

¿Inestabilidad en el lado oscuro? estructura factorial, invarianza de medición y fiabilidad de la Dirty Dozen Dark Triad en población general de Lima

Anthony Copez-Lonzoy^{1, 2, 3}, Sergio Dominguez-Lara⁴ y César Merino-Soto⁴

¹Universidad San Ignacio de Loyola, Perú

²Asociación Peruana de Profesionales de las Adicciones, Perú

³Instituto Peruano de Orientación Psicológica, Perú

⁴Universidad de San Martín de Porres, Perú

Abstract: *Instability on the dark side? Factorial structure, measurement invariance and reliability of the Dirty Dozen Dark Triad in the general population of Lima.* The dark triad of the personality is a complex measure composed of three traits such as Machiavellianism, psychopathy and narcissism that are associated with destructive behaviors to the interests of others. The Dirty Dozen Dark Triad (DDDT) scale was used to evaluate the dark triad. The present study seeks to analyze the internal structure, measurement invariance and reliability of DDDT scores. 320 people were recruited (64.1% women), the average age was 24.4 and 89.7% were single. Four measurement models were identified by means of confirmatory factor analysis; the measurement invariance was also evaluated, which did not show a significant deterioration for the group according to gender. In addition, congeneric and tau-equivalent models were implemented and the accuracy of the scores for all the factors was $> .70$. This DDDT version provides useful evidence at the psychometric level to be implemented with a screening instrument in the psychological evaluation.

Keywords: Dirty Dozen Dark Triad; validation; measurement invariance; personality.

Resumen: Las triada oscura de la personalidad es una medida compleja compuesta de tres rasgos como maquiavelismo, psicopatía y narcisismo que están asociados a comportamientos destructivos a los intereses de los demás. Para evaluar la triada oscura fue utilizada la escala Dirty Dozen Dark Triad (DDDT). El presente estudio buscó analizar la estructura interna, invarianza de medida y la fiabilidad de las puntuaciones de la DDDT. Fueron reclutados 320 personas (64.1% mujeres), el promedio de edad fue 24.4 y el 89.7% fueron solteros. Se identificaron cuatro modelos de medida mediante análisis factorial confirmatorio, también fue evaluada la invarianza de medida que no evidenció un deterioro significativo para el grupo según género. Además, fueron implementados modelos congénicos y tau-equivalentes y la precisión de las puntuaciones para todos los factores fue $> .70$. Esta versión DDDT reporta evidencias útiles a nivel psicométrico para ser implementadas con un instrumento de despistaje en la evaluación psicológica.

Palabras clave: Dirty Dozen Dark Triad; validación; invarianza de medición; personalidad.

Introducción

La exploración de comportamientos complejos en el campo de la personalidad es una de las áreas más prolí-

ficas que ha tenido un significativo interés durante más de dos décadas. Uno de los modelos más estudiados en este campo es el de los Cinco Grandes resultado de una estructura taxonómica con fuerte sustento empírico y estabilidad del constructo a través del tiempo (Costa, McCrae, y Löckenhoff, 2019) e incluso otros comportamientos socialmente disfuncionales (p.ej., adicciones, conducta antisocial, problemas con la ley, entre otros) han sido asociados a diferentes rasgos de la personalidad. Es así que estas características personales y sus pa-

Recibido: 02 de mayo 2019; aceptado: 12 de diciembre 2019

Correspondencia: Anthony Copez Lonzoy, Universidad San Ignacio de Loyola – Campus Gran Almirante Miguel Grau (Campus II) – Edificio El Cubo, Av. La Fontana 750 – La Molina, Lima-Perú. Correo-e: anthonycopez22@gmail.com

trones de comportamientos socialmente desadaptativos han centrado el interés tanto de profesionales como investigadores en un constructo relativamente nuevo, la triada oscura (DT) compuesta por puntuaciones elevadas en tres rasgos de la personalidad a) maquiavelismo caracterizado por la manipulación y explotación de otros, además de un desprecio cínico de la moral enfocado en el desinterés; b) narcisismo que engloba la autopercepción de grandiosidad, el dominio y egoísmo y finalmente c) psicopatía relacionada a la insensibilidad, falta de afecto personal, problemas de autocontrol y la ausencia de remordimientos que reflejan conductas destructivas o divergentes a los intereses de los demás (Onyedire et al., 2019). Algunos estudios señalan la prevalencia de patrones psicopáticos en población general asciende de 1 a 1.2% (Werner, Few, Bucholz, 2015), el narcisismo que oscila de 1.2 a 6.2% (Dhawan, Kunik, Oldham, y Cove- radale, 2010; Yakeley, 2018) y para los comportamientos negativos instrumentales del maquiavelismo aún no han sido reportados datos específicos.

A pesar de que cada una de estas conductas ha sido estudiada ampliamente por separado, recientemente hay un interés por las consecuencias de estos componentes integrados, ya que estas características compartidas generan una elevada insensibilidad por el bienestar de los demás, falta de amabilidad y de empatía, inestabilidad emocional, y un patrón de socialización desviado caracterizado por problemas interpersonales, aislamiento y falta de autocontrol. De esta manera la asociación de estos rasgos socialmente aversivos ha sido ampliamente documentada (Paulhus, 2014) con otros comportamientos disfuncionales y su creciente relación con subgrupos clínicos como conductas pornográficas vengativas (Pina, Holland, y James, 2017), *sexting* (Clancy, Klettke, y Hallford 2019), juego patológico (Onyedire et al., 2019) y también en contextos cotidianos como el ambiente laboral (LeBreton, Shirdecker, y Grimaldi, 2017).

Para evaluar la complejidad y multidimensionalidad del constructo DT es importante contar con instrumentos válidos y precisos (Jonason y Webster, 2010; Pineda, Sandín, y Muris, 2018). Sin embargo, una problemática acumulativa en evaluación de comportamientos desadaptativos es la extensión de instrumentos que evalúan individualmente los componentes de la DT como son la escala de autoreporte de psicopatía de Levenson (LSRP), escala de inteligencia Maquiavélica (MACH-IV), inventario de personalidad narcisista (NPI), entre otros. Por ello, la *Dirty Dozen Dark Triad* (DDDT; Jonason y Webster, 2010); podría reducir sustancialmente la posibilidad de obtener respuestas inconsistentes asociadas al cansancio del evaluado si estos rasgos fuesen examinados como componentes individuales (aislados). Ante

esta situación, las medidas breves parecen ser una opción viable, pues reducen la variabilidad irrelevante inherente a instrumentos extensos, representan una reducción en el tiempo de administración y producen eficiencia en la medición sin reducir necesariamente las propiedades de medida del constructo en contextos clínicos, así como en la investigación.

Recientemente se han creado dos instrumentos que evalúan brevemente y de forma conjunta los tres componentes de la DT. Uno de ellos es DDDT, elaborado por Jonason y Webster (2010); cuenta con 12 ítems distribuidos en tres rasgos y el segundo es el *Short Dark Triad* (Jones y Paulhus, 2014), otra versión breve de la DT que cuenta con 27 ítems para estos tres rasgos de personalidad. Las propiedades psicométricas de la DDDT han sido estudiadas en diversos contextos (Dinić, Petrović, y Jonason, 2018; Garcia et al., 2018; Kayış, Yilmaz, Satici, y Çapan, 2018). En Latinoamérica solo han sido estudiadas estas propiedades psicométricas en Brasil (Medeiros, Monteiro, Gouveia, Nascimento, y Gouveia, 2017) y en idioma español solo evidencia un estudio (Pineda et al., 2018). Esto indicaría que la mayoría de estas investigaciones poseen propiedades psicométricas aceptables para ser utilizadas en la investigación científica. Además, la solidez de la estructura interna de tres factores ha sido replicada en diferentes contextos (Jonason y Webster, 2010; Jonason, Kaufman, Webster, y Geher, 2013; Pineda et al., 2018; Tamura, Oshio, Tanaka, Masui, y Jonason, 2015). Sin embargo, algunos estudios sustentan la existencia de solo dos componentes (*Dark Dyad*: Maquiavelismo y Psicopatía), dejando fuera al narcisismo, considerándolo menos problemático que los otros dos componentes, en específico por la naturaleza poco cooperativa tanto del maquiavelismo como la psicopatía a diferencia del narcisismo que se asociaría con comportamientos de autodirección (Kowalski, Vernon, y Schermer, 2016). A pesar de esta cierta complejidad, los resultados parecen contribuir a la potencial replicabilidad de la DDDT, a la luz de su relación con rasgos de personalidad presentes en diversos contextos socioculturales como los «cinco grandes» evidenciando además indicadores de confiabilidad adecuados ($\geq .70$). En cuanto a su validez relacionada con otros modelos de personalidad como el de los 5GF y el *honesty/humility - Emotionality - extraversion - agreeableness - conscientiousness - openness to experience* (HEXACO; Dinić y Wertag, 2018) dentro de lo teóricamente esperado, es decir una relación inversa de la DDDT con humildad, responsabilidad y agradabilidad (Jonason y Webster, 2010; Jonason et al., 2013; Tamura et al., 2015). Por lo tanto, iniciar un estudio para analizar su estructura interna tiene relevancia tanto teórica como metodológica, ya

que la replicabilidad permite la generalización de los resultados y apoya la validez de las inferencias que se hacen sobre el proceso de medición (Asendorpf et al., 2013) así como las diferencias sustanciales sobre la comprensión y experimentación del constructo en el campo clínico y no clínico. La DDDT no está exenta de este proceso, por lo que en la evaluación de grupos diferenciados, los varones han mostrado mayor intensidad en las conductas evaluadas con la DDDT con relación a las mujeres (Webster y Jonason, 2013).

De acuerdo con lo expuesto, los objetivos del presente estudio fueron obtener evidencias de validez por medio del análisis de la estructura interna del DDDT mediante la evaluación de diferentes modelos de medida, identificar la invarianza de medición según sexo y analizar la fiabilidad de las puntuaciones en población general limeña.

Método

Participantes

La muestra fue conformada por 320 personas (64.1% mujeres), todos de nacionalidad peruana, con edades entre 18 y 52 años ($M = 24.45$; $Mdn = 23.00$; $DT = 5.18$), 89.7% solteros. En cuanto a su actividad actual, 68.8% son estudiantes universitarios, y el 59.4% trabaja. Se encontraron diferencias significativas en la edad según el sexo ($t_{(318)} = 2.651$, $p < .01$; $d = .301$). No se encontró asociación entre sexo y condición laboral (trabaja / no trabaja) ($\chi^2_{(1)} = .092$; $V = .017$), ni entre sexo y actividad actual (trabajador / estudiante) ($\chi^2_{(1)} = 2.322$; $V = .085$).

Instrumento

Dirty Dozen Dark Triad (DDDT; Jonason y Webster, 2010). Es una medida de la DT (Maquiavelismo, Psicopatía y Narcisismo) compuesta por 12 ítems en formato Likert que va desde nunca hasta casi siempre. El proceso de adaptación lingüística fue realizado bajo un proceso de traducción y adaptación progresivo (traducción inversa) siguiendo los controles de calidad recomendados por las directrices para la adaptación de instrumentos de medida (Muñiz, Elosua, y Hambleton, 2013). Inicialmente, para la traducción de los ítems fueron reclutados traductores con experiencia en procedimientos psicométricos para evaluar los aspectos gramaticales y redacción de los ítems para ser considerados al idioma español. La traducción del DDDT fue considerada bajo la escala original (Jonason y Webster, 2010) y del español al inglés, para una evaluación cualitativa por los traductores a partir de las versiones desarrolladas y su equivalencia entre

esas versiones para el desarrollo de la versión previa. Finalmente, el formato de respuesta original fue modificado, ya que este pedía que la persona responda en un gradiente de acuerdo/desacuerdo, pero al evaluar características vinculadas con la personalidad (rasgos), resulta más apropiado solicitar respuestas en término de frecuencia (desde Nunca hasta Casi siempre). De este modo, se elaboró la DDDT en su versión en español (Anexo). Para mantener una adecuada comprensión de los ítems y sus opciones de respuesta, se administró previamente la DDDT a diez participantes para verificar el entendimiento del fraseo de los ítems.

Procedimiento

Se empleó la metodología de investigación basada en internet (*Internet-mediated research*, IMR; Hoerger y Currell, 2011). Esta estrategia también fue utilizada en los estudios psicométricos del DDDT y otras medidas de la DT (Jonason et al., 2013; Jonason y Webster, 2010; Jones y Paulhus, 2014; Webster y Jonason, 2013), por lo cual fue coherente replicarla. La IMR es un método que ayuda a reducir la ansiedad y deseabilidad social en los participantes y la tasa de abandono, sobre todo cuando el contenido de los ítems hace referencia a conductas disfuncionales y podrían generar el rechazo en evaluaciones presenciales al introducir más error de medición que el tolerable y derivar en puntuaciones poco confiables. Para la aplicación del instrumento fue elaborada a través de una plataforma web y alojado en una red social abierta, que indicaría la participación voluntaria, no remunerativa y anónima. Solo se contó con los participantes que hayan respondido completamente la DDDT.

Análisis de datos

Primero se analizó descriptivamente el comportamiento de los ítems. En el siguiente paso se utilizó un modelo de análisis factorial confirmatorio (AFC) para evaluar la dimensionalidad de la DDDT. Como método de estimación se empleó el de máxima verosimilitud robusta debido a la naturaleza ordinal de los ítems fueron implementadas matrices policóricas (Holgado-Tello, Chacón-Moscó, Barbero-García y Vila-Abad, 2010). Para evaluar la calidad del modelo se utilizaron un conjunto de índices de bondad de ajuste con los puntos de corte propuestos por Hu y Bentler (1998) como la raíz media del error estandarizado ($SRMR \leq .05$), la raíz cuadrática media del error de aproximación para evaluar la parsimonia del modelo ($RMSEA \leq .05$), el índice de ajuste comparativo ($CFI \leq .95$), el índice de Tucker Lewis ($TLI \geq .95$) y para el ajuste global del

modelo la prueba general χ^2 robusto, con la corrección para la atenuación de la no normalidad de las variables ($SB-\chi^2$).

Bajo este proceso fueron evaluados cuatro modelos de medición. El primero fue un modelo unidimensional por la evidencia previa de este modelo (M_1), el segundo fue un modelo de tres factores oblicuos o relacionados (M_2), donde maquiavelismo, psicopatía y narcisismo se modelaron de forma conjunta. El tercer modelo (M_3) es el *bifactor-dark triad*, que especifica un factor general que influye a todos los ítems además de los factores específicos (modelados ortogonalmente o no relacionados), y el cuarto modelo (M_4) es el *bifactor-dark dyad*, que modela solo los dos factores más disfuncionales de la DDDT (maquiavelismo y psicopatía) y plantea la hipótesis en torno a un factor general que subyace esos dos factores específicos. El sustento empírico fue evaluar M_3 y M_4 para identificar si es que existe un continuo en el factor general como fuente de variabilidad de los ítems. Para ello, además de los índices de ajuste generales, se aplicaron cuatro indicadores para la valoración del factor general: el omega jerárquico (ω_h) que hace referencia al monto de varianza total que puede ser atribuida al factor general; el coeficiente H jerárquico (H_h) que proporciona información sobre la fiabilidad del constructo después controlar el efecto del factor general sobre los ítems (ambos coeficientes anteriores se interpretan similarmente). También se evaluó la varianza común explicada (ECV), que se interpreta como el monto de varianza común de todos los ítems que se debe al factor general. Un ECV mayor que .60 indicaría que hay poca varianza común entre los factores más que el factor general (Reise, Scheines, Widaman, y Haviland, 2013); y el porcentaje de correlaciones no contaminadas (PUC) que brinda información sobre el porcentaje de correlaciones no contaminadas por la multidimensionalidad (Rodríguez, Reise, y Haviland, 2016). A nivel de ítem se implementó el I-ECV cuya interpretación es similar al ECV indicando el porcentaje de la varianza verdadera de cada ítem explicado por el factor general. Este coeficiente requiere que sus magnitudes sean mayores a .60. En general, este paquete de índices es necesario porque permiten evaluar el impacto que tiene el factor general con respecto a los factores específicos sobre los ítems, sin dependencia de uno solo de ellos. Luego de identificar el mejor modelo de medida, fueron obtenidas evidencias internas de validez convergente. Estas evidencias fueron analizadas por medio de la dirección y significancia estadística de las correlaciones interfactoriales (ϕ) entre las subescalas del DDDT (validez convergente), además de identificar el porcentaje de la varianza compartida entre factores y la varianza promedio

extraída de cada factor (AVE; Fornell y Larcker, 1981). Para identificar la diferencia sobre el significado del constructo en diferentes grupos fue analizada la invarianza de medición que implementa restricciones sucesivas para identificar el deterioro progresivo del modelo, es decir a mayor deterioro mayor diferencia en el significado del constructo entre el grupo a evaluar (no invarianza), para ello se identificó la invarianza configuracional (configuración total del instrumento), invarianza métrica (igualdad de los coeficientes de configuración), e invarianza fuerte (igualdad de los interceptos). Fue tomado en cuenta las variaciones en el CFI $< .01$ como criterio máximo de diferencia entre modelos anidados (Putnick y Borstein, 2018) y el RMSEA ($\Delta > .015$). No se tomó en cuenta la diferencia del $SB-\chi^2$ de los grupos por su alta sensibilidad al tamaño muestral y la falta de normalidad (Putnick y Borstein, 2018). Finalmente, para el uso coherente del coeficiente alfa fueron evaluados modelos confirmatorios complementarios (Raykov, 2001) donde todos los ítems son influidos por un factor común (modelos congénico - M_C) y el que evalúa la fuerza la igualdad de cargas factoriales para cada factor (tau-equivalente - M_T). Estos fueron comparados considerando las variaciones en el CFI ($\leq .01$), RMSEA ($\geq .015$) y SRMR ($\geq .030$). Posteriormente, fue calculada la confiabilidad de los puntajes mediante el coeficiente α con IC y la confiabilidad del constructo mediante el $\alpha_{ordinal}$ (Zumbo, Gadermann, y Zeisser, 2007). Para todos los análisis fue utilizando el programa EQS 6.2.

Resultados

Análisis descriptivo y exploración inicial de datos

De acuerdo con los resultados, la mayor parte de los ítems presentan índices estandarizados de asimetría (*Standardized Skew Index*; SSI; Malgady, 2007) de magnitud baja a moderada ($SSI \leq .25$); asimismo, los ítems de los dos primeros factores presentan el efecto de suelo. Este efecto puede afectar el uso de medidas tradicionales incluso para modelamientos SEM, por lo tanto se optó medidas robustas (χ^2 corregido) para atenuar el impacto de este sesgo.

Análisis de estructura interna

En primera instancia se evaluó el ajuste del modelo M_1 que obtuvo índices de ajuste insuficientes para sustentar la presencia de un único factor que influya de forma relevante sobre todos los ítems del DDDT. El modelo de tres factores relacionados (M_2) evidenció índices adecuados además de identificar la presencia de correla-

Tabla 1. Estadísticos descriptivos de los ítems del DDDT

	<i>M</i>	<i>DT</i>	<i>g</i> ₁	<i>SSI</i>	<i>g</i> ₂	%Mín	%Máx
Ítem 1	2.406	.925	.110	.064	-.302	19.1	1.6
Ítem 2	2.219	.911	.530	.319	.350	22.8	2.2
Ítem 3	2.378	.969	.286	.152	-.265	20.6	2.2
Ítem 4	1.516	.823	1.819	1.344	3.523	64.4	1.3
Ítem 5	2.294	1.080	.505	.216	-.404	28.1	3.4
Ítem 6	2.266	1.212	.680	.232	-.517	34.1	5.9
Ítem 7	2.166	1.039	.559	.259	-.371	32.5	2.2
Ítem 8	1.681	.859	1.321	.895	1.777	52.2	1.3
Ítem 9	2.875	1.087	-.029	.012	-.520	12.8	6.9
Ítem 10	2.406	.925	.110	.064	-.302	5.3	8.1
Ítem 11	2.219	.911	.530	.319	.350	7.8	11.6
Ítem 12	2.378	.969	.286	.152	-.265	7.2	9.4

Nota: *g*₁ = asimetría de Fisher; *g*₂ = curtosis de Fisher. SSI = Índice estandarizado de Asimetría; %Mín = porcentaje de personas con el puntaje mínimo; %Máx = porcentaje de personas con el puntaje máximo.

ciones significativas entre factores sin llegar a la multicolinealidad o solapamiento de los factores. Posteriormente se evaluó el *M*₃ que evidenció un ligero aumento de los índices de ajuste para el modelo propuesto, un análisis descriptivo de las cargas factoriales evidenció que los pertenecientes al factor general ($\lambda_{promedio} = .463$) son mayores que los de *Maquiavelismo* ($\lambda = -.030$), y *Psicopatía* ($\lambda = .414$), pero menores a los de *Narcisismo* ($\lambda = .626$). Del mismo modo, el ω_h del factor general es mayor que los ω_h de los factores específicos, aunque el análisis conjunto de otros índices adicionales como ECV = .493, PUC = .727, y coeficientes *H*_h mayores a .70 indican su robustez para cada factor específico (Rodríguez et al., 2016). Fue identificado un modelo diferenciado basado en dos factores (*M*₄) que arrojó índices de ajuste adecuados. Pese a obtener puntuaciones heterogéneas en los índices de ajuste para los cuatro modelos evaluados, la solución factorial más parsimoniosa y que representa mejor a los datos fue la de tres factores oblicuos: maquiavelismo, psicopatía y narcisismo (ver figura 1).

Evidencias internas de validez

Los tres factores de la DDDT-E correlacionan entre sí coherentemente desde un punto de vista conceptual, para comparar los AVE y evaluar el porcentaje de la variabilidad capturada por cada factor. El factor de psicopatía parece explicar menos varianza (AVE = .378) en comparación con el factor maquiavelismo (AVE = .498) y narcisismo (AVE = .519)

Invarianza de medición para el grupo según género

Al identificar el modelo estructural de tres factores relacionados, se evaluó la invarianza configuracional, la

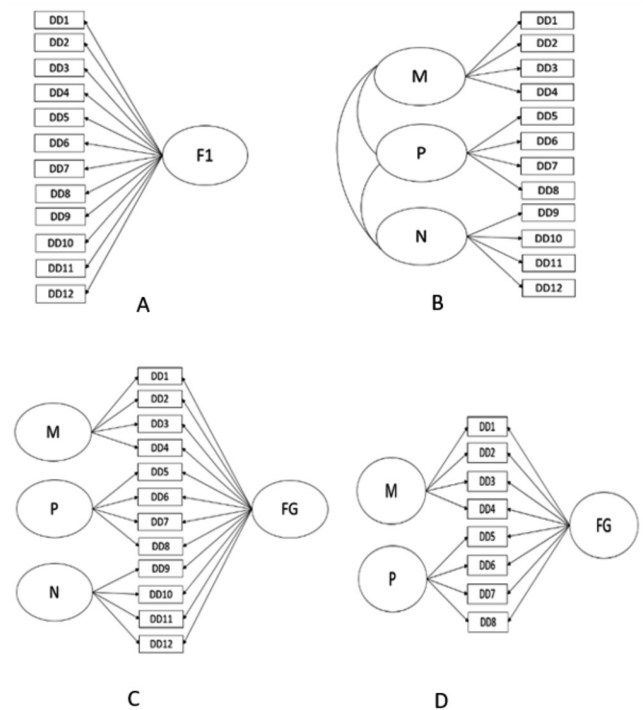


Figura 1. A = modelo unidimensional, B = modelo de tres factores oblicuo, C = modelo bifactor basado en la estructura original, D = modelo bifactor sin el factor narcisismo. M = maquiavelismo, P = psicoticismo, N = narcisismo.

Tabla 2. Modelos confirmatorios evaluados

Modelos	SB- χ^2 (gl)	CFI	TLI	SRMR	RMSEA (IC 90%)
M1	398.232 (54)	0.784	0.736	0.126	.141 (.128 - .154)
M2	128.458 (51)	0.951	0.937	0.074	.069 (.054 - .084)
M3	54.539 (40)	0.981	0.968	0.041	.034 (.000 - .054)
M4	23.639 (12)	0.988	0.971	0.041	.055 (.020 - .088)

Nota: M1 = modelo unidimensional; M2 = modelo DD de tres factores; M3 = modelo bifactor con 3 factores específicos; M4 = modelo bifactor con dos factores específicos

Tabla 3. Modelos de medición y parámetros de los ítems

	M ₁		M ₂		M ₃			M ₄		
	F ₁	F ₁	F ₂	F ₃	F _E	F _G	I-ECV	F _E	F _G	I-ECV
Ítem 1	0.73	0.777	0.528	0.368	0.222	0.744	0.918	0.696	0.475	0.318
Ítem 2	0.719	0.75	0.509	0.355	0.288	0.726	0.864	0.488	0.57	0.577
Ítem 3	0.549	0.584	0.397	0.276	0.014	0.533	0.999	0.485	0.326	0.311
Ítem 4	0.684	0.695	0.472	0.329	-0.642	0.767	0.588	0.311	0.638	0.808
Ítem 5	0.42	0.434	0.639	0.174	0.503	0.358	0.336	0.728	0.594	0.4
Ítem 6	0.447	0.463	0.682	0.186	0.787	0.341	0.158	0.334	0.574	0.747
Ítem 7	0.399	0.348	0.512	0.14	0.212	0.347	0.728	-0.012	0.511	0.999
Ítem 8	0.61	0.417	0.614	0.168	0.154	0.538	0.924	-0.257	0.779	0.902
Ítem 9	0.499	0.357	0.206	0.754	0.618	0.347	0.24	-	-	-
Ítem 10	0.348	0.349	0.201	0.738	0.757	0.179	0.053	-	-	-
Ítem 11	0.472	0.322	0.186	0.681	0.531	0.345	0.297	-	-	-
Ítem 12	0.476	0.334	0.193	0.707	0.596	0.333	0.238	-	-	-
F ₁		1	0.461	0.224						
F ₂		0.679	1	0.075						
F ₃		0.473	0.273	1						

Nota. $n = 320$; F₁: Maquiavelismo; F₂: Psicopatía; F₃: Narcisismo; F_E: factor específico; F_G: Factor general; en negrita: cargas factoriales para factores identificados.

cual obtuvo índices de ajuste aceptables $SB-\chi^2_{(96)} = 155.348$, CFI = .932, TLI = .912, RMSEA (IC 90%) = .057 (.038, .075), SRMR = .073. Sobre la base del modelo configural fue modelada la invarianza métrica, este modelo evidenció un ajuste estadísticamente similar al anterior $SB-\chi^2_{(105)} = 166.786$, CFI = .929, TLI = .915, RMSEA (IC 90%) = .056 [.038, .073], SRMR = .086, sin evidenciar cambios significativos en el CFI y RMSEA ($\Delta CFI = .003$; $\Delta RMSEA = .001$). Finalmente, se evaluó la invarianza fuerte $SB-\chi^2_{(117)} = 205.969$ ($p < .01$), CFI = .916, NNFI = .891, RMSEA (IC 90%) = .064 (.046, .079), SRMR = .087 que evidenció un deterioro significativo del modelo ($\Delta CFI = .013$; $\Delta RMSEA = .008$). Debido al incumplimiento de este cambio en el CFI, las restricciones de igualdad de interceptos fueron

relajadas bajo un enfoque de liberación secuencial para los ítems 4, 10 y 11. Este nuevo modelo parcial presenta discrepancias mínimas con respecto al modelo anterior ($\Delta CFI = .000$; $\Delta RMSEA = -.002$).

Fiabilidad de las puntuaciones

Fue realizado un análisis para los modelos congenérico y tau-equivalente con el fin de cumplir los supuestos del uso del coeficiente alfa, de forma independiente en cada factor de la DDDT-E. La Tabla 3 resume todos los resultados, los cuales indican que el uso del coeficiente α es viable (Dunn, Baguley, y Brunnsden, 2014). No obstante, se calcularon los otros coeficientes enfocados en variables latentes. El $\alpha_{ordinal}$ alcanzó niveles adecuados

para los factores de maquiavelismo $\alpha_{ordinal} = .73$, psicopatía $\alpha_{ordinal} = .628$ y narcisismo $\alpha_{ordinal} = .81$, así como los coeficientes ω oscilaron entre .71 y .81, lo cual indica buena confiabilidad del constructo. Un indicador de consistencia interna adicional es la correlación inter-item promedio (r_{ij}), la cual no está afectada por el número de

ítems como ocurre con el cálculo del coeficiente α . El cálculo se realizó desde las correlaciones policóricas, aceptándose como adecuados valores entre .40 y .50. Para la DDDT la r_{ij} más baja fue para el factor de psicopatía .34 y el valor más alto para el factor de narcisismo con r_{ij} .51.

Tabla 4. Evaluación de modelos de medición congénico y tau-equivalente en DDDT

Modelo	SB- χ^2 (gl)	CFI	Δ_{CFI}	RMSEA (IC 90%)	Δ RMSEA	SRMR	Δ SRMR
<i>Maquiavelismo</i>							
Congenérico	7.570 (2)	.987		.093		.038	
		.987		(.030, .168)		.038	
Tau-equivalente	14.593 (5)	.978	.009	.078	.015	.055	.017
		.978	.	(.033, .125)		.055	
<i>Psicopatía</i>							
Congenérico	8.770 (2)	.968		.103		.061	
		.968		(.041, .177)		.061	
Tau-equivalente	23.327 (5)	.914	.054	.107	.004	.08	.019
		.914		(.066, .153)		.08	
<i>Narcisismo</i>							
Congenérico	10.077 (2)	.984		.113		.037	
		.984		(.051, .185)		.037	
Tau-equivalente	10.859 (5)	.988	.004	.061	.072	.043	.008
		.988		(.000, .110)		.043	

Nota: M_c = modelo congénico; M_t = modelo tau-equivalente; Δ_{CFI} = diferencia entre CFI; Δ RMSEA= diferencia entre RMSEA; Δ SRMR= diferencia entre SRMR.

Discusión

El estudio de la DT ha demostrado relevancia en la identificación de patrones complejos en el campo clínico y no clínico, así como su proliferación de estudios es positiva. Por lo que contar con estudios instrumentales es de suma importancia para evaluar la certeza en la medida del constructo y si sus evidencias son válidas y precisas, como herramientas en el tamizaje para el profesional de la salud mental. Toda aplicación contextual conlleva una nueva evaluación del instrumento. Por ende, los objetivos del estudio se embarcan en presentar evidencias de validez a través de la estructura interna y no una validación *per se* (AERA, APA, NCME, 2014), ya que la validez no es una propiedad de la escala/cuestionario sino de las inferencias que pueden ser obtenidas a través de las puntuaciones derivadas. De este modo, el análisis psicométrico de la DDDT es importante porque permite contar con un instrumento breve y enfocado en los tres aspectos de la DT.

Inicialmente fue analizada la estructura interna de la DDDT tomando en cuenta la naturaleza ordinal de los datos concluyendo a favor del modelo de tres factores oblicuos. Asimismo, las correlaciones interfactoriales halladas reflejaron cuánto comparten entre sí los factores y las características de los componentes de la DT, sin llegar a un solapamiento de acuerdo a lo esperado teóricamente. Estos resultados se alinean a la evidencia previa tanto empírica como conceptual, a pesar que algunos estudios argumentan un solapamiento entre los tres rasgos de la DT (Furnham, Richards, Rangel, y Jones, 2014; Paulhus y William, 2002), esto no se reflejó en el presente trabajo. Este solapamiento hace referencia a un factor general que explicaría la estructura de la DT como un continuo, pero nuestros datos no soportaron su relevancia al incluir análisis complementarios psicométricos de la DDDT (Tamura et al., 2015) a diferencia de otros estudios que apuntan a la presencia de un factor general (Jonason et al., 2013) incluso con muestras muy simila-

res al presente estudio el factor de psicopatía fue el menos representado en este grupo, las inferencias iniciales podrían estar relacionadas con las características particulares contextuales y a los modelos puestos a prueba que tampoco corroboraron la presencia de la *Dark Dyad* (Kowalski et al., 2016).

La evaluación de la equivalencia de medición entre diferentes grupos como es el caso del género, puede presentar alguna diferencia no solo en la experiencia del fenómeno sino en el significado del mismo. La invarianza de medición compara tanto el constructo como los indicadores asociados, que pueden medir el mismo significado para este grupo particular de referencia. La equivalencia fue evaluada por un análisis factorial multigrupo, que cumplió los supuestos de invarianza configural, métrica además de implementar un nivel parcialmente estricto. Esto implicaría que a pesar de ser una variable con diferencias a través de sus puntuaciones entre hombres y mujeres a nivel de indicadores y del constructo en general no evidencia una diferencia sustancial en su significado (Webster y Jonason, 2013).

La evaluación de la fiabilidad de las puntuaciones fue realizada por un modelo anidado para cumplir coherentemente los supuestos del coeficiente alfa, por un lado, los ítems deben tener un aporte similar para la explicación del constructo, esta es una condición deseable, ya que brinda la posibilidad de medir el constructo con la misma intensidad. Esta condición no fue analizada en los estudios instrumentales previos de la DDDT (Dinić et al., 2018; Kayış et al., 2018), por lo cual implementarla en la presente investigación supone un avance en cuanto a los análisis de las adecuadas condiciones para utilizar el coeficiente alfa, que obtuvo una puntuación óptima superando el estándar ($>.70$). En particular la dimensión de narcisismo obtuvo un mayor valor en comparación con las dimensiones de maquiavelismo y psicopatía que se relacionan de similar manera a dimensiones más asociadas a modelos patológicos, que indicaría que para la población general el significado de este factor obtendría mayor aceptación social en la actualidad (Kajonius, Persson, Rosenberg y García, 2016)

En cuanto a las implicancias prácticas la DDDT fue contar con una herramienta con evidencias de validez en personas adultas para el contexto peruano, que permitiría iniciar de una serie de investigaciones que ayudarían a comprender algunos comportamientos vinculados con conductas disfuncionales en diferentes grupos etarios que no sean aislados exclusivamente a subgrupos clínicos. Además de ser incluido en el desarrollo de futuras líneas de investigación asociadas a patrones socialmente aversivos como conductas violentas y delictivas (Lyons

y Jonason, 2015), contextos sociales de riesgo y población reclusa (Jonason, Icho, y Ireland, 2016)

En cuanto a las limitaciones de este estudio destaca el tamaño muestral que es un indicador importante para la extrapolación de los resultados, además de no contar con muestras diferenciadas de cada contexto como trabajadores, pacientes crónicos, adictos o con alguna condición clínica que puedan experimentar mejor el constructo. A pesar de contar con estas dificultades específicas, este trabajo evidencia su importancia en la evaluación en un contexto general que no está exento de la presencia de estos rasgos con un instrumento breve que pueda ser utilizado como complemento de otras baterías en la evaluación clínica. A pesar de que existe una única versión en español que valoramos sustancialmente; nuestro equipo realizó un esfuerzo por contar con otro proceso de traducción externo al juicio inicial de los autores del manuscrito, para evitar algunos sesgos inherentes que puedan influir en el fraseo de algunos ítems.

Finalmente es necesario replicar el estudio con una muestra mayor y de diferentes grupos etarios, y sobre todo en aquellos grupos en los cuales se espera un comportamiento diferente de la población general, como la población clínica (Webster y Jonason, 2013), e incluso niños y adolescentes (Paulhus, 2014), con el fin de ampliar las evidencias de validez y la generalizabilidad de los resultados que puedan aportar aún en la investigación de la DT.

Referencias

- American Educational Research Association, American Psychological Association, National Council on Measurement in Education, Joint Committee on Standards for Educational and Psychological Testing (2014). *Standards for educational and psychological testing*. NY: Amer Educational Research Assn.
- Asendorpf, J. B., Conner, M., De Fruyt, F., De Houwer, J., Denissen, J. J., Fiedler, K., y Perugini, M. (2013). Recommendations for increasing replicability in psychology. *European Journal of Personality*, 27(2), 108-119. doi: 10.1002/per.1919
- Clancy, E. M., Klettke, B., y Hallford, D. J. (2019). The dark side of sexting—Factors predicting the dissemination of sexts. *Computers in Human Behavior*, 92, 266-272. doi: 10.1016/j.chb.2018.11.023
- Costa, P. T., McCrae, R. R., y Löckenhoff, C. E. (2019). Personality across the life span. *Annual Review of Psychology*, 70, 423-448. doi: 10.1146/annurev-psych-010418-103244
- Dhawan, N., Kunik, M. E., Oldham, J., y Coverdale, J. (2010). Prevalence and treatment of narcissistic personality disorder in the community: a systematic review. *Comprehensive Psychiatry*, 51(4), 333-339.
- Dinić, B. M., y Wertag, A. (2018). Effects of Dark Triad and HEXACO traits on reactive/proactive aggression: Exploring the gender differences. *Personality and Individual Differences*, 123, 44-49.

- Dinić, B. M., Petrović, B., y Jonason, P. K. (2018). Serbian adaptations of the Dark Triad Dirty Dozen (DTDD) and Short Dark Triad (SD3). *Personality and Individual Differences, 134*, 321-328. doi: 10.1016/j.paid.2018.06.018
- Dunn, T. J., Baguley, T., y Brunsten, V. (2014). From alpha to omega: A practical solution to the pervasive problema of internal consistency estimation. *British Journal of Psychology, 105*(3), 399-412. doi: 10.1111/bjop.12046
- Fornell, C. y Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research, 18*, 39-50. doi: 10.2307/3151312
- Furnham, A., Richard, S. C., y Paulhus, D. L. (2013). The Dark Triad of personality: A 10 years review. *Social and Personality Psychology Compass, 7*(3), 199-216. doi: 10.1111/spc3.12018
- Furnham, A., Richards, S., Rangel, L., y Jones, D. N. (2014). Measuring malevolence: quantitative issues surrounding the Dark Triad of personality. *Personality and Individual Differences, 67*, 114 – 121. doi: 10.1016/j.paid.2014.02.001
- Garcia, D., Persson, B. N., Al Nima, A., Brulin, J. G., Rapp-Ricciardi, M., y Kajonius, P. J. (2018). IRT analyses of the Swedish Dark Triad Dirty Dozen. *Heliyon, 4*(3), e00569. doi: 10.1016/j.heliyon.2018.e00569
- Holgado-Tello, F. P., Chacón-Moscoso, S., Barbero-García, I., y Vila-Abad, E. (2010). Polychoric versus Pearson correlations in exploratory and confirmatory factor analysis of ordinal variables. *Quality y Quantity, 44*(1), 153-166. doi: 10.1007/s11135-008-9190-y
- Hoerger, M., y Currell, C. (2011). Ethical issues in internet research. In S. Knapp, M. Gottlieb, M. Handelsman, y L. VandCreek (Eds.), *APA Handbook of ethics in psychology*. Washington, D.C.: American Psychologist Association.
- Hu, L. T., y Bentler, P. M. (1998). Fit indices in covariance structure modeling: Sensitivity to underparameterized model misspecification. *Psychological Methods, 3*(4), 424. doi: 10.1037/1082-989x.3.4.424
- Jonason, P. K., y Webster, G. D. (2010). The Dirty Dozen: A concise measure of the Dark Triad. *Psychological Assessment, 22*, 420-432. doi: 10.1037/a0019265
- Jonason, P. K., Icho, A., y Ireland, K. (2016). Resources, harshness, and unpredictability: the socioeconomic conditions associated with the Dark Triad traits. *Evolutionary Psychology, 14*(1), 1474704915623699.
- Jonason, P. K., Kaufman, S. B., Webster, G. D., y Geher, G. (2013). What lies beneath the Dark Triad Dirty Dozen: Varied relations with the Big Five. *Individual Differences Research, 11*, 81-90.
- Jones, D. N., y Paulhus, D. L. (2014). Introducing the Short Dark Triad (SD3): A brief measure of dark personality traits. *Assessment, 21*(1), 28 – 41. doi: 10.1177/1073191113514105
- Kajonius, P. J., Persson, B. N., Rosenberg, P., y Garcia, D. (2016). The (mis) measurement of the Dark Triad Dirty Dozen: exploitation at the core of the scale. *PeerJ, 4*, e1748.
- Kayış, A. R., Yılmaz, M. F., Satici, S. A., y Çapan, B. E. (2018). Dirty Dozen Scale: a study of adaptation to Turkish university students. *Anatolian Journal of Psychiatry, 19*, 34-40. doi: 10.5455/apd.288773
- Kowalski, C. M., Vernon, P. A., y Schermer, J. A. (2016). The General Factor of Personality: The relationship between the Big One and the Dark Triad. *Personality and Individual Differences, 88*, 256-260. doi: 10.1016/j.paid.2015.09.028
- LeBreton, J. M., Shiverdecker, L. K., y Grimaldi, E. M. (2018). The dark triad and workplace behavior. *Annual Review of Organizational Psychology and Organizational Behavior, 5*, 387-414. doi: 10.1146/annurev-orgpsych-032117-104451
- Lyons, M., y Jonason, P. K. (2015). Dark Triad, tramps, and thieves: Psychopathy predicts a diverse range of theft-related attitudes and behaviors. *Journal of Individual Differences, 36*, 215-220. doi: 10.1027/1614-0001/a000177
- Malgady, R. (2007). How skew are psychological data? A standardized index of effect size. *The Journal of General Psychology, 134*(3), 355-359.
- de Medeiros, E. D., Monteiro, R. P., Gouveia, R. S. V., da Silva Nascimento, B., & Gouveia, V. V. (2017). Dark Triad Dirty Dozen: Avaliando seus Parâmetros Via TRI. *Psico-USF, 22*(2), 299-308. doi: 10.1590/1413-82712017220209
- Muñiz, J., Elosua, P., y Hambleton, R. K. (2013). International Test Commission Guidelines for test translation and adaptation. *Psicothema, 25*(2), 151-157. doi: 10.7334/psicothema2013.24
- Onyedire, N. G., Chukwuorji, J. C., Orjiakor, T. C., Onu, D. U., Aneke, C. I., y Ifeagwazi, C. M. (2019). Associations of Dark Triad traits and problem gambling: Moderating role of age among university students. *Current Psychology, 1-12*. doi: 10.1007/s12144-018-0093-3
- Paulhus, D. L. (2014). Toward a taxonomy of dark personalities. *Current Directions in Psychological Science, 23*(6), 421-426. doi: 10.1177/0963721414547737
- Pina, A., Holland, J., y James, M. (2017). The malevolent side of revenge porn proclivity: dark personality traits and sexist ideology. *International Journal of Technoethics, 8*(1), 30-43. doi: 10.4018/IJT.2017010103
- Pineda, D., Sandín, B., y Muris, P. (2018). Psychometrics properties of the Spanish version of two Dark Triad scales: The Dirty Dozen and the Short Dark Triad. *Current Psychology, 1-9*. doi: 10.1007/s12144-018-9888-5
- Putnick, D. L., y Bornstein, M. H. (2018). Measurement invariance conventions and reporting: the state of the art and future directions for psychological research. *Developmental Review, 41*, 71-90.
- Raykov, T. (2001). Bias in coefficient alpha for fixed congeneric measures with correlated errors. *Applied Psychological Measurement, 25*(1), 69-76. doi: 10.1177/01466216010251005
- Raykov, T., y Hancock, G. R. (2005). Examining change in maximal reliability for multiple-component measuring instruments. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology, 58*(1), 65–82. doi: 10.1348/000711005X38753
- Reise, S. P., Scheines, R., Widaman, K. F., y Haviland, M. G. (2013). Multidimensionality and structural coefficient bias in structural equation modeling: A bifactor perspective. *Educational and Psychological Measurement, 73*(1), 5 – 26. doi: 10.1177/0013164412449831
- Rodriguez, A., Reise, S. P., y Haviland, M. G. (2016). Evaluating bifactor models: calculating and interpreting statistical indices. *Psychological Methods, 21*(2), 137.

- Tamura, A., Oshio, A., Tanaka, K., Masui, K., y Jonason, P. K. (2015). Development, reliability, and validity of the Japanese version of Dark Triad Dirty Dozen (DTDD-J). *Japanese Journal of Personality, 1*, 26-37. doi: 10.2132/personality.24.26
- Webster, G. D., y Jonason, P. K. (2013). Putting the «IRT» in «Dirty»: Item Response Theory analyses of the Dark Triad Dirty Dozen—An efficient measure of narcissism, psychopathy, and Machiavellianism. *Personality and Individual Differences, 54*, 302-306. doi: 10.1016/j.paid.2012.08.027
- Werner, K. B., Few, L. R., y Bucholz, K. K. (2015). Epidemiology, comorbidity, and behavioral genetics of antisocial personality disorder and psychopathy. *Psychiatric Annals, 45*(4), 195-199.
- Yakeley, J. (2018). Current understanding of narcissism and narcissistic personality disorder. *BJPsych Advances, 24*(5), 305-315
- Zumbo, B. D., Gadermann, A. M., y Zeisser, C. (2007). Ordinal versions of coefficients alpha and theta for Likert rating scales. *Journal of Modern Applied Statistical Methods, 6*(1), 4.