



## Propiedades Psicométricas de la Versión Española de la Escala de Propensión a la Desconexión Moral (PMDS-S)

M. Patricia Navas<sup>1</sup>, Julia Sánchez-García<sup>2</sup>, Pedro J. Ramos-Villagrasa<sup>1</sup> y Jorge Sobral<sup>3</sup>

<sup>1</sup>Universidad de Zaragoza, España; <sup>2</sup>Centro Universitario de la Defensa de Zaragoza, España; <sup>3</sup>Universidad de Santiago de Compostela, España

### INFORMACIÓN DEL ARTÍCULO

*Historia del artículo:*  
Recibido 5 May 2025  
Aceptado 13 November 2025

*Palabras clave:*  
Propensión a la desconexión moral  
Conducta antisocial  
Personalidad oscura  
Identidad moral

### RESUMEN

El objetivo del estudio fue evaluar y comparar las propiedades psicométricas de tres versiones en español (24, 16 y 8 ítems) de la Escala de Propensión a la Desconexión Moral en adultos españoles (PMDS-S). La muestra estuvo compuesta por 342 individuos ( $M_{edad} = 32.8$ ,  $DT_{edad} = 15.8$ ) seleccionados bajo muestreo no probabilístico. Se realizaron análisis para probar la consistencia interna y confirmar la estructura factorial de las tres versiones de la escala. Posteriormente, se seleccionó la versión con mejores indicadores de ajuste y se examinó su invarianza entre sexos, así como su validez convergente y divergente mediante análisis descriptivos, correlacionales y de regresión. Los resultados confirmaron una estructura unifactorial en las tres versiones. La versión de 8 ítems presentó el mejor ajuste en el análisis factorial confirmatorio y alcanzó los tres niveles de invarianza (configural, métrica y escalar) entre sexos. Asimismo, esta versión se relacionó significativamente con distintos constructos. De manera directa y significativa, la propensión a la desconexión moral se asoció con la personalidad oscura y la conducta antisocial autoinformada; de forma inversa y significativa, se vinculó con las dimensiones de toma de perspectiva, preocupación empática e identidad moral interna. En conclusión, la versión española de 8 ítems de la PMDS-S es un instrumento válido y fiable para población adulta española, aunque sus resultados deben ser replicados para reforzar su generalización, incluyendo el control de deseabilidad social especialmente en contextos como el jurídico-forense.

### Psychometric properties of the Spanish version of the Propensity to Moral Disengagement Scale (PMDS-S)

#### ABSTRACT

The aim of the study was to evaluate and compare the psychometric properties of three Spanish versions (24, 16, and 8 items) of the Propensity to Moral Disengagement Scale in Spanish adults. The sample comprised 342 individuals ( $M_{age} = 32.8$ ,  $SD_{age} = 15.8$ ) selected under non-probability sampling. Analyses were conducted to test the internal consistency and confirm the structure of the three versions of the scale. Subsequently, the version with the best fit indicators was selected and its gender invariance was examined as well as its convergent and divergent validity by means of descriptive, correlational, and regression analyses. The results confirmed a unifactorial structure in the three versions. The 8-item version presented the best fit in the confirmatory factor analysis and reached the three levels of invariance (configural, metric, and scalar) between genders. Furthermore, this version was significantly related to different constructs. Directly and significantly, the propensity to moral disengagement was associated with dark personality and self-reported antisocial behavior; inversely and significantly, it was linked to the dimensions of perspective-taking, empathic concern, and internal moral identity. In conclusion, the Spanish version of the 8-item PMDS-S is a valid and reliable instrument for the Spanish adult population, although its results must be replicated to reinforce its generalisation, including the control of social desirability, especially in contexts such as the legal-forensic field.

La teoría de la desconexión moral (DM), propuesta por Bandura (1986, 1990, 1999, 2002), ha obtenido un amplio reconocimiento en el ámbito académico, especialmente en disciplinas como la psicología y la criminología (Boardley y Kavussanu, 2007; DeLisi et al., 2014;

Gini et al., 2014; Moore, 2008). Esta teoría se ha utilizado para investigar algunas de las razones que explican por qué algunos individuos adoptan comportamientos antisociales y delictivos persistentes en diversos contextos (sociales, legales, laborales, etc.), mientras que

Para citar este artículo: Navas, M. P., Sánchez-García, J., Ramos-Villagrasa, P. J. y Sobral, J. (2026). Propiedades psicométricas de la versión española de la Escala de Propensión a la Desconexión Moral (PMDS-S). *Anuario de Psicología Jurídica*, 36, Artículo e260484, 1-11. <https://doi.org/10.5093/apj2026a17>

Correspondencia: [juliasanchez@unizar.es](mailto:juliasanchez@unizar.es) (J. Sánchez García).

otros se abstienen de hacerlo (Newman et al., 2020; Ogunfowora et al., 2022).

Algunos académicos han comenzado a analizar la DM como un fenómeno colectivo de inspiración cultural, en la medida que se extienden valores individualistas que priman la satisfacción de los deseos individuales sobre el bienestar de otros o de la comunidad en su conjunto, sugiriendo que puede propagarse en grupos sociales mediante procesos de contagio social (Fida et al., 2024). Este enfoque destaca que la DM refleja las percepciones compartidas sobre cómo se formula la mala conducta y se suspende la moralidad dentro de un grupo. Paralelamente, revisiones recientes (Johnson y Buckley, 2015; Newman et al., 2020; Ogunfowora et al., 2022) destacan su estudio desde un enfoque cognitivo, donde la DM es un fenómeno personal e intraindividual.

Profundizando en este último enfoque, existen dos perspectivas diferentes (Ramos-Villagrasa et al., 2025): la DM como estado o como rasgo. Como estado, describe el proceso de reconstrucción de los juicios morales asociados a una conducta específica (Bandura, 2016). Como rasgo, se refiere a la predisposición de las personas a desconectarse moralmente, influenciada a su vez por otras características individuales (tales como bajas puntuaciones en honestidad-humildad, baja propensión a la culpa, baja identidad moral, baja empatía, etc.), que incrementan la disposición a que una persona acabe actuando inmoralmente (Moore, 2015; Moore et al., 2012; Newman et al., 2020). De este modo, la predisposición a la DM permite identificar tendencias inmorales al enfocarse en los factores internos y estables que predisponen a las personas a justificar actos que podrían considerarse éticamente cuestionables (Moore et al., 2012).

## La Desconexión Moral

La DM es la utilización de aquellos mecanismos cognitivos que posibilitan a las personas racionalizar y justificar acciones antisociales, delictivas y perjudiciales para otros, a pesar de que estas contravengan los estándares y valores morales que podrían sustentar su desarrollo moral individual y su comportamiento ético en contextos de interacción social (D'Urso et al., 2019). En este contexto disposicional, el uso recurrente de mecanismos de DM provoca una habituación que facilita tanto la progresiva desinhibición individual como el incremento en la gravedad de las conductas antisociales y delictivas (Gini et al., 2014). Como resultado, los individuos contravienen ciertos principios morales sin experimentar un malestar significativo (Moore, 2008). Este proceso personal de desconectarse moralmente puede llevarse a cabo en cuatro niveles dando lugar al uso de ocho posibles mecanismos cognitivos (Bandura, 2016).

En primer lugar, la DM podría actuar sobre la *reestructuración cognitiva de la autoevaluación de la conducta*, convirtiendo lo reproducible en aceptable mediante los mecanismos de (1) justificación moral, reinterpretando el comportamiento perjudicial como socialmente aceptable; (2) comparación ventajosa, minimizando la gravedad de las conductas inmorales al contrastarlas con atrocidades mayores; y (3) mediante el lenguaje eufemístico, disfrazando mediante la manipulación del lenguaje la percepción de gravedad del acto cometido. En segundo lugar, contribuye a *redefinir el rol del perpetrador*, diluyendo su responsabilidad mediante los mecanismos de (4) desplazamiento de la responsabilidad, que traslada la culpa a una autoridad o contexto externo y (5) difusión de la responsabilidad, que la disuelve entre un colectivo, reduciendo la percepción de agencia individual.

En tercer lugar, la DM actúa *minimizando el impacto del daño causado* mediante el mecanismo de (6) distorsión de las consecuencias, que implica negar, trivializar o desacreditar los efectos negativos del comportamiento. En cuarto lugar, la DM *altera la percepción de las víctimas* mediante dos mecanismos: (7) deshumanización, que les niega rasgos y derechos inherentes a su condición huma-

na y (8) atribución de la culpa, que transfiere la responsabilidad del daño a la víctima o al contexto que la rodea. En conjunto, estos mecanismos de DM proporcionan un marco integral para entender cómo pueden las personas neutralizar las barreras inhibitorias de la autorregulación moral, permitiendo la persistencia de conductas antisociales sin que se deteriore la autoimagen moral del individuo.

## La Desconexión Moral y las Diferencias Individuales

En la actualidad, hay abundante evidencia empírica que indica que la DM y sus diferentes mecanismos juegan un papel importante en el desarrollo y mantenimiento de conductas antisociales, delictivas y de agresión (física, verbal y relacional) tanto en niños y adolescentes (Férriz-Romeral et al., 2019; Gini et al., 2014; Wang et al., 2017) como en adultos (DeLisi et al., 2014; Navas et al., 2023; Petruccelli et al., 2017), destacando una mayor incidencia de la DM en delitos de mayor gravedad. Además, diversos estudios (Luo y Bussey, 2023; Ogunfowora et al., 2022; Sijtsema et al., 2019) destacan la influencia de las diferencias individuales asociadas a la DM. Concretamente, revelan en población penitenciaria y comunitaria adulta una estrecha conexión entre la DM y rasgos pertenecientes a la personalidad oscura, es decir, maquiavelismo, psicopatía, narcisismo y sadismo (Brugués y Caparrós, 2022; Navas et al., 2021). Este hallazgo indica que los mecanismos de justificación moral no solo facilitan la transgresión en la juventud, sino que también pueden integrarse en patrones de personalidad más complejos, influyendo en la persistencia de conductas delictivas a lo largo del tiempo.

Siguiendo en esta línea, Cardwell et al. (2015) han investigado la asociación de la DM con la cronificación de ciertas carreras delictivas. Y es que la tendencia a recurrir en mayor o menor medida a la autorregulación moral, así como los mecanismos que modulan su influencia, constituye una característica individual con una amplia variabilidad entre sujetos (D'Urso et al., 2019; Navas et al., 2025). De este modo, Aquino y Reed (2002) plantean que una identidad moral fuertemente interiorizada refleja una mayor disposición a ampliar el "círculo de consideración moral" (Singer, 1981), es decir, a incluir a otros en la esfera de "la propia preocupación moral". Así, las personas con una identidad moral elevada serían menos proclives a utilizar la DM para justificar conductas transgresoras o agresivas, al mostrarse más sensibles al daño que estas pueden causar, incluso cuando las víctimas no forman parte de su círculo cercano. Esta conexión también se refleja en estudios longitudinales que muestran cómo una mayor DM se asocia con una disminución de la empatía afectiva y cognitiva, facilitando la aparición de comportamientos agresivos (Falla et al., 2021; Marin-López et al., 2020).

Además de los factores individuales planteados, hay estudios que indican que factores ambientales, como el rechazo de pares o las prácticas de crianza negativa (Bussey, 2020; Fontaine et al., 2014; Robson y Witenberg, 2013; Wang et al., 2017), también pueden estar implicados en la activación de la DM. No obstante, estos factores suelen analizarse de forma aislada, sin considerar su interacción con condiciones estructurales como el género, la cultura o la clase social (Gómez-Ortiz et al., 2016; Steinberg et al., 1992). En este sentido, investigaciones previas recogidas en el meta-análisis de Luo y Bussey (2023) indican que variables como la edad, género y país de origen de la muestra pueden afectar las asociaciones entre la DM y los correlatos anteriormente mencionados. Así, algunos estudios han demostrado que la DM se desarrolla con el tiempo y los adolescentes mayores tienden a mostrar niveles más altos de DM que los más jóvenes (Paciello et al. 2008). Investigaciones anteriores también han señalado que la aprobación de la DM es mayor en hombres que en mujeres (Oberman, 2011). Finalmente, la evidencia preliminar sugiere que la DM puede variar en función de las diferentes prácticas de socialización a nivel transcultural (Bussey, 2020).

## La Evaluación de la Desconexión Moral como Disposición Individual

Para respaldar la asociación de la DM con las diferencias individuales previamente mencionadas, resulta fundamental contar con instrumentos de evaluación que permitan medir de forma precisa la DM como un rasgo, especialmente en población adulta. La evaluación empírica de la DM se inició con el trabajo de Bandura et al. (1996), quienes desarrollaron la Escala de Mecanismos de Desconexión Moral [*Mechanisms of Moral Disengagement Scale*, MMDS], compuesta por 32 ítems diseñados para medir los ocho mecanismos de DM. Esta escala fue concebida originalmente para evaluar el uso de dichos mecanismos en niños y adolescentes en distintos contextos y relaciones interpersonales (Bandura et al., 1996). Mediante un análisis de componentes principales, estos autores identificaron una estructura unidimensional que explicaba el 16.2 % de la varianza total, con una fiabilidad de .82. Posteriormente, la MMDS ha sido adaptada en diversos países (Luo y Bussey, 2023), hallándose distintas estructuras factoriales, que van desde modelos unidimensionales hasta soluciones de cuatro y ocho factores. Estas versiones han mostrado asociaciones convergentes con comportamientos antisociales y agresivos en adolescentes (Gómez-Tabares et al., 2024; Petruccelli et al., 2017; Romera et al., 2023). Sin embargo, varios estudios han señalado una baja validez discriminante entre los factores, lo que ha llevado a evaluar la DM en la práctica como una puntuación omnibus donde las puntuaciones en los distintos mecanismos de DM permiten comprender mejor las características y comportamientos asociados a este factor (Oberman, 2011; Page y Pina, 2015).

En el contexto español, Rubio-Garay et al. (2017) realizaron una adaptación de la MMDS de Bandura et al. (1996) utilizando también una muestra compuesta por jóvenes y adolescentes. No obstante, dado que estas versiones fueron desarrolladas específicamente con población juvenil, tanto el contenido como el lenguaje de los ítems presentan limitaciones para su uso con muestras adultas. La validez de una escala psicológica está estrechamente ligada a las características del grupo al que se aplica. Por tanto, aplicar una escala diseñada para una población específica en otro grupo etario, sin llevar a cabo una adecuada validación, puede comprometer la fiabilidad y la validez de las mediciones obtenidas (Boateng et al., 2018; DeVellis, 2017).

En consecuencia, Moore et al. (2012) desarrollaron la Escala de Propensión a la Desconexión Moral [*Propensity to Morally Disengage Scale*, PMDS], una herramienta diseñada para evaluar en población adulta la tendencia a justificar conductas poco éticas mediante los ocho mecanismos de DM propuestos por Bandura (1999). La PMDS supone un avance respecto a medidas anteriores, al facilitar una medición de la propensión a desconectarse en adultos y aplicable de manera generalizada a distintos contextos y relaciones interpersonales. Una ventaja adicional de esta escala radica en su capacidad para integrar los diversos mecanismos de DM en sus tres versiones (24, 16 y 8 ítems), permitiendo una evaluación parsimoniosa y eficiente especialmente en su versión más breve, lo que la convierte en una herramienta considerablemente más concisa y versátil que otras escalas centradas en la evaluación de la DM para acciones concretas de ámbitos específicos (por ejemplo, Caprara et al., 2009; Kirshenbaum et al. 2021). La PMDS ha empezado a ser adaptada y validada en contextos como el portugués (Pechorro et al., 2023) o el peruano (Lingán-Huamán et al., 2023), siendo en estos la estructura de un factor la que muestra mejor ajuste. No obstante, hasta el momento no se dispone de una versión validada en español que permita su uso en distintos ámbitos de investigación—como el jurídico, social u organizacional—con población adulta. Por ello, resulta pertinente examinar si la estructura factorial de la PMDS previamente validada en otros contextos se mantiene estable con población adulta española. Actualmente, existe un estudio en español que ha empleado alguna versión de la PMDS (p. ej., Ramos-Villagrasa et al., 2025); no obstante,

la ausencia de un análisis previo de sus propiedades psicométricas en dicha población podría suponer importantes limitaciones metodológicas. En concreto, estos estudios podrían estar asumiendo, de forma no comprobada, que la población española presenta patrones de respuesta similares a los de otras culturas o que existe invarianza factorial en función del sexo.

## El Presente Estudio

Siguiendo lo expuesto hasta el momento, es fundamental analizar las propiedades psicométricas de la versión en español de la PMDS, así como analizar su estructura factorial e invarianza factorial en población adulta española. Esto permitirá una evaluación más precisa de la propensión a la DM en este contexto. Para ello se han establecido los siguientes objetivos: (1) analizar la estructura factorial de la Escala de Propensión a la Desconexión Moral en adultos de la comunidad española y examinar su consistencia interna en esta población, (2) evaluar la invarianza factorial de la escala considerando las diferencias de sexo y (3) explorar las relaciones de la Escala de Propensión a la Desconexión Moral con variables como las tendencias antisociales, la personalidad oscura, la identidad moral y la empatía, con el fin de aportar validez a la escala en adultos de la comunidad española.

## Método

### Participantes

Para este estudio de tipo transversal no experimental, la muestra estuvo compuesta por 342 personas con edades comprendidas entre los 18 y los 77 años (58.5% mujeres,  $M = 32.8$  años,  $DT = 15.8$ ), hispanohablantes y residentes en España. El 55.9% se encontraba empleado/a en el momento de realización del estudio y de media la muestra tenía una experiencia laboral de 11 años. Específicamente, el 9% de los/as participantes reportaron estudios primarios, el 43% estudios secundarios, el 29% estudios de formación profesional, el 16% estudios de grado, y el 3% estudios de máster.

Después de eliminar a los sujetos con más del 5% de las respuestas faltantes, la muestra final estuvo compuesta por 337 participantes. Se realizó un análisis de sensibilidad utilizando el software G\*Power (versión 3.1.9.4) para determinar el tamaño del efecto detectable con 337 participantes. Considerando un nivel de significancia  $\alpha = .05$  y un poder estadístico  $(1-\beta)$  de .80, el análisis indicó que con el tamaño muestral de  $N = 337$  el estudio es capaz de detectar un tamaño del efecto mínimo de 0.07 ( $f^2$  de Cohen). De este modo, el análisis de sensibilidad permite asegurar que la muestra recogida para el estudio cuenta con la suficiente potencia estadística para detectar efectos pequeños, lo cual minimiza el riesgo de cometer error tipo II (MacCallum et al., 1999).

### Instrumentos

#### *Escala de Propensión a la Desconexión Moral* (PMDS; Moore et al., 2012)

Esta escala fue diseñada para medir la propensión a la desconexión moral en adultos. Inicialmente, el instrumento constaba de 24 ítems, tres ítems por cada uno de los ocho mecanismos de DM de Bandura (2016), evaluados mediante una escala Likert de siete puntos que va de 1 (*totalmente en desacuerdo*) a 7 (*totalmente de acuerdo*). Sin embargo, Moore et al. (2012) compararon versiones de distinta longitud (24, 16 y 8 ítems) y finalmente redujeron a uno el número de ítems por mecanismo, concluyendo por razones estadísticas y prácticas que evaluar la propensión a la desconexión moral con escalas más largas no aporta ventajas significativas. La

escala ha demostrado un nivel adecuado de consistencia interna en toda la muestra, según el coeficiente omega observado, con una puntuación global de .78 (.80 hombres, .76 mujeres) para la versión de 8 ítems, de .88 (.89 hombres, .88 mujeres) para la versión de 16 ítems y de .91 (.91 hombres, .91 mujeres) para la versión de 24 ítems.

La versión de 8 ítems de la escala puede ser consultada en la [Tabla 1](#).

### **Escala de Identidad Moral (MI; Aquino y Reed, 2002)**

Se utilizó la Escala de Identidad Moral de [Aquino y Reed \(2002\)](#) para evaluar la relevancia que las personas otorgan a poseer una identidad moral. Esta escala consta de 10 ítems valorados en una escala tipo Likert de 5 puntos, que van de 1 (*totalmente en desacuerdo*) a 5 (*totalmente de acuerdo*) y mide la identidad moral a través de sus dos subescalas: internalización (5 ítems) con un coeficiente omega observado de .64, y simbolización (5 ítems) con un coeficiente omega de .84. La escala ha mostrado un nivel aceptable de consistencia interna para su puntuación global, con un coeficiente omega observado de .78.

### **Escala de la Tétrada Oscura (SD4; Paulhus et al., 2021)**

Se utilizó la versión breve de la Tétrada Oscura (SD4; [Paulhus et al., 2021](#)) de [Ramos-Villagrasa et al. \(2025\)](#). Esta escala consta de 28 ítems valorados en una escala tipo Likert de 5 puntos, que van de 1 (*totalmente en desacuerdo*) a 5 (*totalmente de acuerdo*), con 7 ítems por dimensión: maquiavelismo ( $\omega = .66$ ), narcisismo ( $\omega = .76$ ), psicopatía ( $\omega = .82$ ), y sadismo ( $\omega = .81$ ).

### **Índice de Reactividad Interpersonal (IRI; Davis, 1983)**

Se utilizó el IRI ([Davis, 1983](#)) adaptado y validado al español por [Escriva et al. \(2004\)](#). El IRI es un cuestionario de autoinforme que mide las diferencias individuales percibidas en la tendencia a ser empático. Consta de 28 ítems en una escala de respuesta tipo Likert de cinco puntos que va de 0 (*no me describe bien*) a 4 (*me describe muy bien*) para medir con siete ítems cada una de las cuatro subescalas: toma de perspectiva (PT;  $\omega = .69$ ), preocupación empática (EC;  $\omega = .71$ ), fantasía (FS;  $\omega = .74$ ) y malestar personal (PD;  $\omega = .79$ ). La escala ha demostrado un nivel adecuado de consistencia interna en toda la muestra, según el coeficiente omega observado, con una puntuación global de .81.

### **Cuestionario de Conducta Antisocial para Adultos (CCA; Gomà-i-Freixanet et al., 2001)**

Se utilizó este cuestionario para evaluar la conducta social. Su objetivo es evaluar conductas antisociales o ilegales en población adulta. Consta de 51 ítems de respuesta sí/no, que evalúan la frecuencia de cada conducta y se obtiene una puntuación global. Dicho cuestionario muestra una buena fiabilidad test-retest: .73 a dos años y .65 a un año y una buena validez, tanto predictiva como concurrente ([Blakely et al., 1980](#)). La escala ha demostrado un nivel adecuado de consistencia interna en toda la muestra, según el coeficiente omega observado, con una puntuación global de .92.

### **Procedimiento**

Inicialmente, se llevó a cabo la adaptación al español de la Escala de Propensión a la Desconexión Moral (PMDS) propuesta por [Moore et al. \(2012\)](#). Para ello, dos de los autores realizaron traducciones independientes al español, que fueron posteriormente analizadas en conjunto para evaluar su estructura semántica y gramatical. Durante

este proceso, se identificó que algunos ítems contenían expresiones propias de la población anglosajona, que podrían generar dar lugar a sesgos e inducir errores en el contexto español.

Una vez obtenida la versión en español, esta fue sometida a un proceso de retraducción al inglés [*back translation*] por uno de los autores con dominio del idioma, en colaboración con un experto nativo. La versión retraducida fue comparada con el texto original de [Moore et al. \(2012\)](#) para detectar posibles discrepancias en el significado.

A continuación, con el objetivo de evaluar la comprensión y aceptación de la escala adaptada, se llevó a cabo una prueba piloto con una muestra representativa de 130 participantes adultos. Esta fase permitió analizar la claridad de los ítems y la viabilidad de la escala en la población objetivo para el estudio.

Finalmente, se aplicó la versión española de la Escala de Propensión a la Desconexión Moral (PMDS-S) a la muestra obtenida mediante un muestreo no probabilístico con la ayuda de estudiantes universitarios formados. Todos los participantes reclutados por el estudiantado aceptaron voluntariamente realizar el estudio y fueron informados oralmente y por escrito acerca de (1) los objetivos del estudio (investigación), (2) el tipo de información que se iba a recabar de ellos, (3) qué tratamiento se les daría a los datos (confidencialidad), (4) la garantía del anonimato en relación a la información personal. De este modo, en lo que respecta a los aspectos éticos, este estudio cumplió con los principios fundamentales de respeto, intimidad y dignidad, garantizando en todo momento la confidencialidad y el anonimato de las personas participantes en el análisis de los datos.

### **Análisis de Datos**

Los resultados obtenidos a partir de la aplicación de las escalas fueron digitalizados y codificados en una matriz de datos utilizando SPSS, versión 23 (IBM Corporation, 2017). Para el análisis estadístico, se emplearon los paquetes estadísticos SPSS (versión 23) y JAMOVÍ (versión 2.3; [Jamovi Project, 2023](#)).

Inicialmente se realizó un análisis factorial confirmatorio (AFC) para cada una de las versiones (24, 16 y 8 ítems) de la escala de DM, utilizando el método de estimación ajustado por mínimos cuadrados ponderados de la media y la varianza (WLSMV; [Brown, 2015](#); [Kline, 2015](#); [Rosseel, 2012](#)), dada la falta de normalidad de los datos y se compararon tomando como base los índices de bondad de ajuste robustos ([Byrne, 2012](#); [Hair et al., 2019](#)). El ajuste del modelo se evaluó mediante el índice Tucker-Lewis (TLI), el índice de ajuste comparativo (CFI), el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA) y la raíz cuadrática media residual estandarizada (SRMR), considerando un intervalo de confianza (IC) del 95% ([Nunnally y Bernstein, 1994](#)). Se considera un ajuste aceptable del modelo cuando los valores de TLI y CFI son mayores a .90 y los valores de RMSEA y SRMR son menores a .08, mientras que un buen ajuste del modelo se indica cuando los valores de TLI y CFI superan .95 y los valores de RMSEA y SRMR son menores a .06 ([B. Muthén, 2004](#)).

Posteriormente, se llevó a cabo un análisis de la invarianza configural, métrica y escalar por sexo sobre la estructura factorial del modelo con los mejores índices de ajuste, siguiendo un método de forma escalonada utilizado en otros estudios ([Brummelman et al., 2015](#)). Para este análisis de la invarianza, se utilizaron valores de chi-cuadrado ( $\chi^2$ ) y nivel de probabilidad ( $p > .05$ ) siguiendo las recomendaciones de [L. K. Muthén y Muthén \(2012\)](#), donde un nivel de significación mayor o igual a .05 indicarán un modelo de bondad de ajuste ([Jöreskog y Sörbom, 1993](#)).

El análisis de consistencia interna de las variables estudiadas, así como de la escala de propensión a la desconexión moral, se realizó mediante el coeficiente omega ( $\omega$ ) propuesto por [McDonald \(1999\)](#). El coeficiente omega, a diferencia del coeficiente alfa ( $\alpha$ ) de Cronbach, trabaja con cargas factoriales, lo que permite una mayor estabilidad en los cálculos ya que no depende del número de ítems ([Viladrich et al., 2017](#)).

A continuación, se llevaron a cabo análisis descriptivos, así como comparaciones de las puntuaciones medias entre sexos utilizando el tamaño del efecto  $d$  de Cohen (1988). Además, se llevaron a cabo análisis correlacionales mediante el coeficiente rho de Spearman, con el objetivo de examinar las relaciones entre la DM y las puntuaciones obtenidas en conducta antisocial, rasgos de personalidad oscura, empatía e identidad moral, todo ello con el fin de aportar evidencia empírica sobre la validez convergente y discriminante de las medidas empleadas.

En último lugar se realizaron análisis de regresión para proporcionar pruebas de la capacidad predictiva de la escala de propensión a la desconexión moral sobre las variables mencionadas con anterioridad.

## Resultados

Los resultados se organizan en función de (a) la estructura interna de las versiones de la escala de 24, 16 y 8 ítems, (b) la medición de la invarianza y (c) la validez externa (variables demográficas y psicosociales). Previamente, comprobamos la distribución de respuestas de cada uno de los 24 ítems, sin observar acumulación significativa en los valores extremos, excepto para el ítem 22 acumulando el 71.6% de las respuestas en el extremo inferior. Por tanto, no hay indicios de aquiescencia en las respuestas.

### Estructura Interna de la Versión Española de la Escala de Propensión a la Desconexión Moral (PMDS-S): Análisis Factorial Confirmatorio

El objetivo fue determinar la estructura unidimensional observada por Moore et al. (2012) en una muestra española adulta, por lo que se realizaron tres AFC para determinar la equivalencia de factor de la versión española de la escala PMDS de 24, 16 y 8 ítems.

El modelo de un solo factor para la escala de 24 ítems mostró un ajuste aceptable al igual que la escala de 16 ítems, y un ajuste excelente en la escala de 8 ítems (Tabla 1).

**Tabla 1.** Índices de bondad del ajuste para las tres versiones españolas de la Escala de Propensión a la Desconexión Moral (PMDS-S)

Índice	Escala 24 ítems	Escala 16 ítems	Escala 8 ítems
TLI	.90	.92	.98
CFI	.91	.93	.98
RMSEA	.09	.08	.06
SRMR	.10	.09	.06

*Nota.* TLI = índice Tucker-Lewis; CFI = índice de ajuste comparativo; RMSEA = raíz del error cuadrático medio de aproximación; SRMR = raíz del residuo cuadrático medio estandarizado. Valores de CFI y TLI  $\geq .90$  indican buen ajuste; RMSEA y SRMR  $\leq .08$  son considerados aceptables (Hu y Bentler, 1999).

Adicionalmente, atendiendo a las cargas factoriales de los ítems (Tabla 2), se observa que la escala de 16 ítems es la que presenta el mejor equilibrio entre cargas moderadas-altas, estabilidad y ausencia de ítems problemáticos. En otras palabras, la escala de 16 ítems muestra un perfil más robusto al tener un promedio superior (.56) al de la versión breve (.54). Por su parte, la versión de 24 ítems incluye ítems con cargas factoriales muy bajas (hasta .28), lo que puede repercutir negativamente en la validez del constructo. Finalmente, la versión de 24 ítems mostró un 31.6% de varianza explicada, aumentando dicho porcentaje para la versión de 16 ítems (32%) y de 8 ítems (39.6%).

A la vista de ello, se continuó con los análisis utilizando el modelo que contempla la escala de 8 ítems, ya que es la que presenta los mejores índices de ajuste y de validez de constructo. Además, resulta ser el modelo más parsimonioso al mantener un modelo simple y eficaz como sucede en la escala original de Moore et al. (2012). Las

**Tabla 2.** Cargas factoriales, errores estándar y varianza explicada del AFC para las tres versiones

Ítem	Carga factorial ( $\lambda$ )			Error estándar (SE)			$R^2$		
	8 ítems	16 ítems	24 ítems	8 ítems	16 ítems	24 ítems	8 ítems	16 ítems	24 ítems
DM 1	.53	.58	.57	.00	.00	.00	.28	.33	.32
DM 2		.55	.60		.10	.10	.30	.36	
DM 3			.56			.09		.32	
DM 4	.58	.59	.56	.12	.09	.09	.34	.34	.31
DM 5		.61	.66		.11	.12		.38	.44
DM 6			.54			.13			.29
DM 7	.36	.44	.47	.13	.11	.11	.13	.19	.22
DM 8		.59	.57		.12	.11		.34	.32
DM 9			.57			.09			.32
DM 10	.61	.54	.50	.15	.11	.10	.37	.29	.25
DM 11		.50	.45		.11	.10		.25	.20
DM 12			.43			.10			.18
DM 13	.60	.50	.44	.15	.11	.10	.36	.25	.19
DM 14		.63	.64		.12	.12		.39	.40
DM 15			.72			.14			.52
DM 16	.65	.61	.56	.13	.09	.09	.42	.37	.32
DM 17		.63	.61		.13	.13		.40	.37
DM 18			.72			.13			.52
DM 19	.46	.54	.57	.15	.13	.13	.21	.29	.32
DM 20		.48	.53		.12	.13		.23	.28
DM 21			.28			.13			.08
DM 22	.54	.44	.39	.13	.10	.09	.29	.20	.15
DM 23		.63	.63		.13	.13		.40	.40
DM 24			.43			.11			.18

*Nota.*  $R^2$  representa la proporción de varianza del ítem explicada por el factor. Todas las cargas son estandarizadas y estadísticamente significativas ( $p < .001$ ).

cargas factoriales estandarizadas de este modelo de 8 ítems de un solo factor (Tabla 3) oscilaron entre .36 y .65.

**Tabla 3.** Cargas factoriales estandarizadas en el análisis factorial confirmatorio de la versión española de la Escala de Propensión a la Desconexión Moral (PMDS-S)

PMDS-S 8 Items	M	DT	CTEC	CFE
1. Está bien difundir rumores para defender a los que te importan. (1)	2.66	1.55	.46	.53
2. Coger algo sin permiso de su dueño está bien siempre que tengas pensado devolverlo. (4)	2.47	1.37	.50	.58
3. Teniendo en cuenta como las personas tergiversan la realidad para presentarse a sí mismas, está bien inflar tu currículum un poco. (7)	3.17	1.63	.34	.36
4. Las personas no deberían considerarse responsables de hacer cosas incorrectas cuando simplemente hacen lo que les dice una autoridad. (10)	2.42	1.44	.52	.61
5. No se puede culpar a la gente por hacer cosas que técnicamente están mal si todos sus amigos/as también las hacen. (13)	1.94	1.17	.52	.60
6. Apropiarse del reconocimiento de ideas que son de otros no hace daño a nadie. (16)	1.85	1.15	.55	.65
7. Algunas personas tienen que ser tratadas con dureza porque no tienen sentimientos. (19)	3.06	1.79	.41	.46
8. Las personas que han sido maltratadas, generalmente han hecho algo para merecerlo. (22)	1.51	1.01	.49	.54

*Nota.* DM = desconexión moral; M = media; DT = desviación típica; la escala de respuesta fue de 1 (totalmente en desacuerdo) a 7 (totalmente de acuerdo); CTEC = correlación total de elementos corregida; CFE = cargas factoriales estandarizadas.

### Medición de la Invarianza de la Versión de 8 Ítems de la PMDS-S

Una vez confirmada la estructura de la DM con 8 ítems en la versión en español, se procedió a explorar la invarianza configural, métrica y escalar de la medición entre sexos.

Previamente a dicha exploración de la invarianza, se condujo un AFC por sexo. Los índices de bondad del ajuste mostraron un buen ajuste para el modelo unidimensional para hombres:  $\chi^2 = 15.5(20)$ , CFI = 1.00, TLI = 1.02, RMSEA = .05 [.023, .079] y mujeres:  $\chi^2 = 27.9(20)$ , CFI = .97, TLI = .96, RMSEA = .06 [.034, .094]. A continuación, se procedió a examinar los distintos tipos de invarianza de medida.

En primer lugar, se analizó la invarianza configuracional para comprobar que los ítems de DM se agrupaban bajo el mismo factor para hombres y para mujeres sin restricciones. Para ello, se probó un modelo de referencia,  $M_0$ , en el que las cargas factoriales y los umbrales fueron estimadas libremente entre hombres y mujeres, que mostró un buen ajuste. Específicamente, CFI mostró una puntuación de .96, mientras que RMSEA obtuvo un valor de .06, lo cual indica un buen ajuste.

En segundo lugar, se examinó la invarianza métrica para comprobar que las cargas factoriales de los ítems eran similares en los distintos grupos. En este sentido, se comparó el modelo de referencia configural ( $M_0$ ) con el modelo de invarianza métrica ( $M_1$ ) para comprobar que los participantes de diferente sexo interpretaron los ítems de manera similar. En este caso, CFI mostró un valor de .96, mientras que RMSEA de .05 ( $\Delta CFI < .01$ ), por lo que los resultados sugieren que el modelo cumplió con la invarianza métrica, ya que el cambio en CFI y RMSEA no indicó problemas significativos.

En tercer lugar, se exploró la invarianza escalar, la cual requería que tanto las cargas factoriales como los interceptos de las varia-

bles observadas fuesen iguales para los distintos grupos. Para probar la invarianza escalar, se comparó el modelo métrico ( $M_1$ ) con el modelo escalar ( $M_2$ ) en el que los umbrales de los ítems estaban restringidos a ser iguales entre ambos grupos. CFI fue igual a .96 y RMSEA a .05. Puesto que ninguna de las comparaciones entre modelos arrojó una diferencia significativa en el ajuste del modelo, se concluye que la invarianza de medida es elevada, es decir, que la escala de DM evalúa el mismo constructo tanto en hombres como en mujeres.

Finalmente, la aplicación de la prueba de diferencia  $\chi^2$  con el estimador WLSMV no reveló diferencias significativas en el ajuste del modelo entre el configural sin restricciones y el métrico con restricciones (.31), ni entre el métrico y el escalar (.28). De este modo, el modelo unidimensional para las puntuaciones de la escala DM mostró una fuerte invarianza de medida entre hombres y mujeres. Es decir, las puntuaciones en la escala pueden ser comparadas entre los grupos (hombres y mujeres en este caso) en cuanto a las puntuaciones observadas.

### Análisis de la Validez: Variables Sociodemográficas y Psicosociales

Se realizaron varios análisis para obtener evidencia de validez externa para las puntuaciones de la DM para la versión española, así como comparaciones de medias entre hombres y mujeres en las variables de estudio.

### Comparaciones de Medias entre Hombres y Mujeres en las Variables de Estudio

En la muestra utilizada, se llevó a cabo una prueba *t* para muestras independientes con el fin de comparar la DM, la conducta delictiva, la empatía y la identidad moral entre hombres y mujeres. Los resultados mostraron que los hombres obtuvieron puntuaciones significativamente más elevadas que las mujeres en DM,  $t(274) = 2.40$ ,  $p = .01$ , psicopatía,  $t(274) = 2.40$ ,  $p = .01$ , y en la conducta delictiva  $t(247) = 4.01$ ,  $p < .001$ . Los resultados indicaron un tamaño del efecto moderado en la DM ( $d = 0.27$ ), la psicopatía ( $d = 0.27$ ), y en la conducta delictiva ( $d = 0.47$ ).

Por otro lado, las mujeres tuvieron puntuaciones significativamente más altas que los hombres en fantasía,  $t(289) = -3.17$ ,  $p < .001$ , en preocupación empática,  $t(305) = -4.38$ ,  $p < .001$ , y en malestar personal,  $t(292) = -5.05$ ,  $p < .001$ . Los efectos en este caso fueron de moderados a grandes, en las escalas de fantasía ( $d = -0.35$ ), preocupación empática ( $d = -0.48$ ), y malestar personal ( $d = -0.56$ ). Sin embargo, no se obtuvieron diferencias estadísticamente significativas para ambos sexos en el resto de las variables estudiadas.

### Validez Convergente: Relaciones de la PMDS-S con la Conducta Antisocial y la Personalidad Oscura

La Tabla 3 muestra las estadísticas descriptivas y relaciones encontradas. Como se puede observar, los datos siguieron la dirección esperada, mostrando que una mayor DM está asociada con una mayor manifestación de conductas antisociales y mayores puntuaciones en "tétrada oscura". Los análisis de regresión revelaron que la DM permite explicar la varianza de la conducta antisocial,  $R^2 = .13$ ,  $\Delta R^2 = .12$ ,  $F(1, 323) = 46.58$ ,  $p < .001$ , el maquiavelismo,  $R^2 = .20$ ,  $\Delta R^2 = .20$ ,  $F(1, 329) = 81.53$ ,  $p < .001$ , el narcisismo,  $R^2 = .06$ ,  $\Delta R^2 = .06$ ,  $F(1, 332) = 21.85$ ,  $p < .001$ , la psicopatía,  $R^2 = .26$ ,  $\Delta R^2 = .26$ ,  $F(1, 330) = 116.32$ ,  $p < .001$ , y el sadismo,  $R^2 = .25$ ,  $\Delta R^2 = .24$ ,  $F(1, 331) = 107.74$ ,  $p < .001$ , ya que los coeficientes beta mostraron que la DM se asoció positivamente con la conducta antisocial ( $\beta = .35$ ,  $p < .001$ ), el maquiavelismo ( $\beta = .44$ ,  $p < .001$ ), el narcisismo ( $\beta = .25$ ,  $p < .001$ ), la psicopatía ( $\beta = .51$ ,  $p < .001$ ) y el sadismo ( $\beta =$

**Tabla 4.** Medias, desviaciones típicas y correlaciones

Escala	M	DT	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
1. Sexo	.58	.49	-	-.09	-.12*	-.22***	-.09	-.06	-.12*	-.34***	.04	.18***	.23***	.25***	.06	.06
2. Edad	33.9/31.9	16.7/15.1		-	-.16**	-.37***	-.25***	-.24***	-.22***	-.38***	-.01	-.13*	.02	-.08	.05	.04
3. PDM	20.1/18.2	7.3/6.4			-	.27***	.42***	.23***	.45***	.47***	-.31***	-.06	-.40***	.17***	-.36***	-.05
4. CCA	11.6/8.1	8.3/6.8				-	.23***	.29***	.52***	.63***	-.15***	.04	-.16***	-.10	-.18***	-.10
5. Maquiavelismo	21.5/20.6	4.3/4.2					-	.29***	.25***	.41***	-.17***	.05	-.16***	-.12*	-.10	-.01
6. Narcisismo	19.4/18.6	4.5/4.8						-	.33***	.33***	-.07	-.10	-.02	-.10	.04	.17***
7. Psicopatía	13.4/12.4	5.3/4.4							-	.59***	-.26***	.05	-.18***	.01	-.29***	-.06
8. Sadismo	17.1/13.1	6.1/4.9								-	-.20***	.01	-.29***	-.09	-.24***	-.13**
9. TP	24.8/25.1	4.0/4.0									-	.29***	.25***	.41***	.42***	.10
10. Fantasía	23.6/24.3	4.7/4.8										-	.43***	.16***	.14**	.08
11. PE	25.6/27.5	3.8/4.1											-	.12*	.39***	.10
12. Malestar	17.3/19.9	4.5/4.6												-	-.06	.11*
13. MI_Interna	21.2/21.5	3.0/3.0													-	.20***
14. MI_Simbólica	13.9/14.6	4.2/4.0														-

Nota. M = media; DT = desviación típica; sexo: 0 = hombres; 1 = mujeres; en la columna con dos valores, el primero se refiere a las puntuaciones medias en hombres y el segundo a las puntuaciones medias en mujeres. PDM = propensión a la desconexión moral, medida en escala tipo Likert de 1 (*totalmente en desacuerdo*) a 7 (*totalmente de acuerdo*); CCA = conducta antisocial, codificada como 1 = Sí, 0 = No; MI = identidad moral, evaluada en escala tipo Likert de 1 (*totalmente en desacuerdo*) a 5 (*totalmente de acuerdo*); TP = toma de perspectiva; PE = preocupación empática. Las variables de personalidad de la Tétrada Oscura (3-6) fueron medidas en escala tipo Likert de 1 (*totalmente en desacuerdo*) a 5 (*totalmente de acuerdo*); mientras que las de reactividad interpersonal (7-10) de 0 (*no me describe bien*) a 4 (*me describe muy bien*).

\* $p < .05$ , \*\* $p < .01$ , \*\*\* $p < .001$ .

.50,  $p < .001$ ). No se detectaron problemas de multicolinealidad con ningún predictor.

### Validez Divergente: Relaciones de la PMDS-S con la Empatía e Identidad Moral

Los resultados mostraron que la DM se asocia de manera negativa y significativa con la identidad moral interna, la toma de perspectiva, la preocupación empática y de manera positiva con el malestar personal (Tabla 4). En otras palabras, quienes obtuvieron mayor puntuación en DM indicaron tener menos capacidad de toma de perspectiva, poseer una preocupación empática disminuida, menor moral interna, así como una mayor puntuación en DM cuanto mayor es el malestar emocional personal. Los análisis de regresión en este caso mostraron que la DM explica la varianza de forma significativa de la toma de perspectiva,  $R^2 = .09$ ,  $\Delta R^2 = .09$ ,  $F(1, 335) = 34.64$ ,  $p < .001$ , la preocupación empática,  $R^2 = .17$ ,  $\Delta R^2 = .16$ ,  $F(1, 331) = 65.67$ ,  $p < .001$ , el malestar personal,  $R^2 = .02$ ,  $\Delta R^2 = .02$ ,  $F(1, 330) = 7.04$ ,  $p < .01$ , y la identidad moral interna,  $R^2 = .15$ ,  $\Delta R^2 = .15$ ,  $F(1, 331) = 57.40$ ,  $p < .001$ . En otras palabras, la DM se asoció con una menor capacidad de toma de perspectiva ( $\beta = -.31$ ,  $p < .001$ ), preocupación empática ( $\beta = -.40$ ,  $p < .001$ ) e identidad moral interna ( $\beta = -.38$ ,  $p < .001$ ), mientras que se asoció con un mayor malestar personal ( $\beta = .14$ ,  $p < .01$ ). No fueron detectados problemas de multicolinealidad con ningún predictor ni resultados significativos para la identidad moral simbólica y fantasía.

### Discusión

Diversas investigaciones destacan la importancia de la desconexión moral (DM) como un factor clave en el estudio de la conducta antisocial, agresiva y criminal (Férriz-Romeral et al., 2019; Navas et al., 2023; Sijtsema et al., 2019; Wang et al., 2017). En España, la DM se ha evaluado principalmente con la MDS de Rubio-Garay et al. (2017), un instrumento que no considera la propensión a la DM y cuya aplicación suele estar recomendada para la justificación de acciones

específicas en población adolescente. Dado el creciente interés por estudiar la DM como un rasgo, el presente estudio analiza las propiedades psicométricas de la Escala de Propensión a la Desconexión Moral (PMDS) en adultos de España. Siguiendo las recomendaciones de Schaefer y Bouwmeester (2021), es crucial disponer de una escala que permita evaluar la DM como un rasgo, ya que esta diferencia ha sido poco explorada en la investigación, además de que la falta de claridad sobre si la DM refleja un proceso circunstancial o una predisposición estable dificulta la comprensión de los determinantes, mediadores y consecuencias que subyacen a las conductas transgresoras y poco éticas en la adultez (Newman et al., 2020; Ogunfowora et al., 2022).

En primer lugar, cabe destacar que la estructura factorial de un solo factor probada en este estudio para analizar la PMDS-S es muy coherente con las asunciones teóricas de Bandura et al. (1996). Aunque se ha teorizado que los mecanismos de DM pueden ser considerados como diferentes dimensiones de esta y algunos autores realizan su estudio para conocer las motivaciones que llevan a esta desconexión (Brugués et al., 2022; D'Urso et al., 2019; Kirshenbaum et al., 2021; Regis-Moura et al., 2021), distintos trabajos han encontrado escasa validez discriminante de las dimensiones por separado (Gómez-Tabares et al., 2024; Page y Pina, 2015; Petruccioli et al., 2017; Romera et al., 2023), lo que ha llevado a evaluar generalmente la DM como una puntuación omnibus (Bandura et al. 1996; McAlister, 2001; Moore et al., 2012; Pelton et al., 2004). Los resultados obtenidos en este estudio indican que la estructura factorial de la versión compuesta por 8 ítems de la PMDS-S presenta mejores índices de ajuste, validez de constructo y a su vez, es más parsimoniosa que las versiones más extensas de 16 y 24 ítems, así como otras medidas existentes que oscilan entre 15 y 34 ítems (por ejemplo, Bandura et al., 1996; Detert et al., 2008; Roche et al., 2024). Estos resultados son coherentes con las adaptaciones de la escala PMDS de Moore et al. (2012) en diferentes contextos (Lingán-Huamán et al., 2023; Moore et al., 2012; Pechorro et al., 2023), en las que el modelo de 8 ítems ha mostrado un mejor ajuste, permitiendo al mismo tiempo garantizar que la naturaleza multifacética del constructo estuviera representada. De modo que, este estudio presenta una medida parsimoniosa y psicométricamente sólida para la evaluación de la propensión a

desconectarse moralmente en los adultos. Si bien la PMDS-S puede resultar de gran utilidad en un amplio espectro de investigaciones de campo futuras por su eficiencia, facilidad de aplicación y adecuación a diversos contextos de investigación—como el jurídico, social u organizacional—, es importante reconocer que su menor sensibilidad y especificidad, en comparación con versiones más extensas, puede limitar su utilidad para evaluaciones individuales o decisiones clínicas relevantes.

En segundo lugar, dado que esta escala presenta múltiples ventajas y un alto potencial para el estudio de la DM como rasgo, resulta fundamental evaluar su invarianza entre grupos, particularmente en función del sexo. Los resultados obtenidos de este análisis nos permiten confirmar que existe una fuerte invarianza en las puntuaciones observadas entre hombres y mujeres al producirse no sólo una invarianza configural si no también métrica y escalar. Esto significa que al medir el constructo en hombres y en mujeres los ítems se agrupan en un mismo factor y contribuyen de forma similar al constructo en ambos grupos. Este análisis permite confirmar que las diferencias observadas entre hombres y mujeres en las puntuaciones de propensión a la desconexión moral no se deben a sesgos o errores de medición, sino que reflejan verdaderas diferencias en el constructo evaluado entre ambos grupos (Schmitt y Kuljanin, 2008). Esto permite superar una limitación importante en el campo, ya que los resultados de estudios previos (Lingán-Huamán et al., 2023) sobre constructos de naturaleza moral no lograron demostrar una gran invarianza o estricta según el sexo (Bretl y Goering, 2022; Grigoraş et al., 2020; Nilsson, 2022), lo que dificultaba la comparación entre grupos.

En tercer lugar, se observa que variables sociodemográficas como el sexo influyen en las puntuaciones observadas de la PMDS-S. Los hombres han obtenido puntuaciones significativamente más altas que las mujeres, un resultado coherente con la literatura científica, que señala el hecho de ser hombre como un factor de riesgo asociado a la conducta antisocial y criminal (Farrington y Painter, 2004; Moffitt et al., 2002), comportamientos estrechamente vinculados a la DM (Bandura et al., 1996; Moore et al., 2012). La DM actúa como un mecanismo cognitivo que facilita justificar conductas transgresoras sin comprometer la autoimagen y se ha observado que los hombres tienden a puntuar más alto en esta variable (Gini et al., 2014; Pelton et al., 2004), lo que indica que la mayor propensión masculina a la DM podría contribuir a explicar su mayor implicación en comportamientos éticamente cuestionables y problemáticos. También se ha observado que las mujeres presentan de manera significativa una mayor propensión a experimentar preocupación empática y malestar, lo que podría actuar como un factor protector ante la evaluación de conductas inmorales y el uso de la DM.

Además, se llevó a cabo un análisis de correlación con un conjunto de constructos teóricamente significativos asociados a la DM y al comportamiento social de las personas. Con respecto a la validez convergente, los resultados han mostrado asociaciones positivas y significativas entre las puntuaciones de DM y variables como la conducta antisocial y los rasgos de personalidad oscura, lo que respalda la adecuación de la escala para evaluar este constructo al encontrarse asociaciones similares a estudios previos y en diferentes contextos (Falla et al., 2021; Gómez-Tabares et al., 2024; Navas et al., 2025; Regis-Moura et al., 2022). Es probable que la DM actúe como un componente cognitivo clave que facilite la configuración malevolente de la personalidad oscura, especialmente en relación con la conducta antisocial, por lo que esta interacción sugiere que la DM podría ser un factor importante en la justificación de comportamientos transgresores asociados con rasgos como la psicopatía, el sadismo y el maquiavelismo principalmente (Navas et al., 2022).

En cuanto a la validez discriminante, los resultados han mostrado asociaciones negativas y significativas entre las puntuaciones de DM, la identidad moral y la mayoría de las dimensiones de empatía, con excepción de la dimensión malestar. Estos resultados son coherentes con diversos estudios que han mostrado que la DM tiene un efecto

negativo directo sobre los dominios cognitivos y afectivos de la empatía y sobre la identidad moral (Gómez et al., 2019; Kokkinos y Kipritsi, 2017; Zheng et al., 2019). En línea con investigaciones previas, estos resultados indican que la DM actúa como un proceso cognitivo que permite a los individuos justificar conductas no éticas sin auto-castigos, especialmente, cuando la identidad moral no es central para el autoconcepto. Así, los individuos con bajas puntuaciones en identidad moral son más propensos a la DM, lo que a su vez aumenta la probabilidad de que participen en comportamientos desviados.

En último lugar, cabe destacar la implicación práctica de los resultados obtenidos en este trabajo. Dada su estructura parsimoniosa, su orientación a población adulta y su facilidad de administración en distintos ámbitos de investigación—como el jurídico, social u organizacional—, la PMDS-S puede ser una herramienta útil para estudios de investigación aplicada y procesos de cribado preliminar. Su brevedad la hace especialmente adecuada para contextos que requieren evaluaciones ágiles y de bajo costo, como investigaciones de campo o programas de cribado en entornos forenses, sociales, laborales o educativos. No obstante, puesto que las tres versiones de la escala mostraron propiedades psicométricas adecuadas, se recomienda el uso de cada una de ellas en función del contexto y aplicación. Por ejemplo, algunos autores apuntan al uso de la versión breve de 8 ítems como herramienta útil para medir la DM y predecir la ocurrencia de comportamientos poco éticos hacia minorías étnicas (Lo Cricchio et al., 2022). Por otro lado, Romera et al. (2023) respaldaron el uso de la versión de 24 ítems en población española y colombiana a la hora de predecir la perpetración del acoso. Otros autores recomiendan otras versiones de la escala según la población o tema de investigación. Así, Souri et al. (2019) recomendaron el uso de la escala de MMDS de 32 ítems en la comunidad estudiantil iraní, mientras que Lee et al. (2014) confirmaron el ajuste del modelo estructural de dos versiones de esta misma escala en una muestra farmacéutica, una con doce y la otra con quince ítems, en vista de lo cual es necesaria mayor investigación sobre el uso de cada una de las tres versiones de la escala de la PMDS-S examinadas en este estudio en diversos contextos con el propósito de conocer su aplicabilidad y promover recomendaciones sólidas del uso de cada una de ellas.

### Limitaciones y Futuras Investigaciones

Este estudio presenta varios puntos fuertes, entre ellos el uso de una escala parsimoniosa, fiable y validada, aplicada a una muestra de adultos españoles. No obstante, también tiene algunas limitaciones que deberían ser consideradas en futuras investigaciones. Una de las principales limitaciones del estudio se refiere al tipo de muestreo utilizado. Al tratarse de un muestreo no probabilístico y de conveniencia, es importante reconocer la posibilidad de sesgos inherentes al procedimiento, tales como la autoselección de los participantes, un sesgo educacional y cierta homogeneidad en el nivel sociocultural de la muestra. Estas características limitan la representatividad del grupo estudiado y en consecuencia restringen la generalización de los resultados a poblaciones más amplias. Futuros estudios deberían considerar estrategias de muestreo más robustas que permitan mejorar la diversidad y representatividad de la muestra y así reforzar la validez de la escala. Asimismo, se podrían emplear medidas de DM que no se basasen únicamente en autoinformes, incorporando, por ejemplo, evaluaciones centradas en expresiones conductuales. Probablemente, también sería valioso explorar otras propiedades psicométricas, como la confiabilidad test-retest, la validez convergente y divergente con otras variables psicológicas y sociales y la invarianza de la medida en función de grupos de edad u otras variables sociodemográficas relevantes. En tercer lugar, reconocemos que su aplicación puede resultar útil y conveniente en diversos contextos de investigación. No obstante, subrayamos la importancia de actuar con prudencia cuando

se empleen en ámbitos como el judicial, penitenciario o clínico, en los cuales las decisiones que se toman pueden tener consecuencias críticas a nivel individual. En estos casos, podría ser necesario recurrir a evaluaciones más exhaustivas que incluyan, especialmente en contextos como el jurídico-forense, una valoración más extensa de la desconexión moral (DM), junto con la deseabilidad social que podría influir en los resultados obtenidos en esta escala. Por ello, consideramos que la validez ecológica de la escala debe interpretarse con cautela en dichos contextos.

Futuros estudios deberían considerar una escala de deseabilidad social para comprobar la posibilidad de sesgos en los resultados. Del mismo modo, proponemos en investigaciones futuras incluir un seguimiento longitudinal y análisis predictivos para fortalecer la validez externa y la aplicación práctica de esta escala en diversos ámbitos, como el jurídico y organizacional.

A pesar de estas limitaciones, el presente trabajo constituye un avance importante en la comprensión de la propensión a la desconexión moral en el contexto español.

## Conclusiones

Finalmente, el presente trabajo presenta unas propiedades psicométricas sólidas para la evaluación de la propensión a la desconexión moral mediante una escala parsimoniosa, orientada a adultos y fácilmente administrable en diferentes contextos (i.e., forense, social, organizacional, etc.). Las pruebas de validez e invarianza factorial indican que la PMDS-S puede aplicarse a adultos españoles de ambos sexos y que las asociaciones encontradas con otros constructos convergentes y divergentes son coherentes con la literatura previa.

## Extended Summary

Moral disengagement (MD) helps explain why some individuals consistently engage in antisocial behaviour across contexts, while others do not. It involves cognitive mechanisms that justify harmful actions, even when they conflict with one's moral values. Recent research distinguishes between MD as a temporary state used situationally, and MD as a stable trait—an enduring tendency to rationalize unethical behavior (Newman et al., 2020; Ogunfowora et al., 2022). The ambiguity between state and trait MD complicates the study of its causes and outcomes. Thus, tools assessing MD as a trait are essential to analyse its correlates.

In Spain, Rubio-Garay et al. (2017) adapted the MMDS to assess justifications for immoral behaviour in adolescents, following Bandura's original model (1999). However, its focus on youth limits its applicability to adults due to developmental differences. Since the validity of a scale depends on its fit with the target group, using it with different populations without proper validation may affect its reliability (Boateng et al., 2018; DeVellis, 2017).

Although DM scales for adults exist—such as Caprara et al. (2009) for civic behaviour and Kirshenbaum et al. (2021) for legal contexts—they assess state-level DM tied to specific situations. These tools are not adequate for measuring DM as a stable trait across diverse interpersonal contexts. In this regard, adapting Moore et al.'s (2012) scale into Spanish is especially relevant, as it captures the enduring tendency to morally disengage, offering greater utility for research on adult antisocial behaviour in several contexts. Therefore, the aim of the study was to evaluate and compare the psychometric properties of the Propensity to Moral Disengagement Scale in its three versions (24, 16 and 8 items) in adults from the Spanish community.

The sample of this study was composed by 342 individuals ( $M_{\text{age}} = 32.8$ ,  $SD_{\text{age}} = 15.8$ ) of which 58% were female and 42% male were recruited for the study through non-probability sampling. After excluding participants with more than 5% missing responses, the final sample consisted of 337 participants.

To enable comparison of psychometric properties within their sample, the Propensity to Moral Disengagement Scale (Moore et al., 2012) was translated and back-translated into Spanish. A pilot test was then carried out with a representative sample of 130 adult participants to improve the scale's adaptation. Subsequently, trained university students recruited a sample of 342 participants, who voluntarily agreed to take part in the study. They were informed, both orally and in writing, about confidentiality and the treatment of their data. After providing informed consent, participants completed measures assessing the following constructs: propensity for moral disengagement, moral identity, the Dark Tetrad, interpersonal reactivity, and antisocial behavior.

The analytical strategy was based on testing the internal consistency of the three versions through reliability analysis and confirmatory factor analysis. Specifically, three confirmatory factor analyses were conducted to determine the factor equivalence of the Spanish version of the 24-, 16- and 8-item moral disengagement scale. We used the weighted least squares mean, and variance adjusted method of estimation (WLSMV), due to the ordinal nature and non-normal distribution of the data. Model fit was assessed using the Tucker-Lewis Index (TLI), the comparative fit index (CFI), the root mean square error of approximation (RMSEA), and the standardized root mean square residual (SRMR) with a 95% confidence interval (CI). Subsequently, a stepwise procedure was employed to assess configural, metric, and scalar invariance of the selected 8-item scale between genders, given that this scale exhibited the most favorable fit and construct validity indicators. Furthermore, it is the most parsimonious model, maintaining a simple and effective model as in the original scale by Moore et al. (2012). Finally, several correlation and regression analyses (gender, antisocial behavior, dark personality, empathy and moral identity) were conducted to obtain evidence of convergent and divergent validity of measurement for the Spanish 8-item version.

The results showed adequate reliability for all three versions of the scale (24 items:  $\omega = .91$ ; 16 items:  $\omega = .88$ ; and 8 items:  $\omega = .78$ ), and the expected structure was confirmed for all three versions showing an acceptable fit for the 24-item (RMSEA = .09; SRMR = .10) and 16-item (RMSEA = .08; SRMR = .09) versions, and an excellent fit for the 8-item scale, (RMSEA = .09; SRMR = .10). Once the 8-item version was selected due to its high fit to the data, construct validity and parsimony, the assessment of the three levels of invariance (configural, metric and scalar) was also achieved. The results showed that there is configural, metric and scalar invariance between genders.

In terms of validity, the results showed that men scored significantly higher than women on MD. MD was positively associated with the manifestation of antisocial behavior, and with dark personality traits. Results also showed that MD was negatively and significantly associated with internal moral identity, perspective-taking, empathic concern, and positively with personal distress.

As a conclusion, results in Spain version of the 8-item scale confirm the unifactorial structure supported by previous adaptations in other context, with the 8-item model showing better fit and construct validity. This makes the Spanish 8-item scale a reliable and valid tool for assessing moral disengagement in adults, especially in research contexts requiring quick and low-cost assessments. However, for more precise individual evaluations and critical decisions, longer scales are recommended. The analysis of invariance allowed us to confirm that the differences observed between men and women in the propensity scores for moral disengagement are not due to bias or measurement errors but reflect true differences in the construct assessed between the two groups, which adds to the literature by overcoming the limitation of the use of this scale in previous studies in other contexts.

Based on the relationships between the 8-item scale and various constructs such as offending behavior, empathy, and personality,

the use of the PMDS-S offers several practical implications for research in moral and forensic contexts. Additionally, it can help identify patterns of moral justification underlying negative behaviors associated with personality traits, facilitating field research or screening programs in forensic, social, occupational, or educational settings.

However, the present study is not without limitations. First, it would be desirable to replicate these results with an even larger sample and robust sampling methods to enhance diversity and validity of scale. Second, other measures of MD focusing on behavioral expressions rather than self-reports could be used. Finally, it would also be valuable to explore other psychometric properties, such as test-retest reliability and validity, with other psychological and social variables. Despite these limitations, the present study constitutes an important advance in the understanding of moral disengagement in the Spanish context.

### Conflicto de Intereses

Los autores de este artículo declaran que no tienen ningún conflicto de intereses.

### Referencias

- Aquino, K. y Reed, A. II. (2002). The self-importance of moral identity. *Journal of Personality and Social Psychology*, 83(6), 1423-1440. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.83.6.1423>
- Bandura, A. (1986). The explanatory and predictive scope of self-efficacy theory. *Journal of Social and Clinical Psychology*, 4(3), 359-373. <https://doi.org/10.1521/jscp.1986.4.3.359>
- Bandura, A. (1990). Perceived self-efficacy in the exercise of personal agency. *Journal of Applied Sport Psychology*, 2(2), 128-163. <https://doi.org/10.1080/10413209008406426>
- Bandura, A. (1999). Moral disengagement in the perpetration of inhumanities. *Personality and Social Psychology Review*, 3(3), 193-209. [https://doi.org/10.1207/s15327957pspr0303\\_3](https://doi.org/10.1207/s15327957pspr0303_3)
- Bandura, A. (2002). Selective moral disengagement in the exercise of moral agency. *Journal of Moral Education*, 31(2), 101-119. <https://doi.org/10.1080/0305724022014322>
- Bandura, A. (2016). *Moral disengagement: How people do harm and live with themselves?* Worth Publishers.
- Bandura, A., Barbaranelli, C., Caprara, G. V. y Pastorelli, C. (1996). Mechanisms of moral disengagement in the exercise of moral agency. *Journal of Personality and Social Psychology*, 71(2), 364-374. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.71.2.364>
- Blakely, C. H., Kushler, M. G., Parisian, J. A. y Davidson, W. S. (1980). Self-reported delinquency as an evaluation measure: Comparative reliability and validity of alternative weighting schemes. *Criminal Justice and Behavior*, 7(4), 369-386. <https://doi.org/10.1177/009385488000700402>
- Boardley, I. D. y Kavussanu, M. (2007). Development and validation of the moral disengagement in sport scale. *Journal of Sport and Exercise Psychology*, 29(5), 608-628. <https://doi.org/10.1123/jsep.29.5.608>
- Boateng, G. O., Neilands, T. B., Frongillo, E. A., Melgar-Quinonez, H. R. y Young, S. L. (2018). Best practices for developing and validating scales for health, social, and behavioral research: A primer. *Frontiers in Public Health*, 6, 149-167. <https://doi.org/10.3389/fpubh.2018.00149>
- Bretl, B. L. y Goering, M. (2022). Age- and sex-based differences in the moral intuitions of American early adolescents. *Evolutionary Human Sciences*, 4, 1-14. <https://doi.org/10.1017/ehs.2022.34>
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research* (2nd ed.). The Guilford Press.
- Bругуés, G. y Caparrós, B. (2022). Dysfunctional personality, Dark Triad and moral disengagement in incarcerated offenders: implications for recidivism and violence. *Psychiatry, Psychology and Law*, 29(3), 431-455. <https://doi.org/10.1080/13218719.2021.1917011>
- Brummelman, E., Thomaes, S., Nelemans, S. A., Orobio de Castro, B., Overbeek, G. y Bushman, B. J. (2015). Origins of narcissism in children. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 112(12), 3659-3662. <https://doi.org/10.1073/pnas.1420870112>
- Bussey, K. (2020). Development of moral disengagement. *The Oxford handbook of moral development* (pp 306-326). Oxford University Press.
- Byrne, B. M. (2012). *Multivariate applications series. Structural equation modeling with Mplus: Basic concepts, applications, and programming*. Taylor & Francis Group.
- Caprara, G. V., Fida, R., Vecchione, M., Tramontano, C., & Barbaranelli, C. (2009). Assessing civic moral disengagement: Dimensionality and construct validity. *Personality and Individual Differences*, 47(5), 504-509. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2009.04.027>
- Cardwell, S. M., Piquero, A. R., Jennings, W. G., Copes, H., Schubert, C. A. y Mulvey, E. P. (2015). Variability in moral disengagement and its relation to offending in a sample of serious youthful offenders. *Criminal Justice and Behavior*, 42(8), 819-839. <https://doi.org/10.1177/0093854814567472>
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd ed.). Lawrence Erlbaum Associates.
- D'Urso, G., Petrucelli, I., Grilli, S. y Pace, U. (2019). Risk factors related to cognitive distortions toward women and moral disengagement: A study on sex offenders. *Sexuality & Culture*, 23(2), 544-557. <https://doi.org/10.1007/s12119-018-9572-9>
- Davis, M. H. (1983). Measuring individual differences in empathy: Evidence for a multidimensional approach. *Journal of Personality and Social Psychology*, 44(1), 113-126. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.44.1.113>
- DeLisi, M., Peters, D. J., Dansby, T., Vaughn, M. G., Shook, J. J. y Hochstetler, A. (2014). Dynamics of psychopathy and moral disengagement in the etiology of crime. *Youth Violence and Juvenile Justice*, 12(4), 295-314. <https://doi.org/10.1177/1541204013506919>
- Detert, J. R., Treviño, L. K. y Sweitzer, V. L. (2008). Moral disengagement in ethical decision making: A study of antecedents and outcomes. *Journal of Applied Psychology*, 93(2), 374-391. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.93.2.374>
- DeVellis, R. F. (2017). *Scale development: Theory and applications* (4th ed.). Sage Publications.
- Escrivá, V. M., Navarro, M. D. F. y García, P. S. (2004). La medida de la empatía: análisis del Interpersonal Reactivity Index. *Psicothema*, 16(2), 255-260. <https://www.psicothema.com/pdf/1191.pdf>
- Falla, D., Romera, E. M. y Ortega-Ruiz, R. (2021). Aggression, moral disengagement and empathy. A longitudinal study within the interpersonal dynamics of bullying. *Frontiers in Psychology*, 12, 1-11. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.703468>
- Farrington, D. P. y Painter, K. A. (2004). *Gender differences in offending: Implications for risk-focused prevention*. Home Office.
- Férriz-Romeral, L., Navas-Sánchez, M. P., Gómez-Fraguela, J. A. y Sobral-Fernández, J. (2019). Desconexión moral y delincuencia juvenil severa: metaanálisis de su asociación. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 51(3), 162-170. <https://doi.org/10.14349/rlp.2019.v51.n3.3>
- Fida, R., Skovgaard-Smith, I., Barbaranelli, C., Paciello, M., Searle, R., Marzocchi, I. y Ronchetti, M. (2024). The suspension of morality in organisations: Conceptualising organisational moral disengagement and testing its role in relation to unethical behaviours and silence. *Human Relations*, 78(8), 959-994. <https://doi.org/10.1177/00187267241300866>
- Fontaine, R. G., Fida, R., Paciello, M., Tisak, M. S. y Caprara, G. V. (2014). The mediating role of moral disengagement in the developmental course from peer rejection in adolescence to crime in early adulthood. *Psychology, Crime & Law*, 20(1), 1-19. <https://doi.org/10.1080/1068316X.2012.719622>
- Gini, G., Pozzoli, T. y Hymel, S. (2014). Moral disengagement among children and youth: A meta-analytic review of links to aggressive behavior. *Aggressive Behavior*, 40(1), 56-68. <https://doi.org/10.1002/ab.21502>
- Gomà i Freixanet, M. G., Pérez, I. G., i Ventura, S. V. y Vidal, J. P. (2001). Personalidad y conducta delictiva autoinformada en adultos jóvenes. *Psicothema*, 13(2), 252-257.
- Gómez, A. S., Narváez, M. y Correa, M. (2019). Motivaciones prosociales y desconexión moral en adolescentes desvinculados de grupos armados ilegales. *Psicología desde el Caribe*, 36(3), 297-327. <https://www.redalyc.org/journal/213/21364751001/html/>
- Gómez-Ortiz, O., Romera, E. M., & Ortega-Ruiz, R. (2016). Parenting styles and bullying. The mediating role of parental psychological aggression and physical punishment. *Child Abuse & Neglect*, 51, 132-143. <https://doi.org/10.1016/j.chiabu.2015.10.025>
- Gómez-Tabares, A. S., Nuñez, C., Grisales-Aguirre, A. M., Zapata-Lesmes, G. y Arango-Tobón, O. E. (2024). Confirmatory factor analysis and factorial invariance of the mechanisms of the moral disengagement scale. *Anuario de Psicología Jurídica*, 34(1), 75-84. <https://doi.org/10.5093/apj2023a10>
- Grigoraş, M., Butucescu, A., Miulescu, A., Opariuc-Dan, C. e Iliescu, D. (2020). The measurement invariance of the Short Dark Triad: Implications for high- and low-stakes contexts. *Journal of Individual Differences*, 41(4), 207-218. <https://doi.org/10.1027/1614-0001/a000322>
- Hair, J. F., Babin, B. J., Anderson, R. E. y Black, W. C. (2019). *Multivariate data analysis* (8th ed.). Pearson Prentice.
- Jamovi Project (2023). *Jamovi (Version 2.3)* [Computer Software]. <https://www.jamovi.org>
- Johnson, J. F. y Buckley, M. R. (2015). Multi-level organizational moral disengagement: Directions for future investigation. *Journal of Business Ethics*, 130(2), 291-300. <https://doi.org/10.1007/s10551-014-2220-x>
- Jöreskog, K. G. y Sörbom, D. (1993). *LISREL 8: Structural equation modeling with the SIMPLIS command language*. Scientific Software International.
- Kirshenbaum, J. M., Miller, M. K., Kaplan, T., Cramer, R. J., Trescher, S. A. y Neal, T. M. (2021). Development and validation of a general legal moral disengagement scale. *Psychology, Crime & Law*, 27(8), 751-778. <https://doi.org/10.1080/1068316X.2020.1850722>
- Kline, R. B. (2015). *Principles and practice of structural equation modeling* (4th ed.). The Guilford Press.

- Kokkinos, C. M. y Kipritsi, E. (2017). Bullying, moral disengagement and empathy: Exploring the links among early adolescents. *Educational Psychology, 38*(4), 535-552. <https://doi.org/10.1080/01443410.2017.1363376>
- Lee, C., Segal, R., Kimberlin, C., Smith, W. T. y Weiler, R. M. (2014). Reliability and validity for the measurement of moral disengagement in pharmacists. *Research in Social and Administrative Pharmacy, 10*(2), 297-312. <https://doi.org/10.1016/j.sapharm.2013.06.006>
- Lingán-Huamán, S. K., Domínguez-Lara, S. y Serpa-Barrientos, A. (2023). Psychometric properties of the Propensity to Morally Disengage Scale in Peruvian university students: Internal structure and association with the dark triad. *Frontiers in Education, 8*, 1-11. <https://doi.org/10.3389/educ.2023.1275951>
- Lo Cricchio, M. G., Stefanelli, F., Palladino, B. E., Paciello, M. y Menesini, E. (2022). Development and validation of the ethnic moral disengagement scale. *Frontiers in Psychology, 12*, 1-10. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.756350>
- Luo, A. y Bussey, K. (2023). Moral disengagement in youth: A meta-analytic review. *Developmental Review, 70*, 1-31. <https://doi.org/10.1016/j.dr.2023.101101>
- MacCallum, R. C., Widaman, K. F., Zhang, S. y Hong, S. (1999). Sample size in factor analysis. *Psychological Methods, 4*(1), 84-99. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.4.1.84>
- Marín-López, I., Zych, I., Ortega-Ruiz, R., Monks, C. P. y Llorent, V. J. (2020). Empathy online and moral disengagement through technology as longitudinal predictors of cyberbullying victimization and perpetration. *Children and Youth Services Review, 116*, 1-30. <https://doi.org/10.1016/j.childyouth.2020.105144>
- McAlister, A. L. (2001). Moral disengagement: Measurement and modification. *Journal of Peace Research, 38*(1), 87-99. <https://doi.org/10.1177/0022343301038001005>
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- Moffitt, T. E., Caspi, A., Harrington, H. y Milne, B. J. (2002). Males on the life-course-persistent and adolescence-limited antisocial pathways: Follow-up at age 26 years. *Development and Psychopathology, 14*(1), 179-207. <https://doi.org/10.1017/S0954579402001104>
- Moore, C. (2008). Moral disengagement in processes of organizational corruption. *Journal of Business Ethics, 80*(1), 129-139. <https://doi.org/10.1007/s10551-007-9447-8>
- Moore, C. (2015). Moral disengagement. *Current Opinion in Psychology, 6*, 199-204. <https://doi.org/10.1016/j.copsyc.2015.07.018>
- Moore, C., Detert, J. R., Klebe Treviño, L., Baker, V. L. y Mayer, D. M. (2012). Why employees do bad things: Moral disengagement and unethical organizational behavior. *Personnel psychology, 65*(1), 1-48. <https://doi.org/10.1111/j.1744-6570.2011.01237.x>
- Muthén, B. (2004). Latent variable analysis. *The Sage handbook of quantitative methodology for the social sciences, 345*(368), 106-109.
- Muthén, L. K. y Muthén, B. O. (2012). *Mplus user's guide* (7th ed.). Muthén & Muthén.
- Navas, M. P., Balmaseda, M. L., Gómez-Fraguela, J. A. y Sobral, J. (2023). Desconexión moral y delincuencia en población penitenciaria adulta: una revisión metaanalítica. *Anuario de Psicología Jurídica, 33*(1), 91-99. <https://doi.org/10.5093/apj2023a2>
- Navas, M. P., Maneiro, L., Cutrín, O., Gómez-Fraguela, J. A. y Sobral, J. (2022). Sexism, moral disengagement, and dark triad traits on perpetrators of sexual violence against women and community men. *Sexual Abuse, 34*(7), 857-884. <https://doi.org/10.1177/10790632211051689>
- Navas, M. P., Maneiro, L., Cutrín, O., Gómez-Fraguela, J. A. y Sobral, J. (2021). Contributions of the dark triad to moral disengagement among incarcerated and community adults. *Legal and Criminological Psychology, 26*(2), 196-214. <https://doi.org/10.1111/lcrp.12190>
- Navas, M. P., París, T., Sobral, J. y Moscoso, S. (2025). The Big Five, Dark Personality, moral disengagement and counterproductive behavior at work. *Journal of Work and Organizational Psychology, 41*(1), 27 - 38. <https://doi.org/10.5093/jwop2025a4>
- Newman, A., Le, H., North-Samardzic, A. y Cohen, M. (2020). Moral disengagement at work: A review and research agenda. *Journal of Business Ethics, 167*(3), 535-570. <https://doi.org/10.1007/s10551-019-04173-0>
- Nilsson, A. (2022). Measurement invariance of moral foundations across population strata. *Journal of Personality Assessment, 105*(2), 163-173. <https://doi.org/10.1080/00223891.2022.2074853>
- Nunnally, J. C. y Bernstein, I. H. (1994). *Psychometric theory* (3rd ed.). McGraw-Hill.
- Obermann, M. L. (2011). Moral disengagement among bystanders to school bullying. *Journal of School Violence, 10*(3), 239-257. <https://doi.org/10.1080/15388220.2011.578276>
- Ogunfowora, B. T., Nguyen, V. Q., Steel, P. y Hwang, C. C. (2022). A meta-analytic investigation of the antecedents, theoretical correlates, and consequences of moral disengagement at work. *Journal of Applied Psychology, 107*(5), 746-775. <https://doi.org/10.1037/apl0000912>
- Paciello, M., Fida, R., Tramontano, C., Lupinetti, C. y Caprara, G. V. (2008). Stability and change of moral disengagement and its impact on aggression and violence in late adolescence. *Child development, 79*(5), 1288-1309. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8624.2008.01189.x>
- Page, T. E. y Pina, A. (2015). Moral disengagement as a self-regulatory process in sexual harassment perpetration at work: A preliminary conceptualization. *Aggression and Violent Behavior, 21*, 73-84. <https://doi.org/10.1016/j.avb.2015.01.004>
- Paulhus, D. L., Buckels, E. E., Trapnell, P. D. y Jones, D. N. (2021). Screening for Dark Personalities: The Short Dark Tetrad (SD4). *European Journal of Psychological Assessment, 37*(3), 208-222. <https://doi.org/10.1027/1015-5759/a000602>
- Pechorro, P., Bonfá-Araujo, B., Simões, M. R., Nunes, C. y DeLisi, M. (2023). Propensity to morally disengage scale: Psychometric properties and measurement invariance among a Portuguese sample. *Deviant Behavior, 45*(9), 1219-1230. <https://doi.org/10.1080/01639625.2023.2280926>
- Pelton, J., Gound, M., Forehand, R. y Brody, G. (2004). *The Moral Disengagement Scale: Extension with an American Minority Sample*. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment, 26*(1), 31-39. <https://doi.org/10.1023/B:JOBA.0000007454.34707.a5>
- Petrucelli, I., Simonelli, C., Barbaranelli, C., Grilli, S., Tripodi, M. F. y D'Urso, G. (2017). Moral disengagement strategies in sex offenders. *Psychiatry, Psychology and Law, 24*(3), 470-480. <https://doi.org/10.1080/13218719.2016.1252291>
- Ramos-Villagrasa, P. J., Fernández-del-Río, E., Reig-Botella, A. y Clemente, M. (2025). The role of propensity to moral disengagement in the prediction of non-ethics outcomes at work. *Annals of Psychology, 41*(1), 55-62. <https://doi.org/10.6018/analesps.597811>
- Regis-Moura, A., Ferreira, L. B., Bonfá-Araujo, B. e Iglesias, F. (2022). "If not mine, she won't belong to another": Mechanisms of moral disengagement in a femicide perpetrator from Brazil. *Violence Against Women, 28*(12-13), 3135-3153. <https://doi.org/10.1177/10778012211038969>
- Robson, C. y Witenberg, R. T. (2013). The influence of moral disengagement, morally based self-esteem, age, and gender on traditional bullying and cyberbullying. *Journal of school violence, 12*(2), 211-231. <https://doi.org/10.1080/15388220.2012.762921>
- Roche, S. P., Lee, H., Pickett, J. T., Graham, A. y Cullen, F. T. (2024). Validation of short-form scales of self-control, procedural justice, and moral foundations. *Justice Quarterly, 41*(7), 1002-1031. <https://doi.org/10.1080/07418825.2024.2406535>
- Romera, E. M., Herrera-López, M., Ortega-Ruiz, R. y Camacho, A. (2023). The moral disengagement scale-24: Factorial structure and cross-cultural comparison in Spanish and Colombian adolescents. *Psychology of Violence, 13*(1), 13-22. <https://doi.org/10.1037/vio0000428>
- Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R package for structural equation modeling. *Journal of Statistical Software, 48*, 1-36. <https://doi.org/10.18637/jss.v048.i02>
- Rubio-Garay, F., Amor, P. J. y Carrasco, M. A. (2017). Dimensionality and psychometric properties of the Spanish version of the Mechanisms of Moral Disengagement Scale (MMDS-S). *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica, 22*(1), 43-54. <https://doi.org/10.5944/rppc.vol.22.num.1.2017.16014>
- Schaefer, U. y Bouwmester, O. (2021). Reconceptualizing moral disengagement as a process: Transcending overly liberal and overly conservative practice in the field. *Journal of Business Ethics, 172*(3), 525-543. <https://doi.org/10.1007/s10551-020-04520-6>
- Schmitt, N. y Kuljanin, G. (2008). Measurement invariance: Review of practice and implications. *Human Resource Management Review, 18*(4), 210-222. <https://doi.org/10.1016/j.hrmr.2008.03.003>
- Shepard, L. A. (1993). Evaluating test validity. In L. Darling-Hammond (Ed.), *Review of research in education* (Vol. 19, pp. 405-450). American Educational Research Association.
- Sijtsema, J. J., Garofalo, C., Jansen, K. y Klimstra, T. A. (2019). Disengaging from evil: Longitudinal associations between the dark triad, moral disengagement, and antisocial behavior in adolescence. *Journal of Abnormal Child Psychology, 47*, 1351-1365. <https://doi.org/10.1007/s10802-019-00519-4>
- Singer, P. (1981). *The expanding circle: Ethics, evolution, and moral progress*. Princeton University Press. <http://www.jstor.org/stable/j.ctt7sg4n>
- Souri, H., Kadivar, P., Keramati, H. y Hassanabadi, H. (2019). The study of factor structure, reliability and validity of Persian version of the moral disengagement scale. *Biquarterly Journal of Cognitive Strategies in Learning, 7*(12), 17-32. <https://doi.org/10.22084/j.psychogy.2019.17865.1859>
- Steinberg, L., Lamborn, S. D., Dornbusch, S. M., & Darling, N. (1992). Impact of parenting practices on adolescent achievement: Authoritative parenting, school involvement, and encouragement to succeed. *Child Development, 63*(5), 1266-1281. <https://doi.org/10.2307/1131532>
- Viladrich, C., Angulo-Brunet, A. y Doval, E. (2017). A journey around alpha and omega to estimate internal consistency reliability. *Anales de Psicología, 33*(3), 755-782. <https://doi.org/10.6018/analesps.33.3.268401>
- Wang, C., Ryoo, J. H., Swearer, S. M., Turner, R. y Goldberg, T. S. (2017). Longitudinal relationships between bullying and moral disengagement among adolescents. *Journal of Youth and Adolescence, 46*(6), 1304-1317. <https://doi.org/10.1007/s10964-016-0577-0>
- Zheng, X., Qin, X., Liu, X. y Liao, H. (2019). Will creative employees always make trouble? Investigating the roles of moral identity and moral disengagement. *Journal of Business Ethics, 157*(3), 653-672. <https://doi.org/10.1007/s10551-017-3683-3>