



Revista Latinoamericana de Psicología

<http://revistalatinoamericanadepsicologia.konradlorenz.edu.co/>



ORIGINAL

Cogniciones en el lado oscuro: desconexión moral, tríada oscura y conducta antisocial en adolescentes

María Patricia Navas * Laura Férriz, Olalla Cutrín, Lorena Maneiro,
Xosé Antón Gómez-Fraguela y Jorge Sobral

Universidade de Santiago de Compostela, España

Recibido el 14 de noviembre de 2019; aceptado el 28 de abril de 2020

PALABRAS CLAVE

Lado oscuro,
tríada oscura de
la personalidad,
desconexión moral,
conducta antisocial,
adolescentes

Resumen En el marco de una tradición de investigación relativamente reciente, ciertos rasgos psicológicos relacionados con diversas conductas socialmente reprobables se han agrupado bajo la denominación de “Factor oscuro o lado oscuro de la personalidad”. En este contexto, este trabajo estudia la varianza común que pudiera existir entre los tres componentes del constructo tríada oscura (maquiavelismo, narcisismo y psicopatía) y los procesos cognitivos constitutivos del constructo desconexión moral, en orden a relacionarlos con la conducta antisocial de una muestra de 800 adolescentes ($M = 15.33$, $SD = .99$; 50.1% chicos). El análisis factorial exploratorio sugirió retener cuatro factores mediante el Análisis Paralelo de Horn. Estos factores se sometieron a una rotación bifactorial en el contexto exploratorio, y sus índices de ajuste fueron adecuados $\chi^2 (1219.42, 737) = 1.65$ $p < .05$; RMSEA = .03 [.01, .05]; CFI = .98. El análisis factorial confirmatorio de este modelo bifactorial para representar el lado oscuro, obtuvo índices de ajuste óptimos $\chi^2 (392.38, 150) = 2.61$ $p < .05$; RMSEA = .04 [.04, .05]; CFI = .95; y similar para chicos y chicas. El modelo de ecuaciones estructurales indicó que el “lado oscuro”, entendido aquí como las características comunes de la tríada oscura y la desconexión moral, está directa e intensamente relacionado con conductas antisociales en chicas ($\beta = .57$, $p < .001$) y en chicos ($\beta = .54$, $p < .001$). Finalmente, se discuten las implicaciones de estos resultados para la prevención de una amplia gama de conductas antisociales en adolescentes.

© 2020 Fundación Universitaria Konrad Lorenz. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC-ND (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

Cognitions on the dark side: Moral disengagement, dark triad and antisocial behavior in adolescents

KEYWORDS

Dark side,
dark triad
of personality,
moral disengagement,
antisocial behavior,
adolescents

Abstract Within the context of a recent research tradition, certain psychological traits related to various socially reprehensible behaviors have been grouped under the name of “Dark Factor or dark side of personality.” In this context, this paper studies the common variance that could exist between the three components of the Dark Triad construct (Machiavellianism, Narcissism and Psychopathy) and the constituent cognitive processes of Moral Disengagement construct, in order to relate them to the antisocial behavior of a sample composed of 800 adolescents ($M = 15.36$,

* Autor para correspondencia.
Correo electrónico: mariapatricia.navas@usc.es

$SD = .99$; 50.1% boys). Exploratory factor analysis suggested retaining four factors using Horn Parallel Analysis. These factors were subjected to a bifactorial rotation in the exploratory context, and their fit indices were adequate $\chi^2 (1219.42, 737) = 1.65$ $p < .05$; RMSEA = .03 [.01, .05]; CFI = .98. The confirmatory factor analysis of this bifactorial model to represent the dark side obtained optimal fit indices $\chi^2 (392.38, 150) = 2.61$ $p < .05$; RMSEA = .04 [.04, .05]; CFI = .95; similar for boys and girls. The results of the structural equation model indicated that the “dark side”, understood here as the common characteristics of the Dark Triad and Moral Disengagement, is directly and intensely related to antisocial behaviors in girls ($\beta = .57$, $p < .001$) and boys ($\beta = .54$, $p < .001$). Finally, the implications of these results for the prevention of a wide range of antisocial behaviors in adolescents are discussed.

© 2020 Fundación Universitaria Konrad Lorenz. This is an open access article under the CC BY-NC-ND license (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

El estudio de conductas antisociales, más o menos graves, en jóvenes, destaca la adolescencia como un período clave para el inicio y el mantenimiento de tales comportamientos. En España, el Instituto Nacional de Estadística (INE, 2017) indica que el número de infracciones penales cometidas por menores en el 2017, se incrementó en 5% respecto al año anterior. No obstante, para analizar los procesos psicológicos vinculados con comportamientos indeseables, el abordaje mediante registros oficiales presenta numerosas limitaciones, resultando mucho más eficiente hablar de conducta antisocial, con independencia de que se traten de conductas con calificación jurídica de delito o no (Silva, Carneiro, De Oliveira, Luengo & Gómez-Fraguela, 2019). Es conocido, además, que un comportamiento antisocial lesivo para terceros, aunque no sea ilegal en la adolescencia, constituye un notable predictor de un comportamiento criminal más severo a una edad posterior (Paquette, 2015). De este modo, un enfoque óptimo de la conducta antisocial en los/as adolescentes debe abarcar una amplia gama de comportamientos antinormativos que, aunque no sean propiamente delictivos, se consideran “dañinos” para la sociedad y dan lugar a procesos de sanción dentro del sistema social (e.g., vandalismo, consumir drogas, robar, ciertas agresiones interpersonales, etc.)

Muchos investigadores utilizan el término general de “rasgos oscuros” (Zeigler-Hill & Marcus, 2016) para definir rasgos psicológicos que, incluso en un rango subclínico, están vinculados a conductas antisociales sancionadas por los estándares morales de la comunidad de referencia. En esta línea, Moshagen, Hilbig y Zettler (2018) indican que todos estos rasgos psicológicos socialmente aversivos comparten un denominador común conocido como *factor oscuro* o *lado oscuro* de la personalidad. Así, todos los aspectos oscuros de la personalidad humana estarían estrechamente relacionados, con un amplio campo compartido. Es así que, si una persona exhibe un comportamiento antisocial específico (e.g., manipular asiduamente a otros), tendrá una mayor probabilidad de participar también en otras actividades antisociales, como hacer trampa, mentir o robar. Por tanto, estudiar este lado oscuro tiene especial relevancia criminológica, ya que puede ser una herramienta útil para evaluar la probabilidad de reincidencia o versatilidad antisocial y criminal.

En este contexto, y en los últimos años, la literatura al respecto ha diseminado con notable éxito el constructo de *triada oscura de la personalidad* (en adelante, TOP) para denominar a una configuración específica de personali-

dad aplicable a la población general y dentro de un rango subclínico. Esta triada está compuesta por los rasgos de psicopatía, narcisismo y maquiavelismo. El maquiavelismo se caracteriza por actitudes cínicas con las que se busca el propio beneficio mediante la manipulación y la explotación de los demás (Rauthmann, 2012). La psicopatía es un rasgo de personalidad que se caracteriza por la falta de remordimientos, aplanamiento afectivo, impulsividad y la propensión a comportarse antisocialmente (Salvador, Arce, Rodríguez-Díaz & Seijo, 2017; Sijtsema, Garofalo, Jansen & Klimstra, 2019). El narcisismo se caracteriza por egocentrismo, una profunda falta de empatía y la necesidad de admiración por parte de los demás (Muris, Merckelbach, Otgaar & Meijer, 2017). Paulhus y Williams (2002) propusieron la etiqueta de TOP, asumiendo la existencia de un cierto nivel de comunalidad entre estas tres características de personalidad, para definir un perfil de personalidad caracterizado por la manipulación, el egocentrismo y la frialdad emocional, especialmente centrado en comportamientos de dominación, control coercitivo y poder (Furnham, Richards & Paulhus, 2013).

Alguna evidencia empírica (e.g., Lyons, 2019) sugiere que este perfil TOP es de gran interés criminológico, ya que la configuración de estos tres rasgos de personalidad muestra una fuerte asociación con la probabilidad de comisión de una amplia gama de delitos. Igualmente, se asocian con comportamientos poco éticos, agresivos y violentos en adultos y adolescentes de población comunitaria, con independencia de su calificación jurídica (Maneiro, López-Romero, Gómez-Fraguela, Cutrín & Romero, 2018). Específicamente, en adolescentes, altos niveles TOP se han relacionado con conductas violentas y no violentas (Cutrín, Gómez-Fraguela, Maneiro & Sobral, 2017), la tendencia a controlar y dominar a otros mediante acoso escolar (Reijntjes et al., 2016), así como otros comportamientos antinormativos como robar, ir en contra de las normas (Williams, Nathanson & Paulhus, 2010) o consumir drogas (Gott & Hetzel-Riggin, 2018).

Para entender mejor la dinámica del lado oscuro, y su implícita tendencia a maximizar el propio beneficio a través de la explotación de los demás, se hace necesaria también la consideración de los procesos cognitivos eventualmente implicados en la racionalización, justificación y el mantenimiento de tales comportamientos por parte de sus protagonistas. La inevitable autopercepción y autoevaluación de los individuos, también de aquellos antisociales o criminales, parece determinar la creación de cogniciones justificativas y exculpatorias de sus comportamientos,

generando así cogniciones morales no normativas (Sijtsema et al., 2019). Así, la *desconexión moral* (en adelante, DM; Bandura, 1999), de modo consistente con el modelo de vulnerabilidad de Farrington (2019), “donde personalidad y cogniciones co-ocurren para aumentar la probabilidad de que los/as adolescentes manifiesten una *tendencia antisocial*”, es una de las aproximaciones sociocognitiva más estudiada con relación a la conducta antisocial y violenta (Bandura, Barbaranelli, Caprara & Pastorelli, 1996; Rubio-Garay, Amor & Carrasco, 2017). La teoría social cognitiva de Bandura (1999) sugiere la existencia de una agencia moral, que como sistema de autorregulación interna de la conducta, podría funcionar principalmente de dos formas: activándose para evitar que el adolescente se involucre en un comportamiento antisocial y violento (con el fin de evitar la disonancia cognitiva y los sentimientos de culpa que producen inconsistencias entre los estándares morales y el comportamiento reprehensible); o desconectándose moralmente; a saber, poner en marcha procesos cognitivos mediante los cuales las personas justifican su comportamiento, minimizan las consecuencias que puede tener su conducta en otras personas, etc., para reducir así los costos de autoevaluación y autosanción.

La literatura tradicional en el campo, indica que ese proceso de desconexión moral se produce de forma gradual, debilitando los sistemas autorregulatorios internos paulatinamente (Bandura, 1999). Por ello, puede dar lugar a una progresión de la gravedad de los delitos interiorizados como aceptables (Férriz-Romeral, Navas-Sánchez, Gómez-Fraguela & Sobral-Fernández, 2019). En consecuencia, los/as adolescentes con una elevada DM presentarían más comportamientos agresivos, físicos y verbales, así como una mayor probabilidad de verse implicados/as en episodios de conducta antisocial y violencia interpersonal (Obermann, 2011). Algunos estudios longitudinales proporcionan evidencias relevantes y complementarias al respecto, mostrando una notable asociación entre bajos niveles de DM y el desistimiento delictivo durante la adolescencia (Paciello, Fida, Tramontano, Lupinetti & Caprara, 2008; Shulman, Cauffman, Piquero & Fagan, 2011). Desde el punto de vista simétrico, un meta-análisis realizado recientemente corrobora que una mayor DM en adolescentes aumenta la propensión a ser agresivo o delincuente, en muestras de población adolescente comunitaria (Gini, Pozzoli & Hymel, 2014).

Como era de esperar, la literatura indica que las cogniciones que favorecen a la DM pueden interactuar con otros factores como los rasgos de la TOP, aumentando así la probabilidad de conductas reprobables (Risser & Eckert, 2016). Sin embargo, existen pocos estudios que hayan considerado la varianza común de estos rasgos (TOP) y estas cogniciones (DM), así como la capacidad particular de cada uno de ellos por separado para la predicción de la conducta antisocial en población adolescente. Por este motivo, el presente trabajo pretende poner a prueba un modelo bifactorial (un factor general de varianza compartida de estos constructos, y otro con las diferentes variables componentes del lado oscuro), para comprobar si la desconexión moral puede considerarse como un elemento más del lado oscuro.

Así, los objetivos y las hipótesis específicos fueron, a saber: (a) realizar un análisis descriptivo y correlacional para observar si -como se espera- existen relaciones entre las variables de estudio que permitan agruparlas en una

variable latente que podríamos denominar “factor oscuro general”; (b) probar la estructura factorial de los datos mediante distintos modelos en el contexto exploratorio, donde se espera que el modelo de cuatro factores (maquiavelismo, psicopatía, narcisismo y desconexión moral) sea el que muestre mejores índices de ajuste para determinar un modelo bifactorial; (c) estudiar la relación del modelo bifactorial con conducta antisocial para observar si -como se espera- el eventual factor oscuro general hallado presenta una relación más elevada con la conducta antisocial, y (d) analizar algunas diferencias de sexo relevantes.

Método

Participantes

La muestra estuvo compuesta por 800 adolescentes procedentes de seis centros de educación secundaria de Galicia, Castilla-La Mancha y Madrid (España), de los cuales el 50.1% eran chicos ($n = 401$) con edades comprendidas de los 13 a los 18 años ($M = 15.36$; $SD = 0.96$); y el 49.9%, chicas ($n = 399$) con edades comprendidas de los 12 a los 18 años ($M = 15.30$; $SD = 1.03$). Se realizó un muestreo incidental (Hernández, Fernández & Baptista, 2014). Dado que la muestra pretendía ser representativa de los/as adolescentes de España, se solicitó colaboración a los centros educativos de diversas comunidades autónomas. Sin embargo, el acceso de la muestra estuvo en función de la facilidad que otorgaron los centros de educación secundaria para su respectiva evaluación y la colaboración voluntaria de los/as participantes. En ese sentido, un muestreo probabilístico resultó sumamente complicado. Finalmente, el 36% de la muestra fueron procedentes de Madrid, el 33.9% procedentes de Galicia, y el 30.1% de Castilla-La Mancha. Las características culturales y sociales fueron similares en la muestra, donde la mayoría de los jóvenes eran procedentes de entornos socioeconómicos medios y medios-bajos.

Instrumentos

Tríada oscura. La versión española de la Escala Dirty Dozen (DD; Jonason & Webster, 2010) traducida y validada al castellano por Maneiro et al. (2018), se utilizó para evaluar la tríada oscura de la personalidad. La escala tiene un total de 12 elementos, utilizando las opciones de respuesta en una escala ordinal de cinco puntos que va desde 1 (*totalmente en desacuerdo*) a 5 (*totalmente de acuerdo*). La escala proporciona una puntuación global para la tríada oscura, así como una puntuación parcial para cada componente de la tríada: maquiavelismo, psicopatía y narcisismo que se evalúan con cuatro elementos. Este instrumento mostró una consistencia interna aceptable, con un coeficiente omega (McDonald, 1999) para la puntuación global de $\omega = .88$, y de $\omega = .84$ para maquiavelismo, $\omega = .79$ para psicopatía y $\omega = .88$ para narcisismo.

Desconexión moral. Se utilizó la Escala de Mecanismos de Desconexión Moral (MMDS; Bandura et al., 1996) traducida y validada al español por Rubio-Garay et al. (2017). El instrumento consta de 32 elementos con una escala ordinal de cinco alternativas de respuesta: 1 (*totalmente en desacuerdo*), 2 (*en desacuerdo más que de acuerdo*),

3 (*ni de acuerdo ni en desacuerdo*), 4 (*de acuerdo más que en desacuerdo*) y 5 (*totalmente de acuerdo*). La escala permite obtener una puntuación de desconexión moral general y ocho puntuaciones parciales, una para cada uno de los mecanismos de desconexión moral postulados en la teoría. En cuanto a sus propiedades psicométricas, la fiabilidad general del instrumento utilizando el coeficiente omega (McDonald, 1999) fue de $\omega = .90$.

Conducta antisocial. Para evaluar la conducta antisocial se utilizó el Cuestionario de Conducta Antisocial (Luenigo, Otero, Romero, Gómez-Fraguela & Tavares-Filho, 1999), dirigido a adolescentes (12 a 18 años) sin límite de tiempo para su cumplimentación. Consta de 60 ítems, con una escala ordinal de cuatro alternativas de respuesta: “*nunca*” (0 veces), “*pocas veces*” (de 1 a 5 veces), “*bastantes veces*” (de 6 a 10 veces) y “*con frecuencia*” (10 veces o más) referidas a la frecuencia con la que el joven ha realizado conductas antisociales en el último año. Los ítems se agrupan en cinco categorías de conducta antisocial: vandalismo (10 ítems), robo (10 ítems), agresión (16 ítems), conducta contra normas (13 ítems) y consumo/tráfico de drogas (11 ítems). En cuanto a sus propiedades psicométricas, la fiabilidad general del instrumento estimada utilizando el coeficiente de omega (McDonald, 1999) fue de $\omega = .97$.

Procedimiento

El presente estudio se ha ajustado a los estándares éticos de la Universidad de Santiago de Compostela para emprender estudios con participantes humanos. En primer lugar, se obtuvo el consentimiento del equipo de administración del centro para poder realizar el trabajo de investigación. Posteriormente, todos los autoinformes se aplicaron colectivamente durante el horario escolar, previa firma del consentimiento informado y autorización de los padres o tutores. Antes de la evaluación, se les informó a los adolescentes de la naturaleza voluntaria y anónima del estudio, así como el uso exclusivo de los datos para los fines de la investigación.

Análisis de datos

Para el análisis, se elaboró una base de datos en el paquete estadístico IBM SPSS 23 y se utilizó el *software* Factor versión 10.3.01 (Lorenzo-Seva & Ferrando, 2013) para el análisis de modelos factoriales exploratorios (AFE). Este programa es recomendado para realizar una rotación bifactor en el contexto exploratorio, una vez determinados el número de factores (Lorenzo-Seva & Ferrando, 2019). Posteriormente, se utilizó el programa Mplus v.7 para analizar el modelo factorial confirmatorio (AFC) y el modelo de ecuaciones estructurales.

Con el fin de analizar las diferencias en función del sexo en todas las variables de estudio, se utilizó la U de Mann-Whitney para contrastar estadísticamente la presencia de diferencias entre medias de los grupos, y a continuación, se analizaron las correlaciones de Spearman entre las variables de estudio. La normalidad se evaluó mediante el estadístico de Kolmogorov-Smirnov; y la confiabilidad de las medidas utilizadas en el estudio se obtuvo analizando el coeficiente de omega (ω) de McDonald (1999).

El estadístico de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) y el test de esfericidad de Barlet, permitieron establecer la factibilidad

del análisis factorial. Posteriormente, se realizaron varios AFE utilizando el “análisis paralelo” (Parallel análisis of Horn, PAH) para determinar el número de factores a retener (Lloret-Segura, Ferreres-Traver, Hernández-Baeza & Tomás-Marco, 2014). Dada la no normalidad de los datos y su carácter ordinal, se optó por factorizar la matriz de correlaciones policóricas mediante el método de extracción de mínimos cuadrados ponderados en diagonal (Diagonally Weighted Least Squares, DWLS), utilizando el método de rotación oblicua Quartimin. Se utilizaron criterios teóricos y empíricos para identificar la mejor solución EFA. Se utilizaron valores propios (≥ 1) e incrementos (Δ CFI $> .01$) en el modelo de ajuste como criterio empírico para la extracción del número de factores. Además, el significado teórico y la coherencia de los factores extraídos se consideraron para identificar el mejor AFE.

Una vez determinado el número de factores, se realizó una solución bifactorial, siguiendo las recomendaciones de Lorenzo-Seva y Ferrando (2019), utilizando nuevamente el método de extracción de mínimos cuadrados ponderados en diagonal (Diagonally Weighted Least Squares, DWLS) con la transformación Schmid-Leiman, para evaluar el modelo bifactorial en el contexto exploratorio. La transformación de Schmid y Leiman (1957) (S-L), es un procedimiento que pretende extraer el máximo de varianza debida al factor general, considerando para ello los factores de primer orden como residuales e independientes. Esta es una técnica menos restrictiva que el análisis factorial confirmatorio al no imponer saturaciones exactamente igual a cero, y conlleva un mejor ajuste del modelo (McCallum, 2009).

A continuación, se consideró el índice H (Ferrando & Lorenzo-Seva, 2018) para valorar si el conjunto de elementos representaba bien un factor común. Este índice está limitado entre 0 y 1, y valores altos de H ($> .80$) sugieren una variable latente bien definida, indicando que es más probable que sea estable en futuros estudios; mientras que los valores bajos de H sugieren una variable latente mal definida, indicando que es probable cambiar a través de los estudios.

Por último, se realizó un AFC para conocer la bondad de ajuste del modelo en los grupos, y siguiendo las recomendaciones para datos no paramétricos de Chen, West y Sousa (2006), se probó un modelo de ecuaciones estructurales utilizando el método robusto de máxima verosimilitud con errores estándar. Este último se realizó con la finalidad de conocer la contribución del factor oscuro general y los cuatro factores latentes asociados con la escala de DM y las subescalas de la TOP, con la conducta antisocial. Los siguientes índices de ajuste se utilizaron para evaluar los modelos: χ^2/DF , CFI, RMSEA, SRMR y NNFI. Se consideraron los siguientes criterios para un ajuste óptimo $\chi^2/DF < 2-3$, CFI $> .95$, RMSEA $< .06$, SRMR $< .05$ y NNFI $> .95$; y para un ajuste aceptable o razonable $\chi^2/DF < 4$, CFI $> .90$, RMSEA $< .08$, SRMR $< .08$ y NNFI $> .90$ (Byrne, 2012).

Resultados

La tabla 1 muestra los estadísticos descriptivos incluyendo los rangos, su significancia estadística, así como los resultados de las pruebas U de Mann-Whitney con sus respectivos tamaños del efecto para cada una de las variables de estudio. Los resultados mostraron diferencias estadísticamente significativas entre los grupos de chicos y

Tabla 1 Análisis descriptivo de todas las variables de estudio teniendo en consideración el sexo

Subescalas	Muestras	n	Rangos	U	p	PS _{est}
Vandalismo	Chicos	401	451.54	59530.50	.00	.37
	Chicas	399	349.20			
Agresión	Chicos	401	456.84	57406.50	.00	.36
	Chicas	399	343.88			
Robo	Chicos	401	435.68	65891.50	.00	.41
	Chicas	399	365.14			
CC Normas	Chicos	401	399.34	79534.00	.85	.49
	Chicas	399	401.67			
Consumo de drogas	Chicos	401	400.70	79919.00	.97	.50
	Chicas	399	400.30			
Conducta antisocial	Chicos	401	428.90	68612.50	.00	.43
	Chicas	399	371.96			
Maquiavelismo	Chicos	401	432.46	67185.50	.00	.41
	Chicas	399	368.38			
Psicopatía	Chicos	401	440.19	64083.50	.00	.40
	Chicas	399	360.61			
Narcisismo	Chicos	401	450.47	59960.50	.00	.37
	Chicas	399	350.28			
Desconexión moral	Chicos	401	459.67	56272.00	.00	.35
	Chicas	399	341.03			

Nota. CC Normas = conducta contra normas. M = media. SD = desviación típica. n = tamaño muestral. U = U de Mann Whitney. PS_{est} = probabilidad de superioridad (tamaño del efecto). p = p valor.

chicas en las puntuaciones de conducta antisocial, excepto en conducta contra normas y consumo de drogas. En esta línea, los chicos también presentaron puntuaciones significativamente más altas en los tres rasgos de la tríada oscura y en desconexión moral. Las probabilidades de superioridad mostraron tamaños del efecto pequeño para las diferencias de sexo en todas las variables de estudio.

Con el fin de analizar si las altas puntuaciones en la TOP y DM tuvieron implicaciones sobre la variable criterio de conducta antisocial de forma distintiva entre chicos y chicas, se realizaron comparaciones de medias, para los grupos de participantes que proporcionaron valores que estaban una desviación típica arriba de la media de las variables independientes mencionadas. Los resultados indicaron que las diferencias entre los sexos son estadísticamente significativas en altas puntuaciones de TOP (U = .2390, p = .04; PS_{est} = .40), pero no en altas puntuaciones de DM (U = .3649, p = .17; PS_{est} = .45).

Para examinar las posibles relaciones entre los componentes de la TOP y la DM, la tabla 2 presenta la matriz de correlaciones obtenidas entre ellas, y las relaciones que estas tienen con la conducta antisocial. Los resultados de los análisis mostraron un patrón de relaciones directas y significativas entre conducta antisocial - DM y conducta antisocial - TOP, destacando la relación entre conducta antisocial y DM. Todas las relaciones entre los rasgos de la tríada oscura y desconexión moral fueron positivas y significativas, destacando la relación entre maquiavelismo y desconexión moral.

Para examinar la validez interna de los elementos, el índice de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin KMO = .897, presentó un valor adecuado para continuar con el análisis factorial; y el test de Barlett obtuvo un $\chi^2 = 9035.70$;

gl = 903; p = .00 que evidenció correlación entre los elementos. El análisis paralelo de Horn (PAH) sugirió retener cuatro factores, con autovalores > 1 y mejores índices de ajuste ($\Delta CFI > .01$) en comparación con las soluciones en las que se retuvieron uno, dos y tres factores. La congruencia (índice de Tucker) entre la solución Varimax y oblicua fue superior a .97; por lo que, al ser la estructura factorial relativamente independiente del método de extracción, se optó por la solución oblicua Quartimin. El primer factor denominado "desconexión moral" explicó el 26.80% de la varianza; el segundo factor llamado "maquiavelismo" explicó el 7.3% de la varianza; el tercer factor nombrado "narcisismo" explicó el 5.28%, y el cuarto factor denominado "psicopatía", explicó el 4.23%. Los cuatro factores obtenidos explicaron el 43.61% de varianza común. El índice H para estos factores fue de H = .74 (.695, .772) para psicopatía; H = .918 (.896, .939) para narcisismo; H = .871 (.848, .903) para maquiavelismo, y H = .934 (.923, .942) para desconexión moral. La tabla 3 resume los índices de ajuste para cada uno de estos AFE.

Las correlaciones entre los factores de narcisismo y maquiavelismo (Rho = .53; p < .05), de desconexión moral con narcisismo (Rho = .37; p < .05) y de desconexión moral con maquiavelismo (Rho = .49; p < .05), junto a la consistencia interna total $\omega = .92$, justificaron preguntarse por la existencia de una dimensión general, el *factor oscuro*. Los cuatro factores encontrados mediante PAH se sometieron a una rotación bifactorial en el contexto exploratorio. Los índices de ajuste para este modelo fueron excelentes y estuvieron dentro de los parámetros esperados: $\chi^2(1219.42, 737) = 1.65$ p < .05; RMSEA = .03 [.01, .05]; NNFI = .98; CFI = .98.

Se sometió a AFC la solución bifactorial elegida en el AFE previo, donde cada elemento de las escalas DD y MMDS cargaría en un factor oscuro general (FO) de primer or-

Tabla 2 Resultados del análisis correlacional entre todas las variables de estudio

	1	2	3	4	5
1.Edad					
2.Conducta antisocial	.10**				
3.Maquiavelismo	.06	.46**			
4.Psicopatía	.01	.32**	.43**		
5.Narcisismo	-.03	.30**	.55**	.30**	
6.Desconexión moral	.00	.47**	.45**	.38**	.37**

Nota. * $p < .05$; ** $p < .01$; *** $p < .001$.

den, que capture la varianza común compartida por todos los elementos, y también en un factor específico (FE) de primer orden, que capture la varianza explicada exclusivamente por los factores específicos. Entonces, los factores específicos explicarían la varianza restante no incluida en el factor oscuro general. Los parámetros estandarizados del modelo se presentan en la figura 1. Los índices de ajuste para este modelo en el análisis factorial confirmatorio fueron óptimos, $\chi^2(392.38, 150) = 2.61$ $p < .05$; RMSEA = .04 [.04, .05]; SRMR = .03; CFI = .95; y similar para hombres y mujeres ($\Delta CFI < .01$), dada la invarianza configural en el modelo (Byrne, 2012). Además, se calculó la varianza explicada común (ECV; Rodríguez, Reise & Haviland, 2016) para presentar el monto de varianza común que se debe al factor oscuro general (FO). Considerando que la varianza explicada común fue de .48 para el factor oscuro general, .06 para maquiavelismo, .08 para psicopatía, .13 para narcisismo y .24 para desconexión moral, los resultados indican que el porcentaje de varianza explicada se incrementa notablemente al considerar la globalidad del lado oscuro en comparación con cada uno de los cuatro factores considerados específicamente.

Por último, se realizó un modelo de ecuaciones estructurales para probar la hipótesis principal sobre la existencia de una relación significativa entre el factor oscuro general y la conducta antisocial. Este modelo obtuvo índices de ajuste aceptables, $\chi^2(770.38, 250) = 3.08$, $p < .001$; CFI = .92; TLI = .90; RMSEA = .05 [.04, .05]; SRMR = .04. La relación del factor oscuro general con la conducta antisocial para toda la muestra de estudio fue positiva y estadísticamente significativa ($\beta = .52$, $p < .001$). La conducta antisocial también mostró una relación directa y significativa con el factor específico de desconexión moral ($\beta = .27$, $p < .001$), e inversa y significativa con narcisismo ($\beta = -.11$, $p < .001$).

Posteriormente, se probaron dos modelos de ecuaciones estructurales para estudiar esta relación teniendo en consideración el sexo. Los resultados de este análisis se muestran en la tabla 4.

Discusión

En las dos últimas décadas se ha producido una notable expansión de la investigación empírica dedicada a delimitar y comprender el lado oscuro. Investigadores como Zeigler-Hill y Marcus (2016), proponen que múltiples constructos psicológicos podrían considerarse elemento de ese ámbito “oscuro”, siempre que esté vinculado cierto tipo de dificultades en la interacción social en múltiples contextos. La desconexión moral y los tres rasgos constitutivos de la tríada oscura analizados en este trabajo de investigación, cumplen con esta condición, incluso cuando están presentes en niveles moderados (Sijtsema et al., 2019). Por ello, este estudio pretende averiguar las relaciones de estas características con conductas antisociales relativamente frecuentes en población adolescente plenamente normalizada. Así, y en relación con la primera hipótesis del trabajo, la DM ha presentado asociaciones moderadas con los tres componentes de la TOP. Estos resultados confirman con los encontrados en investigaciones previas, en las que se halló una alta probabilidad de que adolescentes con niveles moderados o altos en TOP mostrasen simultáneamente actitudes moralmente desvinculadas (Risser & Eckert, 2016), vinculándose en tales casos con niveles elevados de conductas antisociales varias (Shulman et al., 2011). Las relaciones entre desconexión moral y los rasgos de la tríada oscura han sido positivas y estadísticamente

Tabla 3 Índices de ajuste e incremento en el ajuste de los análisis factoriales exploratorios

	χ^2	df	χ^2/df	RMSEA [90% CI]	CFI	NNFI	$\Delta\chi^2$	ΔCFI
Modelo 1 factor	3744.569***	860	4.35	.06 [.060, .069]	.92	.91		
Modelo 2 factores	1964.332 ***	818	2.40	.04 [.010, .050]	.96	.96	1780.23***	.20
Modelo 3 factores	1477.917 ***	777	1.90	.03 [.010, .050]	.97	.97	486.41***	.03
Modelo 4 factores	1219.424***	737	1.65	.02 [.010, .050]	.98	.98	258,49**	.01

Nota. RMSEA = error cuadrático medio de aproximación de la raíz; CFI = índice de ajuste comparativo; NNFI = índice de ajuste no normalizado. Adaptado de “Structural Equation Modeling With Mplus: Basic Concepts, Applications, and Programming” de B. M. Byrne, 2012. Copyright 2012 de Taylor & Francis. * $p < .05$; ** $p < .01$; *** $p < .001$.

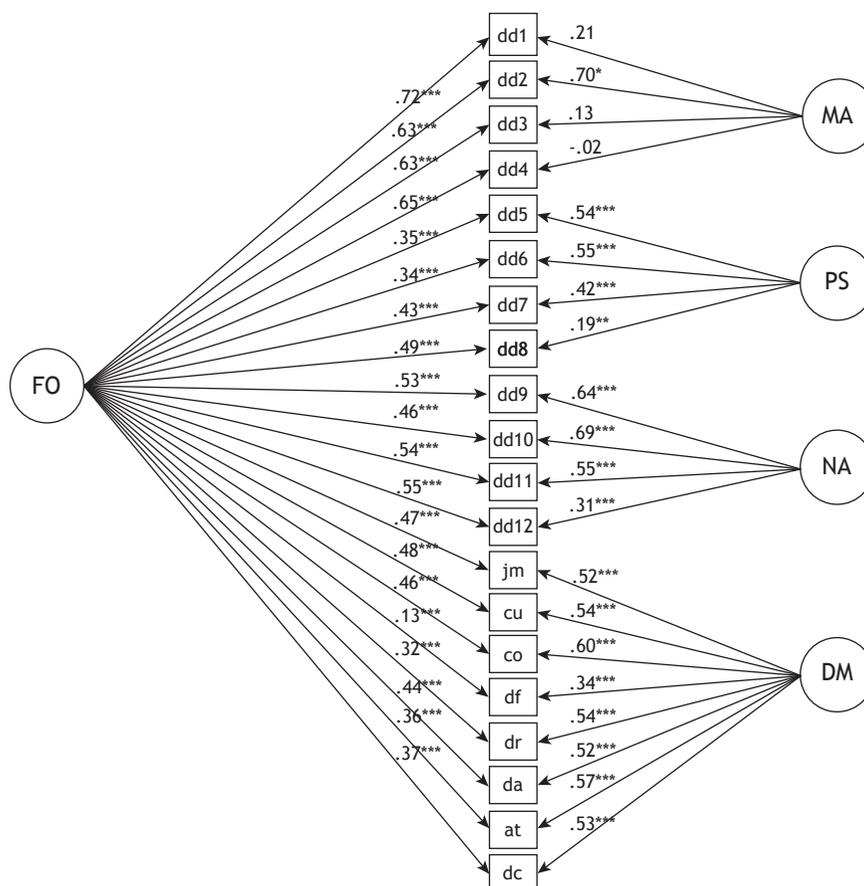


Figura 1. Modelo bifactorial compuesto por el factor oscuro general y los factores específicos latentes de las variables observadas. MA: maquiavelismo. PS: psicopatía. NA: narcisismo. DM: desconexión moral. dd1-dd12: ítems del cuestionario Dirty Dozen. jm-des: puntuación total de los ítems correspondientes a cada uno de los ocho de desconexión moral. * $p < .05$; ** $p < .01$; *** $p < .001$.

significativas, en un rango que varía de $Rho = .37$ a $Rho = .47$. Estos resultados sugieren cierta comunalidad entre los constructos, al tiempo que descartan su excesiva superposición (Embretson & Reise, 2000). En consecuencia, respaldan la primera hipótesis, en tanto que, aun siendo constructos bien diferenciados, muestran un campo común que los vincula con las diferentes conductas antisociales evaluadas.

El campo de investigación sobre el lado oscuro viene mostrando un fuerte dinamismo, en la dirección de completar o mejorar la aportación producida por la TOP, añadiéndole matices de mayor o menor alcance. Así, entre otras propuestas, se ha sugerido la conversión de esa tríada en una tétrada, añadiéndole el componente de sadismo (Buckels, Jones & Paulhus, 2013), el rencor (Zeigler-Hill & Marcus, 2016), o más allá, proponiendo una segunda

constelación de características de personalidad denominada tríada oscura vulnerable (Miller et al., 2010). En este contexto y sentido, la inclusión de los mecanismos cognitivos típicos de la desconexión moral sería de gran utilidad para comprender mejor cómo funcionaría la justificación, racionalización y mantenimiento de muchas de las conductas típicas del llamado “lado oscuro”. En esta línea, después de que el análisis factorial exploratorio mostrase mejores índices de ajuste para el modelo de cuatro factores, otro objetivo de este estudio era poner a prueba un modelo bifactorial que incluya la varianza común y específica de estos cuatro constructos. Como indican Chen et al. (2006), los modelos bifactoriales son óptimos cuando: (a) haya un factor general que se postule para explicar la comunidad de los ítems y (b) los investigadores estén interesados en los factores específicos del dominio, pero, sobre todo, cuando

Tabla 4 Modelo de ecuaciones estructurales de la conducta antisocial y sus relaciones con el modelo bifactorial

	Factor oscuro	Maquiavelismo	Psicopatía	Narcisismo	Desconexión moral
Conducta antisocial	β	β	β	β	β
Chicos	.54***	-.33	.02	-.13	.20
Chicas	.57***	.04	.03	-.20**	.27**

Nota. Las estimaciones son coeficientes de regresión estandarizados. * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$.

les interese un factor común de superior interés teórico y hermenéutico. Asimismo, la varianza explicada común del factor general muestra que este constructo puede ser interesante y parsimonioso de cara a eventuales valoraciones de riesgo. En consecuencia, estos resultados respaldan la idea de que el lado oscuro debe entenderse cada vez más como un conjunto abierto a elementos de diversa naturaleza (rasgos de personalidad, cogniciones, sistemas de creencias, elementos actitudinales, axiologías de valores, etc.). Ahora bien, ello también implica la necesidad de que la comunidad científica interesada deba hacer un notable esfuerzo de parsimonia y selección rigurosa de los constructos candidatos a formar parte constitutiva de ese lado oscuro. Si así no fuera, es muy probable que la propia idea del lado oscuro sufriera una inflación que acabase por convertir esa idea en algo inútil, deviniendo en una “suerte de cajón de sastre” de cualquier característica más o menos vinculada con la antisocialidad. En cualquier caso, y en el ámbito de este estudio concreto, es muy probable que el factor general encontrado represente una tendencia disposicional con amplia diversidad de ámbitos de expresión de la conducta antisocial; o sea, el núcleo del lado oscuro. De esta forma, con relación a la tercera hipótesis del trabajo, los resultados muestran que, tanto en chicos como en chicas, el factor general (el *core* del lado oscuro) muestra relaciones elevadas y significativas con las conductas antisociales evaluadas. Esto indicaría la capacidad que el factor general tiene por sí solo, a través de las características interpersonales aversivas que esta configuración implica (e.g., cinismo, manipulación, egocentrismo, frialdad emocional, etc.) para explicar ciertos niveles de conducta antisocial.

En relación con la última hipótesis -como se esperaba-, los resultados indican que existen algunas diferencias significativas entre chicos y chicas. Los chicos han presentado mayores puntuaciones en las conductas de vandalismo, agresión y robo, así como en DM y los factores de la TOP. Estos resultados replican hallazgos previos relativos a una mayor prevalencia en chicos de diversos rasgos de personalidad vinculados con una mayor probabilidad de conducta antisocial (Cutrín et al., 2017), una mayor tendencia a utilizar la desconexión moral (Bandura et al., 1996; Paciello et al., 2008) y la obtención de puntuaciones más elevadas que las chicas en diferentes cuestionarios de conducta antisocial (Silva et al., 2019). Asimismo, cuando los grupos de chicos y chicas se igualan en los respectivos niveles de DM, las diferencias de género en conducta antisocial desaparecen. Ello abogaría a favor de la potente capacidad homogeneizadora que tendrían los diferentes niveles de DM respecto a la conducta antisocial. Por otra parte, las relaciones de la conducta antisocial con cada uno de los factores específicos han de ser considerados con cautela; ya que se trata de factores con elevada multicolinealidad, siendo así que el resultado de sus correlaciones con los niveles de conducta antisocial podría ser producto de la supresión neta o cruzada de variables (Watson, Clark, Chmielewski & Kotov, 2013). Asimismo, el presente trabajo está limitado por la naturaleza correlacional de los resultados de esta investigación. Su transversalidad no permite aventurar relaciones precisas de causalidad entre las variables de estudio.

Finalmente, este estudio muestra la potente vinculación que tiene la configuración “oscura” sobre la conducta antisocial. Es de especial interés haberlo mostrado en una

muestra comunitaria normalizada de adolescentes, dado que solo 10.8% de las publicaciones realizadas sobre rasgos oscuros de personalidad han considerado este núcleo de población (Miller, Vize, Crowe & Lynam, 2019). Las características reflejadas en la TOP y la DM forman parte de una configuración de personalidad que debe analizarse en población comunitaria y en contextos cotidianos. Incluso, niveles leves de esas variables, obviamente subclínicos, pueden tener efectos notablemente disfuncionales e interpersonalmente lesivos. Tales efectos pueden ser directos o actuar como “efectos mariposa” que desaten múltiples y perniciosas interacciones. Este estudio ha mostrado el papel que la desconexión moral puede jugar en ese panorama de variables en interacción. Además, estos mecanismos cognitivos presentan una mayor ductilidad de cara a eventuales cambios dentro de estrategias de prevención o rehabilitación, al menos en comparación con aquellos rasgos temperamentales incluidos en el llamado “lado oscuro” (e.g., la psicopatía). En futuras investigaciones, estudios longitudinales deberían aclarar las secuencias temporales de determinación de algunas variables sobre otras a lo largo del proceso de socialización.

Referencias

- 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
- Bandura, A., Barbaranelli, C., Caprara, G. V., & 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>
- Buckels, E. E., Jones, D. N., & Paulhus, D. L. (2013). Behavioral confirmation of everyday sadism. *Psychological Science*, 24(11), 2201-2209. <https://doi.org/10.1177/0956797613490749>
- Byrne, B. M. (2012). *Multivariate applications series. Structural equation modeling with Mplus: Basic concepts, applications, and programming*. New York, NY: Taylor & Francis Group.
- Chen, F. F., West, S. G., & Sousa, K. H. (2006). A comparison of bifactor and second-order models of quality of life. *Multivariate Behavioral Research*, 41(2), 189-225.
- Cutrín, O., Gómez-Fraguela, J. A., Maneiro, L., & Sobral, J. (2017). Effects of parenting practices through deviant peers on non-violent and violent antisocial behaviours in middle-and late-adolescence. *The European Journal of Psychology Applied to Legal Context*, 9(2), 75-82. <https://doi.org/10.1016/j.ejpal.2017.02.001>
- Embretson, S., & Reise, S. (2000). *Item. Response theory for psychologists*. Nueva Jersey, US: Lawrence Erlbaum.
- Farrington, D. P. (2019). The integrated cognitive antisocial potential (ICAP) theory: Past, present, and future. En D. P. Farrington, L. Kazemian & A. R. Piquero (Eds.), *The Oxford Handbook of Developmental and Life-Course Criminology* (pp. 2552-2564). Cambridge, UK: Oxford University Press.
- Ferrando, P. J., & Lorenzo-Seva, U. (2018). Assessing the quality and appropriateness of factor solutions and factor score estimates in exploratory item factor analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 78(5), 762-780. <https://doi.org/10.1177/0013164417719308>
- Férriz-Romeral, L., Navas-Sánchez, M. P., Gómez-Fraguela, J. A., & Sobral-Fernández, J. (2019). Moral disengagement and serious juvenile crime: a meta-analysis about its relationship. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 51(3), 162-170. <https://doi.org/10.14349/rlp.2019.v51.n3.3>

- Furnham, A., Richards, S. C., & Paulhus, D. L. (2013). The dark triad of personality: A 10-year review. *Social and Personality Psychology Compass*, 7(3), 199-216. <https://doi.org/10.1111/spc3.12018>
- Gini, G., Pozzoli, T., & 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>
- Gott, A. J., & Hetzel-Riggan, M. D. (2018). What did you expect? Substance use expectancies mediate the relationships between dark triad traits, substance use, and substance preference. *Psychological Reports*, 121(5), 831-852. <https://doi.org/10.1177/0033294118755094>
- Hernández, R., Fernández, C., & Baptista, P. (2014). *Metodología de la investigación*. México, D. F.: McGraw-Hill.
- Instituto Nacional de Estadística. (2017). *Estadística de condenados*. Recuperado de <https://www.ine.es/jaxiT3/Tabla.htm?t=25722&L=0>.
- Jonason, P. K., & Webster, G. D. (2010). The dirty dozen: A concise measure of the dark triad. *Psychological Assessment*, 22(2), 420-432. <https://doi.org/10.1037/a0019265>
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A., & Tomás-Marco, I. (2014). Exploratory item factor analysis: A practical guide revised and up-dated. *Anales de Psicología*, 30(3), 1151-1169. <https://doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>
- Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P. J. (2013). Factor 9.2: A comprehensive program for fitting exploratory and semiconfirmatory factor analysis and IRT models. *Applied Psychological Measurement*, 37(6), 497-498. <https://doi.org/10.1177/0146621613487794>
- Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P. J. (2019). A general approach for fitting pure exploratory bifactor models. *Multivariate Behavioral Research*, 54(1), 15-30. <https://doi.org/10.1080/00273171.2018.1484339>
- Luengo, M. A., Otero, J. M., Romero, E., Gómez-Fraguela, J. A., & Tavares-Filho, E. T. (1999). Análisis de ítems para la evaluación de la conducta antisocial: un estudio transcultural. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación Psicológica*, 7(1), 21-36.
- Lyons, M. (2019). *The dark triad of personality: Narcissism, machiavellianism, and psychopathy in everyday life*. Liverpool, UK: Academic Press.
- Maneiro, L., López-Romero, L., Gómez-Fraguela, J. A., Cutrín, O., & Romero, E. (2018). Pursuing the dark triad. *Journal of Individual Differences*, 40(1), 36-44. <https://doi.org/10.1027/1614-0001/a000274>
- McCallum, R. C. (2009). Factor analysis. En R. E. Millsap & A. Maydeu-Olivares (Eds.), *The SAGE handbook of quantitative methods in psychology* (pp. 123-147). London: Sage Publications.
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Mahwah: Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- Miller, J. D., Dir, A., Gentile, B., Wilson, L., Pryor, L. R., & Campbell, W. K. (2010). Searching for a vulnerable dark triad: Comparing factor 2 psychopathy, vulnerable narcissism, and borderline personality disorder. *Journal of Personality*, 78(5), 1529-1564. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6494.2010.00660.x>
- Miller, J. D., Vize, C., Crowe, M. L., & Lynam, D. R. (2019). A critical appraisal of the dark-triad literature and suggestions for moving forward. *Current Directions in Psychological Science*, 28(4), 353-360. <https://doi.org/10.1177/0963721419838233>
- Moshagen, M., Hilbig, B. E., & Zettler, I. (2018). The dark core of personality. *Psychological Review*, 125(5), 656-688. <https://doi.org/10.1037/rev0000111>
- Muris, P., Merckelbach, H., Otgaar, H., & Meijer, E. (2017). The malevolent side of human nature: A meta-analysis and critical review of the literature on the dark triad (narcissism, machiavellianism, and psychopathy). *Perspectives on Psychological Science*, 12(2), 183-204. <https://doi.org/10.1177/1745691616666070>
- 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>
- Paciello, M., Fida, R., Tramontano, C., Lupinetti, C., & 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>
- Paquette, D. (2015). An evolutionary perspective on antisocial behavior: Evolution as a foundation for criminological theories. In *The development of criminal and antisocial behavior* (pp. 315-330). Cham: Springer.
- Paulhus, D. L., & Williams, K. M. (2002). The dark triad of personality: Narcissism, machiavellianism, and psychopathy. *Journal of Research in Personality*, 36(6), 556-563. [https://doi.org/10.1016/S0092-6566\(02\)00505-6](https://doi.org/10.1016/S0092-6566(02)00505-6)
- Rauthmann, J. F. (2012). The dark triad and interpersonal perception: Similarities and differences in the social consequences of narcissism, machiavellianism, and psychopathy. *Social Psychological and Personality Science*, 3(4), 487-496. <https://doi.org/10.1177/1948550611427608>
- Reijntjes, A., Vermande, M., Thomaes, S., Goossens, F., Olthof, T., Aleva, L., & Van der Meulen, M. (2016). Narcissism, bullying, and social dominance in youth: A longitudinal analysis. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 44(1), 63-74. <https://doi.org/10.1007/s10802-015-9974-1>
- Risser, S., & Eckert, K. (2016). Investigating the relationships between antisocial behaviors, psychopathic traits, and moral disengagement. *International Journal of Law and Psychiatry*, 45, 70-74. <https://doi.org/10.1016/j.ijlp.2016.02.012>
- Rodríguez, A., Reise, S. P., & Haviland, M. G. (2016). Evaluating bifactor models: Calculating and interpreting statistical indices. *Psychological Methods*, 21(2), 137-150. <https://doi.org/10.1037/met0000045>
- Rubio-Garay, F., Amor, P. J., & 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>
- Salvador, B., Arce, R., Rodríguez-Díaz, F. J., & Seijo, D. (2016). Psychometric assessment of psychopathy: A meta-analytical review. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 49(1), 36-47. <https://doi.org/10.1016/j.rlp.2015.09.015>
- Schmid, J., & Leiman, J. M. (1957). The development of hierarchical factor solutions. *Psychometrika*, 22(1), 53-61.
- Shulman, E. P., Cauffman, E., Piquero, A. R., & Fagan, J. (2011). Moral disengagement among serious juvenile offenders: A longitudinal study of the relations between morally disengaged attitudes and offending. *Developmental Psychology*, 47(6), 1619-1632. <https://doi.org/10.1037/a0025404>
- Sijtsema, J. J., Garofalo, C., Jansen, K., & 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(8), 1351-1365. <https://doi.org/10.1007/s10802-019-00519-4>
- Silva, D. S., Carneiro, H., de Oliveira, M. G., Luengo, M. A., & Gómez-Fraguela, J. A. (2019). Conducta antisocial: ¿un constructo unidimensional o multidimensional? *Avances en Psicología Latinoamericana*, 37(1), 13-27. <https://doi.org/10.12804/revistas.urosario.edu.co/apl/a.5105>
- Watson, D., Clark, L. A., Chmielewski, M., & Kotov, R. (2013). The value of suppressor effects in explicating the construct validity of symptom measures. *Psychological Assessment*, 25(3), 929-941. <https://doi.org/10.1037/a0032781>

Williams, K. M., Nathanson, C., & Paulhus, D. L. (2010). Identifying and profiling scholastic cheaters: Their personality, cognitive ability, and motivation. *Journal of Experimental Psychology: Applied*, *16*(3), 293-307. <https://doi.org/10.1037/a0020773>

Zeigler-Hill, V., & Marcus, D. K. (Eds.). (2016). *The dark side of personality: Science and practice in social, personality, and clinical psychology*. Washington, US: American Psychological Association. <https://doi.org/10.1037/14854-000>