y sus dimensiones para obtener una visión más general de los resultados. Considerando una puntuación mínima de 1 y máxima de 6, los ítems que presentaron valores mayores según su media fueron: considero importante colaborar con los compañeros de trabajo (5.75); considero importante utilizar el diálogo como forma de comprender la vida del alumnado fuera del aula (5.61). Los ítems con valores menores fueron: considero importante tener en cuenta las aportaciones del alumnado a la hora de establecer las reglas del aula (5.25); estoy dispuesto/a a analizar mis propias identidades (cultural, profesional, religiosa, género, etc.) (5.30). Dentro de las dimensiones, la que obtiene mayor puntuación es Comunidad (5.50) y la menor Justicia Social (5.37). Respecto a las variables consideradas, la Tabla 3 muestra cada una de ellas relacionadas con las dimensiones junto a su media, mediana y desviación estándar.

La prueba U de Mann-Whitney mostró diferencias estadísticamente significativas para la variable DCRPS y cada una de sus dimensiones según sexo,  $U=34170.0$ ,  $z=4.36$ ,  $p = <.001$ , reflejando un tamaño del efecto bajo,  $r_{rb} = .18$ . Según la mediana (Tabla 3), en la disposición hacia la ECR respecto al factor sexo, las mujeres estarían por encima de los hombres a la hora de ejercer esta pedagogía.

Respecto a las diferencias entre el nivel educativo, la prueba H de Kruskal-Wallis  $H (3) = 25.19$ ,  $p < .001$ , demostró diferencias estadísticamente significativas para la variable DCRPS, mostrando un tamaño del efecto bajo,  $\epsilon_R^2 = 0.04$ . La prueba post hoc con corrección de Bonferroni demostró que esas diferencias serían entre Educación Primaria-Bachillerato, Educación Primaria-ESO y Educación Infantil-Bachillerato. En este caso, la mediana de la Educación Primaria e Infantil es mayor que la de ESO y Bachillerato (Tabla 3), por lo que existiría una mayor disposición hacia la ECR en esos niveles. Respecto a las dimensiones, utilizando esta última prueba, no existen diferencias estadísticamente significativas en la dimensión de praxis educativa, pero sí en la de comunidad y justicia social. En la dimensión de comunidad  $H (3) = 53.237$ ,  $p < .001$ , con un tamaño del efecto moderado,  $\epsilon_R^2 = 0.09$ , existirían diferencias entre Educación Primaria-Bachillerato, Educación Primaria-ESO, Educación Infantil-Bachillerato y Educación Infantil-ESO. En la dimensión de

**Tabla 3**  
*Datos descriptivos para las variables estudiadas y subdimensiones de la escala*

Variables sociodemográficas	DCRPS		Praxis Educativa		Comunidad		Justicia Social	
	M (DT)	Mdna	M (DT)	Mdna	M (DT)	Mdna	M (DT)	Mdna
<b>Sexo</b>								
Mujer	5.5 (.60)	5.6	5.5 (.71)	5.6	5.5 (.61)	5.7	5.4 (.73)	5.6
Hombre	5.2 (.75)	5.4	5.2 (.85)	5.5	5.3 (.76)	5.4	5.1 (.99)	5.3
<b>Nivel educativo impartido</b>								
Infantil	5.5 (.56)	5.7	5.4 (.71)	5.6	5.6 (.55)	5.7	5.4 (.75)	5.6
Primaria	5.5 (.56)	5.7	5.5 (.64)	5.6	5.6 (.56)	5.7	5.4 (.75)	5.6
ESO	5.3 (.68)	5.5	5.43 (.85)	5.6	5.4 (.67)	5.6	5.3 (.84)	5.6
Bachillerato	5.2 (.80)	5.3	5.2 (.84)	5.5	5.1 (.83)	5.3	5.1 (.92)	5.3
<b>Especialidad</b>								
Educación Especial	5.5 (.69)	5.7	5.3 (.84)	5.8	5.6 (.66)	5.7	5.4 (.91)	5.6
Ciencias Experimentales	5.1 (.84)	5.3	5.1 (.99)	5.5	5.1 (.82)	5.3	5.1 (.82)	5.5
Ciencias Sociales y Humanidades	5.4 (.56)	5.5	5.4 (.69)	5.5	5.4 (.56)	5.6	5.4 (.56)	5.6
Educación Física	5.4 (1.0)	5.5	5.3 (.99)	5.6	5.3 (1.0)	5.6	5.2 (1.1)	5.6
Generalista EPO	5.6 (.46)	5.7	5.5 (.60)	5.8	5.6 (.45)	5.7	5.4 (.61)	5.6
Otra	5.4 (.53)	5.5	5.5 (.48)	5.6	5.4 (.59)	5.7	5.2 (.67)	5.3

Nota. M=media, DT=desviación típica, Mdna=mediana.

justicia social H (3) = 8.527,  $p = .036$ , con un tamaño del efecto bajo,  $\epsilon_R^2 = 0,01$ , existirían diferencias estadísticamente significativas entre Educación Primaria-Bachillerato. En esas diferencias los datos de la mediana en Educación Primaria e Infantil (Tabla 3) muestran que estos serían los niveles educativos con mayor disposición hacia la ECR.

Para analizar la especialidad se reagruparon las respuestas para conformar grupos que obtuvieran mayor poder estadístico. Las especialidades de educación musical, lengua castellana y literatura, filosofía, lengua extranjera, artes, geografía e historia, economía y empresa se agruparon en Ciencias sociales, Artes y Humanidades (n= 176). Matemáticas, física y química, tecnología, biología y geología, se agruparon en Ciencias experimentales (n = 80). Audición y lenguaje, pedagogía terapéutica, orientación educativa e intervención sociocomunitaria en educación especial (52). Educación Física contó con una muestra de (n= 39) y la categoría generalista de educación primaria (n=170) conformaba otro grupo, así como la opción Otra (21).

La prueba H de Kruskall-Wallis con prueba post hoc de Bonferroni H (5) = 37.321,  $p < .001$ , reveló diferencias estadísticamente significativas entre las especialidades CSH-EPO; CE-EPO y CE-EE en la variable DCRPS, con un tamaño del efecto moderado,  $\epsilon_R^2 = 0.06$ , siendo mayor la mediana en EPO (5,76). Respecto a las dimensiones, Praxis educativa H (5) = 15.694,  $p = .008$  y Comunidad H (5) = 61.683,  $p = <.001$ , muestran diferencias estadísticamente significativas, con tamaño del efecto bajo  $\epsilon_R^2 = 0.02$  y alto  $\epsilon_R^2 = 0.1$ , respectivamente. La prueba *post hoc* con corrección de Bonferroni reveló esas diferencias entre las especialidades de CE, EE y EPO en la dimensión de Praxis educativa y entre las especialidades CE, CSH, EE y EPO en la dimensión de comunidad. Estos resultados muestran como en las disciplinas de la rama de EE y EPO, en la dimensión de praxis educativa y comunidad, se podría observar una mayor disposición docente hacia la ECR como se puede ver en los datos de mediana, rango y media (Tabla 4).

## DISCUSIÓN Y CONCLUSIONES

Este artículo ofrece un primer instrumento fiable para la evaluación de las disposiciones del profesorado de habla hispana hacia la ECR mediante un minucioso proceso metodológico. Respecto al primer objetivo de investigación, los resultados del AFC muestran un modelo en español de tres factores similar al modelo teórico en el que se sustenta (Whitaker & Valtierra, 2018a) con adecuadas evidencias de validez estructural, convergente y discriminante, lo que confirma la hipótesis de investigación planteada. De todos los índices de bondad de ajuste evaluados, tan solo uno de ellos, el valor de chi-cuadrado ( $\chi^2$ ), no presentó valores recomendados en la literatura, alcanzando significancia estadística. No obstante, este análisis es extremadamente sensible al tamaño de la muestra (Gatignon, 2013) y el indicador

**Tabla 4**  
Estadísticos descriptivos según especialidad docente y subdimensiones de la escala

	Praxis Educativa				Comunidad				Justicia Social			
	M (DT)	Rango	Mdna	p	M (DT)	Rango	Mdna	P	M (DT)	Rango	Mdna	p
Educación Especial	5.53 (.84)	4.67	5.83	*CE	5.66 (.66)	4.75	5.75	*CE, CSH	5.46 (.91)	5.00	5.66	-
Ciencias Experimentales	5.17 (.99)	4.67	5.00	*EE, EPO	5.18 (.82)	4.88	5.37	*EE, EPO	5.12 (1.13)	5.50	5.50	-
Ciencias Sociales, Artes y Humanidades	5.43 (.69)	5.00	5.00	-	5.45 (.56)	4.75	5.62	*EE, EPO	5.40 (.68)	5.00	5.66	-
Educación Física	5.35 (.99)	5.00	5.66	-	5.37 (1.06)	5.00	5.62	-	5.23 (1.12)	5.00	5.66	-
Generalista EPO	5.54 (.60)	5.00	5.83	*CE	5.69 (.45)	5.00	5.75	*CE, CSH	5.48 (.61)	3.67	5.66	-
Otra	5.57 (.48)	1.67	5.66	-	5.41 (.59)	1.88	5.75	*CSH	5.25 (.67)	2.00	5.33	-

Nota. M=media, DT=desviación típica, Mdna=mediana, p = significación, \* = nivel significación  $\leq .05$

$\chi^2$  por sí solo no supone un indicador de un modelo de ajuste de datos deficiente, cuando los índices de ajuste restantes alcanzaron niveles adecuados. Los resultados también indican que cada dimensión correlaciona a un nivel alto y medio con la EAEM, demostrando validez concurrente del instrumento. Igualmente, los resultados de fiabilidad implican el uso adecuado del instrumento entre el profesorado y sugieren su validez. Respecto a la estructura de los ítems y las subdimensiones de la escala, los valores de los coeficientes estandarizados de cada uno de los ítems y la relación de cada constructo con los fundamentos teóricos de la ECR midiendo aspectos diferenciados, aportan indicios de una adecuada validez convergente y discriminante.

Respecto al segundo y tercer objetivo, los resultados muestran diferencias estadísticamente significativas entre sexo, nivel educativo impartido y algunas disciplinas. Sin embargo, el tamaño del efecto de cada una de esas variables indica que se deberían considerar esas diferencias como relevantes entre el nivel educativo y la dimensión de comunidad, entre la especialidad docente y la variable DCRPS, con diferencias claras entre la especialidad docente y la dimensión de comunidad. Respecto a la especialidad E.P.O., los resultados coinciden con las diferencias respecto a nivel educativo, siendo la Educación Primaria donde más se trabajaría esta ECR. Desde la E.E. una posible explicación puede venir porque existe una mayor sensibilidad hacia la diversidad. Sin embargo, habría que indagar si esa sensibilidad también se centra en la diversidad cultural, siendo conscientes de la sobrerepresentación que existe de alumnado de minorías culturales y étnicas en las aulas de educación especial, algo que provoca una mayor segregación escolar en los centros educativos, y que por medio de políticas de inclusión monoculturales perpetúa un racismo paternalista que fragmenta las aulas y la sociedad (Delbury, 2020).

Los resultados coinciden con otros estudios donde la dimensión de comunidad de la DCRPS es predominante, y cuando se aborda desde métodos mixtos, las referencias cualitativas a esta dimensión resultan ser destacadas (Whitacker & Valtierra, 2018b; Valtierra & Whitacker, 2021). En conjunto, esta investigación representa uno de los primeros esfuerzos dirigidos a desarrollar un instrumento fundamentado en el modelo DCRPS para su uso en cualquier país de habla hispana. En particular, este estudio amplía la investigación actual (Warren, 2018; Whitacker & Valtierra, 2018a; Valtierra y Whitacker, 2021; Comstock. et al, 2023) sobre la disposición y creencias docentes a la hora de implementar una ECR en el aula. El instrumento DCRPS permite analizar esas creencias y actitudes del profesorado de habla hispana hacia la ECR, lo que determinará sus disposiciones futuras para ejercer este tipo de pedagogía, evitando así folclorizar las diferentes culturas del aula. La adaptación lingüística y cultural del instrumento DCRPS permite entender los nuevos escenarios educativos para lograr una mayor equidad educativa y social.

Por tanto, este estudio tiene implicaciones tanto a nivel teórico de la ECR como en relación con su operativización metodológica. La dimensión praxis educativa combina la teoría cognitiva con la práctica educativa y modificando su ítem 6 en la versión en español, consideramos que esta escala podría ser utilizada con docentes en servicio y docentes en formación, lo que supone un avance a la investigación actual relacionada; más teniendo en cuenta que las autoras ya han utilizado esta escala para analizar las disposiciones del profesorado en servicio en el contexto urbano y compararlo con el rural (Valtierra & Whitaker, 2021). Los resultados respecto a la praxis educativa ilustran la necesidad de reflexión docente para transformar las prácticas educativas (Freire, 1970) y al igual que en el trabajo de Whitaker & Valtierra (2018b) la praxis educativa junto con la comunidad tiene un papel destacado para el profesorado a la hora de ejercer una ECR.

Este instrumento breve y sencillo, cuenta con un alto valor para realizar investigaciones educativas relacionadas con la diversidad cultural en las escuelas. Los resultados contribuyen a la literatura emergente de la ECR y con apenas 17 ítems se reduce la carga para la recogida de datos. Aunque la dimensión de justicia social cuenta con el menor número de ítems, según señalan Lambert & Newman (2023) cuenta con el número mínimo de ítems para reflejar una dimensión a la hora de validar una escala y se encuentra en concordancia con otros trabajos en la literatura (Casebeer, 2016; Wronowski, et al., 2023). Los resultados concuerdan con los de Wronowski, et al., (2023) que señalan cómo las mujeres participantes en su estudio serían más proclives que los hombres a ejercer mayor justicia social en las aulas, necesaria para el trabajo de una ECR.

### **Limitaciones del estudio y líneas futuras**

Algunas limitaciones de este estudio deben ser señaladas. Primero, como apuntan Whitaker & Valtierra (2018a), es difícil pretender que con esta escala queden recogidos todos los aspectos necesarios para conocer la disposición docente hacia la ECR. De hecho, en el proceso de validación original en inglés, aunque inicialmente hubiera ítems relacionados con la dimensión de co-construcción de conocimiento entre profesorado y alumnado a partir de las influencias culturales diversas del aula, no se pudieron añadir finalmente por no demostrar suficiente fiabilidad. Futuras investigaciones podrían analizar el currículo escolar, mientras se administra la DCRPS o complementar datos cuantitativos con otros cualitativos que si contemplen esa co-construcción del conocimiento en las aulas.

Aunque algunos autores como Herrero (2010) señalan que la correlación de ciertos errores puede incrementar la capacidad del modelo para reflejar datos reales, una posible limitación del estudio pudiera ser la correlación de errores en la escala dentro de una misma dimensión. Una explicación teórica posible sugiere

que, o bien los ítems tienen una redacción similar, o los encuestados los interpretan de forma parecida. Futuros trabajos podrían revisar alguno de los ítems redactados de manera similar (ítems 8 y 9) o los que midan aspectos muy parecidos (ítems 10 y 11) para así reducir el número de ítems de esta escala o modificar alguno de ellos para medir de forma más directa.

Otra de las limitaciones del estudio radica en las características de la muestra. Existe mayor número de respuestas de mujeres que de hombres, donde además las experiencias del profesorado no se caracterizan por ser culturalmente diversas, ya que la mayoría señala una procedencia familiar española y haber nacido en España. Existe también cierta desigualdad en las diferentes provincias, predominando la provincia de Madrid, y Burgos y Segovia en Castilla y León. Si bien, cabe destacar que el propósito de este estudio fue analizar las propiedades psicométricas del instrumento DCRPS y ofrecer datos iniciales sobre la disposición docente hacia la ECR en relación con las variables sexo, nivel educativo impartido o especialidad, ello sienta las bases para futuras investigaciones sobre esta temática de gran relevancia actual.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Abacioglu, C. S., Fischer, A. H., & Volman, M. (2022). Professional development in multicultural education: What can we learn from the Australian context?. *Teaching and Teacher Education*, 114, 103701. <https://doi.org/10.1016/j.tate.2022.103701>
- Adam, H & Byrne, M (2024). 'I'm not from a country, I'm from Australia.' Costumes, scarves, and fruit on their heads: The urgent need for Culturally Responsive Pedagogy when sharing diverse books with children. *Australian Educational Researcher*. 51, 1121-1140. <https://doi.org/10.1007/s13384-023-00631-x>
- Anlimachie, M. A., Abreh, M. K., Acheampong, D. Y., Samuel, B., Alluake, S., & Newman, D. (2023). Enacting culturally responsive pedagogy for rural schooling in Ghana: A school-community-based enquiry. *Pedagogy, Culture & Society*, 11(1). <https://doi.org/10.1080/14681366.2023.2205861>
- Anyichie, A. C., Butler, D. L., Perry, N. E., & Nashon, S. M. (2023). Examining classroom contexts in support of culturally diverse learners' engagement: An integration of self-regulated learning and culturally responsive pedagogical practices. *Frontline Learning Research*, 11(1), 1-39. <https://doi.org/10.14786/flr.v11i1.1115>
- Arques, E. M., & Navas, L. (2010). Unos instrumentos para evaluar las actitudes hacia la inmigración de los estudiantes de Magisterio: cualidades psicométricas. *International Journal of Developmental and Educational Psychology*, 3(1), 515-524. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=349832326056>

- Ato, M., López, J. J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología*, 29(3), 1038-1059. <https://doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>
- Bayona-i-Carrasco, J., Domingo, A., & Menacho, T. (2020). Trayectorias migratorias y fracaso escolar de los alumnos inmigrados y descendientes de migrantes en Cataluña. *Revista Internacional de Sociología*, 78(1), e150. <https://doi.org/10.3989/ris.2020.78.1.18.107>
- Cabrera-Vázquez, A., Romera, E. M., Ortega-Ruiz, R., Gil, C., & Falla, D. (2022). Desconexión moral cívica, empatía y actitudes de futuros docentes hacia la diversidad cultural. *Aula abierta*, 51(3), 285-292. <https://doi.org/10.17811/rifie.51.3.2022.285-292>
- Casebeer, D. (2016). Mapping dispositions for social justice: towards a cartography of reflection. *Reflective Practice*, 17(3), 357–368. <https://doi.org/10.1080/14623943.2016.1164685>
- Comstock, M., Litke, E., Hill, K. L., & Desimone, L. M. (2023). A Culturally Responsive Disposition: How Professional Learning and Teachers' Beliefs About and Self-Efficacy for Culturally Responsive Teaching Relate to Instruction. *AERA Open*, 9. <https://doi.org/10.1177/23328584221140092>
- Chang, W.-C., & Cochran-Smith, M. (2022). Learning to teach for equity, social justice, and/or diversity: Do the measures measure up? *Journal of Teacher Education*. <https://doi.org/10.1177/00224871221075284>
- Chuang, H.-H., Shih, C.-L., & Cheng, M.-M. (2020). Teachers' perceptions of culturally responsive teaching in technology-supported learning environments. *British Journal of Educational Technology*, 51(6), 2442–2460. <https://doi.org/10.1111/bjet.12921>
- Delbury, P. (2020). ¿Racial Discrimination in Inclusive Education? A perspective from critical interculturality. *Revista Electrónica Educare*, 24(1), 1-15. <https://doi.org/10.15359/ree.24-1.22>
- Diez, M. (2007). Looking back and moving forward: Three tensions in the teacher dispositions discourse. *Journal of Teacher Education*, 58, 388–396. <https://doi.org/10.1177/0022487107308418>
- Fallon, L. M., DeFouw, E. R., Cathcart, S. C., Berkman, T. S., O'Keeffe, B. V., & Sugai, G. (2021). Supports to improve academic outcomes with racially and ethnically minoritized youth: A review of research. *Remedial and Special Education*, 43(4), 237–254. <https://doi.org/10.1177/07419325211046760>
- Freire, P. (1970). *Pedagogía del oprimido*. Siglo XXI.
- Garson, G. D. (2002). *Guide to writing empirical papers, theses, and dissertations*. CRC Press.
- Gatignon, H. (2013). *Statistical analysis of management data* (3rd ed.). Springer. <https://doi.org/10.1007/978-1-4614-8594-0>

- Gay, G. (2010). *Culturally responsive teaching: Theory, practice and Research* (2nd ed.). Teachers College Press.
- Gay, G. (2013). Teaching to and through cultural diversity. *Curriculum Inquiry*, 43(1), 48–70. <https://doi.org/10.1111/curi.12002>
- Herrero, J. (2010). El Análisis Factorial Confirmatorio en el estudio de la Estructura y Estabilidad de los Instrumentos de Evaluación: Un ejemplo con el Cuestionario de Autoestima CA-14. *Psychosocial Intervention*, 19(3), 289-300.
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Kline, P. (2014). *An easy guide to factor analysis*. Routledge.
- Kruger, M. (2019). The development and validation of a self-report instrument to assess attitudes and self-efficacy of preservice teachers toward teaching linguistically and culturally diverse PE classes. *Measurement in Physical Education and Exercise Science*, 23(1), 28–38. <https://doi.org/10.1080/1091367X.2018.1483375>
- Ladson-Billings, G (1995). Toward a theory of culturally relevant pedagogy. *American Educational Research Journal*, 32(3), 465-491. <https://doi.org/10.3102/00028312032003465>
- Lambert, L. S., & Newman, D. A. (2023). Construct Development and Validation in Three Practical Steps: Recommendations for Reviewers, Editors, and Authors. *Organizational Research Methods*, 26(4), 574-607. <https://doi.org/10.1177/10944281221115374>
- Ledezma Vargas, D., & Hernández Vigorena, K. (2023). ¿Existen relaciones entre las actitudes de los profesores hacia la multiculturalidad y sus prácticas pedagógicas en el aula? *Revista INTEREDU*, 1(8), 124-153. <https://doi.org/10.32735/S2735-6523202300083062>
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A., & Tomás-Marco, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: Una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología*, 30(3), 1151-1169. <https://doi.org/10.6018/analeps.30.3.199361>
- Llorent, V. & Álamo, M. (2016). Escala de Actitudes hacia la Diversidad Cultural (ADC) para los futuros docentes. *Opción*, 32(11), 832-841. <http://hdl.handle.net/10396/14962>
- Llorent, V. J., & Álamo, M. (2019). La formación inicial del profesorado en las actitudes hacia la diversidad cultural. Validación de una escala. *Papeles de Población*, 25(99), 187-208. <https://bit.ly/3x94Pey>
- Llorente Villasante, A., Orozco Gómez, M. L., & Sanz Leal, M. (2024). La educación culturalmente receptiva: análisis educativo del tercer espacio. *Teoría De La*

- Educación. Revista Interuniversitaria*, 36(1), 73–93. <https://doi.org/10.14201/teri.31408>
- Ministerio de Educación y Formación Profesional (2023). *Datos y cifras. Curso escolar 2023-24*. Secretaría general técnica. <https://www.educacionpydeportes.gob.es/dam/jcr:27162db1-c2b3-4f9c-a8fa-a17731a561f8/datos-y-cifras-2023-2024-espanol.pdf>
- OECD. (2018). *The Resilience of Students with Immigrant Background: Factors that Shape Well-being*. OECD Reviews of Migrant Education, OECD Publishing. <https://doi.org/10.1787/9789264292093-en>
- Paris, D., & Alim, H. S. (2017). *Culturally sustaining pedagogies: Teaching and learning for justice in a changing world*. Teachers College Press.
- Power, M. E., Kelley, M. H., Selders, K. J., & Green, A. L. (2024). Culturally Responsive Evidence-Based Practices for Black Males With Emotional Behavioral Disorders. *Intervention in School and Clinic*, 59(5), 331-338. <https://doi.org/10.1177/10534512231182381>
- Ramada-Rodilla, J. M., Serra-Pujadas, C., & Delclós-Clanchet, G. L. (2013). Adaptación cultural y validación de cuestionarios de salud: Revisión y recomendaciones metodológicas. *Salud Pública de México*, 55(1), 57-66. <https://doi.org/10.1590/S0036-36342013000100009>
- Rodríguez, M., Cabrera, F., Espín, J. V., & Marín, M. A. (1997). Elaboración de una escala de actitudes hacia la educación multicultural. *Revista de investigación educativa*, 15(1), 103-124. <http://hdl.handle.net/10201/93384>
- Seisdedos, N. (2000). Adaptación y tipificación: unos lujos indispensables (Estudio transcultural de los rasgos de personalidad). *RIDEP*, 10(2), 37-50.
- Sockett, H. (2009). Dispositions as virtues: The complexity of the construct. *Journal of Teacher Education*, 60(3), 291–303. <https://doi.org/10.1177/0022487109335189>
- Stembridge, A. (2020). *Culturally responsive education in the classroom: An equity framework for pedagogy*. Routledge.
- Stephens, K. R. (2019). Teacher Dispositions and Their Impact on Implementation Practices for the Gifted. *Gifted Child Today*, 42(4), 187-195. <https://doi.org/10.1177/1076217519862330>
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2001). *Using Multivariate Statistics*. Allyn and Bacon.
- Truscott, D., & Stenhouse, V.L. (2022). A Mixed-Methods Study of Teacher Dispositions and Culturally Relevant Teaching. *Urban Education*, 57(6), 943-974. <https://doi.org/10.1177/0042085918801438>
- Tualaulelei, E., & Halse, C. (2021). A scoping study of in-service teacher professional development for inter/multicultural education and teaching culturally and linguistically diverse students. *Professional Development in Education*, 50(5), 847-861. <https://doi.org/10.1080/19415257.2021.1973074>

- Valtierra, K. M., & Whitaker, M. C. (2021). Beliefs or classroom context: What matters most to novice urban teachers' enactment of culturally responsive pedagogy?. *The Urban Review*, 53(5), 857-880. <https://doi.org/10.1007/s11256-021-00599-x>
- Vavrus, M. (2008). Culturally responsive teaching. In Good, T.L. (Ed.), *21<sup>st</sup> century education: A reference handbook*, 2, 49-57. Sage Publishing.
- Villegas, A. M., & Lucas, T. (2002). Preparing culturally responsive teachers: Rethinking the curriculum. *Journal of Teacher Education*, 53, 20-32. <https://doi.org/10.1177/0022487102053001003>
- Warren, C. A. (2018). Empathy, Teacher Dispositions, and Preparation for Culturally Responsive Pedagogy. *Journal of Teacher Education*, 69(2), 169-183. <https://doi.org/10.1177/0022487117712487>
- Watkins, M. W. (2017). The reliability of multidimensional neuropsychological measures: from alpha to omega. *Clinical Neuropsychologist*, 31(6-7), 1113-1126. <https://doi.org/10.1080/13854046.2017.1317364>
- Whitaker, M.C. & Valtierra, K.M. (2018a). The dispositions for culturally responsive pedagogy scale. *Journal for Multicultural Education*, 12(1), 10-24. <https://doi.org/10.1108/JME-11-2016-0060>
- Whitacker, M.C., & Valtierra, K.M. (2018b). Enhancing preservice teachers' motivation to teach diverse learners. *Teaching and teacher education*, 73, 171-182 <https://doi.org/10.1016/j.tate.2018.04.004>
- Wronowski, M. L., Aronson, B., Reyes, G., Radina, R., Batchelor, K. E., Banda, R. M., & Rind, G. (2022). Moving toward a Comprehensive Program of Critical Social Justice Teacher Education: A QuantCrit Analysis of Preservice Teachers' Perceptions of Social Justice Education. *The Teacher Educator*, 58(2), 217–243. <https://doi.org/10.1080/08878730.2022.2122094>