



Propiedades Psicométricas del Inventario de Pensamiento Dicotómico (DTI) en español

Psychometric Properties of the Spanish version of the Dichotomous Thinking Inventory (DTI)

Juan Ignacio, López *¹, Santiago Resett²,
Pablo Christian González-Caino³, Atsushi Oshio⁴

1 - Graduate School of Letters, Arts and Sciences, Waseda University, Tokyo, Japan.

2 - Universidad Austral, CONICET.

3 - Universidad Argentina de la Empresa.

4 - Faculty of Letters, Arts and Sciences, Waseda University, Tokyo, Japan.

Introducción
Método
Resultados
Discusión
Referencias

Recibido: 04/01/2024 Revisado: 14/02/2024 Aceptado: 21/03/2024

Resumen

El pensamiento dicotómico es una distorsión cognitiva que se caracteriza por emplear categorías extremas para clasificar situaciones o personas. El presente estudio tuvo como objetivo adaptar el Inventario de Pensamiento Dicotómico (DTI) en una muestra de adultos argentinos. Se constituyó una muestra intencional ($n = 470$) residentes en el Gran Buenos Aires y la Ciudad Autónoma de Buenos Aires, de entre 18 y 63 años ($M = 30.71$, $DE = 10.76$), de los cuales 367 eran mujeres. Los resultados del análisis factorial exploratorio y confirmatorio indicaron una estructura de dos dimensiones con adecuada confiabilidad ($\alpha = .78$ para creencias dicotómicas, $\alpha = .72$ para preferencia por la dicotomía y $\alpha = .82$ para el puntaje total). Se encontraron evidencias de validez convergente y discriminante y se identificaron diferencias de género, lo que mostró niveles más altos de pensamiento dicotómico en hombres. La adaptación al español sugiere adecuadas propiedades psicométricas.

Palabras clave: *pensamiento dicotómico, propiedades, psicometría, DTI, estructura factorial*

Abstract

Dichotomous thinking is a cognitive distortion characterized by the use of extreme categories to classify situations or people. This study aimed to adapt the Dichotomous Thinking Inventory (DTI) in a sample of Argentine adults. An intentional sample was constituted ($n = 470$) residing in Greater Buenos Aires and the Autonomous City of Buenos Aires, between 18 to 63 years ($M = 30.71$, $SD = 10.76$), of which 367 were women. Results from exploratory and confirmatory factor analyses indicated a two-dimensional structure with adequate reliability ($\alpha = .78$ for dichotomous beliefs, $\alpha = .72$ for preference for dichotomy, and $\alpha = .82$ for the total score). Evidence of convergent and discriminant validity was found, and gender differences were identified, showing higher levels of dichotomous thinking in men. The adaptation to Spanish suggests adequate psychometric properties.

Keywords: *dichotomous thinking, properties, psychometrics, DTI, factor structure*

*Correspondencia a: Juan Ignacio López, Graduate School of Letters, Arts and Sciences, Waseda University, 1-24-1 Toyama, Shinjuku, Tokyo, 162-8644, Japan. Email: juanii.lopez@gmail.com.

How to cite: López, I., J., Resett, S., Caino-González, C., & Oshio, A., (2024): Propiedades Psicométricas del Inventario de Pensamiento Dicotómico (DTI) en español. *Revista Evaluar*, 24(2), 13-25. Retrieved from <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>

Participaron en la edición de este artículo: Marianela López, Stefano Macri, Eugenia Barrionuevo, Florencia Ruiz, Jorge Bruera.

Introducción

Las distorsiones cognitivas refieren a patrones de pensamiento que predisponen al procesamiento de la información de acuerdo a esquemas cognitivos preexistentes (Beck, 1963). Estos esquemas cognitivos son estructuras relativamente permanentes que se desarrollan a través de la experiencia previa y guían la percepción, codificación y evaluación de estímulos. Asimismo, influyen en la toma de decisiones subsiguientes (Guglielmo, 2015). Además, Beck (1967) propone seis distorsiones cognitivas, que incluyen la inferencia arbitraria, abstracción selectiva, generalización, maximización-minimización, personalización y el pensamiento absolutista o dicotómico. Este último se caracteriza por la tendencia a clasificar las experiencias, situaciones o personas, mediante solo dos categorías extremas, tales como “todo o nada”, “blanco o negro”, “correcto o incorrecto”, “bueno o malo”, evitando la utilización de matices.

Si bien este estilo de pensamiento facilita la comprensión de información y simplifica el proceso de toma de decisiones, el acto de clasificar la información de manera binaria puede dar lugar a malentendidos entre personas con puntos de vista y opiniones divergentes (Oshio, 2009). De igual modo, dado su papel en la resolución rápida de situaciones, el pensamiento dicotómico se ha considerado útil para la supervivencia (Bodenhausen et al., 2012). Además, se ha observado que las tendencias de pensamiento dicotómico suelen manifestarse con mayor frecuencia en ambientes hostiles, a la vez que se relacionan con ciertas habilidades cognitivas (Mieda et al., 2021). Dada esta combinación de factores, no es de extrañar que las creencias dicotómicas se hayan relacionado, en particular, con comportamientos impulsivos y agresivos (Oshio et al., 2016). A su vez, se considera un sesgo cognitivo necesario para aquellos

que siguen estilos de vida parasitarios y explotadores, orientados hacia la satisfacción inmediata de metas a expensas de los resultados a largo plazo (Jonason et al., 2018).

Al clasificar repetidamente la realidad en términos binarios, las decisiones que se toman pueden derivar de una percepción distorsionada de la realidad (Bonfá-Araujo et al., 2022). Por lo tanto, el pensamiento dicotómico ha sido identificado como un factor de riesgo en los trastornos de personalidad, y se constituye como una característica presente en los estilos de pensamiento de dichos trastornos a lo largo de todos los grupos (Beck et al., 2004; Oshio, 2012; Veen & Arntz, 2000).

Asimismo, existen dos conceptos estrechamente relacionados con el pensamiento dicotómico, pero que deben diferenciarse: la intolerancia a la ambigüedad (Budner, 1962) y la intolerancia a la incertidumbre (Dugas et al., 2001). Ambos se definen como la tendencia a percibir e interpretar una situación como una amenaza o una fuente de malestar o ansiedad, lo que resulta en una serie de respuestas cognitivas, emocionales y conductuales (Grenier et al., 2005). La principal diferencia entre ellos radica en su orientación temporal. La intolerancia a la ambigüedad se manifiesta como la incapacidad de tolerar estímulos o situaciones en el tiempo presente, mientras que la intolerancia a la incertidumbre se refiere a la aprehensión de eventos futuros negativos (Dugas et al., 2001). Por consiguiente, tanto la intolerancia a la ambigüedad como la intolerancia a la incertidumbre no solo están relacionadas con un estilo de pensamiento dicotómico, sino que también involucran respuestas emocionales y conductuales frente a estímulos o situaciones inciertas o ambiguas (Oshio, 2009).

En la actualidad, existe solo un instrumento que evalúa exclusivamente el estilo de pensamiento dicotómico: el *Dichotomous Thinking*

Inventory (DTI; Oshio, 2009). Este instrumento consta de tres dimensiones: preferencia por la dicotomía, creencias dicotómicas y pensamiento ganancia-pérdida. La primera dimensión se refiere a la tendencia a mostrar una preferencia por la distinción, la claridad y la precisión en la clasificación de información o personas, en lugar de tolerar la ambigüedad y la vaguedad en estas situaciones. Por otro lado, los individuos con altos niveles de creencias dicotómicas piensan que al juzgar, categorizar o dividir la información del entorno siempre debe hacerse en dos categorías (por ejemplo, bueno o malo, correcto o incorrecto). Finalmente, el pensamiento ganancia-pérdida se caracteriza por evaluar la ventaja o desventaja de una situación y la tendencia a evitar situaciones que puedan traer resultados negativos. Este instrumento ha demostrado tener buenas propiedades psicométricas y ha sido utilizado para evaluar el pensamiento dicotómico en diversos estudios a nivel mundial. Sin embargo, hasta la fecha, no existe una versión en español que permita estudiar este constructo en países hispanohablantes. Por ende, la fortaleza del presente estudio es ser el primero en evaluar sus propiedades psicométricas en una muestra de habla española.

Con respecto a los estudios sobre sus propiedades psicométricas, a pesar de que el inventario de pensamiento dicotómico ha sido utilizado en diversos idiomas y poblaciones, únicamente las versiones originales en inglés y japonés de la escala se han sometido a un análisis de su estructura factorial (Oshio, 2009; Oshio, 2010). Al analizar los estudios que utilizaron este instrumento relevados por Bonfá-Araujo et al. (2022), la confiabilidad total del instrumento osciló entre $\alpha = .80$ y $\alpha = .84$, y la dimensión creencias dicotómicas presentó los valores más altos de alpha de Cronbach, entre .77 y .82. Preferencia por la dicotomía mostró valores de .72 a .76, mientras que para el factor pensamiento ganancia-pérdida, se registra-

ron valores entre $\alpha = .71$ y $\alpha = .79$ (Jonason et al., 2018; Mieda et al., 2021; Namatame et al., 2015; Palascha et al., 2015; Ueno et al., 2017). No obstante, la versión rusa del instrumento presentó los valores más bajos, de .79, .51 y .54 para las tres dimensiones respectivamente (Oshio & Meshkova, 2012).

Por lo tanto, considerando lo mencionado anteriormente y la importancia psicosocial del pensamiento dicotómico, esta investigación tuvo los siguientes objetivos:

- Explorar la estructura factorial del Inventario de Pensamiento Dicotómico (DTI; Oshio, 2009) y su consistencia interna en una muestra de adultos argentinos.
- Examinar su validez concurrente y discriminante con el perfeccionismo y la tolerancia a la ambigüedad.
- Determinar si existen diferencias en el estilo de pensamiento dicotómico según la edad y el género.

Método

Participantes

La muestra intencional no probabilística utilizada para el presente estudio estuvo compuesta por un total de 470 participantes, residentes en el Gran Buenos Aires y la Ciudad Autónoma de Buenos Aires, Argentina, de los cuales 367 fueron mujeres (73.5%) y 103, hombres (26.5%). La edad de los participantes osciló entre 18 y 63 años, con una media de $M = 30.71$ y un desvío estándar de $DE = 10.76$. Los criterios de inclusión para el presente estudio fueron que los participantes tuvieran entre 18 y 65 años, fueran residentes del Gran Buenos Aires o Ciudad Autónoma de Buenos Aires y tuvieran el nivel educativo secundario completo.

Instrumentos

Cuestionario socio-demográfico. El mismo incluía preguntas que indagaban sobre variables sociodemográficas como edad, género y lugar de residencia.

Inventario de Pensamiento Dicotómico (DTI; Oshio, 2009). Este instrumento está compuesto por 15 afirmaciones que deben responderse por medio de una escala Likert de seis puntos (1 = *fuertemente en desacuerdo*, 6 = *fuertemente de acuerdo*). Evalúa los niveles de pensamiento dicotómico en tres subescalas: preferencia por la dicotomía (ítems 1, 4, 7, 10, 13), creencias dicotómicas (ítems 2, 5, 8, 11, 14) y pensamiento ganancia-pérdida (ítems 3, 6, 9, 12, 15). Los puntajes totales de cada factor se obtienen sumando los ítems correspondientes a cada uno de ellos, a la vez que el puntaje total del inventario se obtiene sumando los puntajes obtenidos en las 3 dimensiones. La confiabilidad total de la escala original fue de $\alpha = .84$, con $\alpha = .81$ para preferencia por la dicotomía $\alpha = .74$ para creencias dicotómicas y $\alpha = .75$ para pensamiento ganancia-pérdida. La validez del constructo en su publicación original se evidenció frente a la intolerancia a la ambigüedad y al perfeccionismo. La adaptación del instrumento al español argentino se realizó utilizando un método de traducción inversa y siguiendo recomendaciones internacionales (International Test Commission, 2017; Muñoz et al., 2013). Dos traductores profesionales en inglés llevaron a cabo la traducción del documento original al español. Posteriormente, en colaboración con los autores del presente estudio, se evaluó la equivalencia de ambas versiones y se realizó una revisión sistemática de cada ítem hasta lograr un consenso. Luego, esta versión fue traducida nuevamente al inglés por otro traductor (un hablante nativo de inglés con habilidades en español) y se llevó a cabo una comparación entre la versión original en inglés y

la traducida para asegurar la equivalencia, tanto a nivel semántico como conceptual.

Medida Multidimensional de Perfeccionismo (APS-R; Slaney et al., 2001). Este instrumento está integrado por 23 afirmaciones que se responden a través de una escala Likert de 7 puntos (1 = *fuertemente en desacuerdo*, 7 = *fuertemente de acuerdo*). La escala evalúa el nivel de perfeccionismo por medio de un modelo de tres factores compuesto por: altos estándares (ítems 1, 5, 8, 12, 14, 18, 22), orden (ítems 2, 4, 7, 10) y discrepancia (ítems 3, 6, 9, 11, 13, 15, 16, 17, 19, 20, 21, 23). Este instrumento demostró buenas propiedades psicométricas en su adaptación Argentina (Arana et al., 2009), tanto de confiabilidad, como de validez. En la muestra estudiada, la escala presentó una confiabilidad de $\alpha = .68$ para la dimensión altos estándares, de $\alpha = .74$ para orden, $\alpha = .92$ en su factor discrepancia y una confiabilidad total de $\alpha = .86$.

Escala de Tolerancia a la Ambigüedad Multiestímulo II (MSTAT-II; Arquero & McLain, 2010). Este instrumento tiene como objetivo evaluar los niveles de tolerancia a la ambigüedad del sujeto por medio de 13 afirmaciones que se responden con una escala Likert de 5 puntos, en la que los valores son 1 = *fuertemente en desacuerdo* y 5 = *fuertemente de acuerdo*. El puntaje total obtenido indica que a una mayor puntuación se corresponde una mayor tolerancia a la ambigüedad. En el presente estudio la confiabilidad de la prueba fue de .82.

Procedimiento de recolección de datos

Los participantes se reclutaron fueron reclutados por medio a través de distintos canales de comunicación virtual y redes sociales como *Instagram* y *Facebook*. La recolección de datos se realizó a través por medio de la utilización de

un formulario de *Google form*, en el cual los sujetos aceptaban un consentimiento informado, previo a la presentación de los formularios, que garantizaba el anonimato y la confidencialidad de las respuestas, a la vez que informaba de los requisitos necesarios para que puedan formar parte de la presente investigación. Una vez aceptado, se presentaron a los encuestados las escalas que componían este estudio. La universidad donde se realizó la investigación aprobó el estudio.

Procedimiento de análisis de datos

Los datos del presente estudio se analizaron utilizando el programa estadístico *R Studio* (versión 2023.03.0 *Build* 386) y el paquete estadístico *psych*. Para indagar en la estructura factorial subyacente de los ítems y luego confirmar en un análisis factorial confirmatorio, el total de la muestra se dividió de manera aleatoria en dos partes (Brown, 2006). Para determinar la cantidad de factores a extraer, se llevó a cabo un análisis paralelo con el programa *Factor 8.10*, mientras que para señalar la retención de factores, se empleó el método de implementación clásico de Horn (1965). Para este fin, se compararon los autovalores empíricos con los autovalores (medias) aleatorios; por consiguiente, se escogieron los que se encontraban por encima de la media aleatoria (O'Connor, 2000). Se usó un número de replicaciones igual a 450 y un percentil de representación de simulaciones igual a .95. Una vez obtenidos los factores a retener, para el análisis factorial exploratorio (AFE) se usó rotación *Promin*, ya que dicha rotación permite que los factores sean oblicuos, lo que facilita la simplificación de la estructura factorial en caso de que emerja más de un factor (Lorenzo-Seva, 2013). Se empleó el método *Unweighted Least Squares* (ULS), debido a la naturaleza ordinal de los datos. La adecuación de los datos se evaluó

mediante la prueba de esfericidad de Bartlett y la medida de adecuación de muestreo *Kaiser-Meyer-Olkin* (KMO). El análisis factorial confirmatorio se realizó sobre una muestra compuesta de 300 participantes utilizando el paquete *lavaan*; la composición de las dos muestras se dividió aleatoriamente. Los valores de asimetría y curtosis se apartaban ligeramente de la normalidad, con valores de entre -1.69 a 1.34 y -1.19 a 2.27, respectivamente. Aunque no resulten lo suficientemente extremos, se llevó a cabo un análisis factorial confirmatorio (AFC) con métodos robustos de máxima verosimilitud para datos continuos que se alejan de la normalidad (Byrne, 2008), tanto en el modelo propuesto por el análisis factorial exploratorio como en la estructura factorial sugerida por el autor del instrumento. El ajuste de los modelos se evaluó utilizando los criterios de bondad de ajuste como el índice de ajuste comparativo (CFI), el índice Tucker-Lewis (TLI) y el error cuadrático medio de aproximación de la raíz (RMSEA). Se consideraron como adecuados valores de CFI y TLI superiores a .90 y un RMSEA inferior a .10 (Bentler, 1992). En el proceso de ajuste del modelo, no se consideró la significancia del X^2 , debido a que este criterio puede ser exigente y está influenciado por el tamaño de la muestra (Byrne, 2012). Sin embargo, es posible dividir el X^2 por los grados de libertad, considerando valores entre 2 y 3, o incluso hasta 5, como aceptables (Cupani, 2012). Para este análisis, se puso a prueba el modelo surgido en el análisis factorial exploratorio y el modelo de tres factores de los autores del instrumento. Por último, para analizar las diferencias según género y edad, se utilizaron las pruebas *t* de Student de muestras independientes y ANOVA de un factor, respectivamente. Se evaluó la validez concurrente y discriminante del instrumento mediante el coeficiente de correlación de Pearson, calculando correlaciones positivas o negativas entre el Inventario de Pensamiento Dicotómico,

la Medida Multidimensional de Perfeccionismo (APS-R) y la Escala de Tolerancia a la Ambigüedad Multiestímulo II (MSTAT-II), respectivamente. Para este estudio, se estableció un nivel de significancia de .05, como es habitual en investigaciones en ciencias sociales (Labovitz, 1968).

Resultados

Resultados del Análisis Factorial Exploratorio del DTI en una muestra de adultos argentinos

En primer lugar, se realizó un análisis paralelo con el objetivo de detectar el número adecuado de factores a retener del Inventario de Pensamiento Dicotómico (DTI) sobre la muestra de $n = 170$.

En la Tabla 1, se muestran los autovalores empíricos emergidos del análisis. Al compararlos, solamente los dos primeros autovalores empíricos se hallaban por encima de la media aleatoria, por lo cual, se decidió retener solamente dos factores, como lo sugiere O'Connor (2000).

A partir de lo emergido en el análisis paralelo, se aplicó un criterio de solicitar dos factores para el AFE (Tabla 2), y se obtuvo/el resultado fue una estructura factorial que explicaba el 37% de la varianza. El factor “creencias dicotómicas” explicó un 19%, mientras que el factor “preferencia por la dicotomía” explicó un 18%. La prueba de esfericidad de Bartlett indicó resultados significativos con un $X^2(105) = 617.50, p < .001$. A su vez, el indicador de adecuación del tamaño de la muestra *Kaiser-Meyer-Olkin* demostró ser adecuado (.82). Como se muestra en la Tabla 2, no existían cargas cruzadas mayores a .35 y todos las preguntas cargaban por encima de .36 en su respectivo factor. Solamente los ítems 1 y 6 no cargaban por encima de .35 en ninguno de los dos factores. Posteriormente, se realizó un segundo AFE para reevaluar la estructura factorial del instrumento y se eliminaron los ítems 1 y 6 por su baja carga (Tabla 3). Los resultados

mostraron una adecuación significativa del modelo $X^2(78) = 493.56, p < .001$ y un KMO total de .82.

Resultados del análisis factorial confirmatorio del DTI en una muestra de adultos argentinos

Al poner a prueba el modelo sugerido por el AFE, se excluyeron los ítems 1 y 6 debido a que no alcanzaron el punto de corte establecido para su carga factorial de .35 (Kline, 2015; Matsunaga, 2010). En la Tabla 4 se pueden observar los resultados del análisis factorial confirmatorio. El ajuste del modelo propuesto por el AFE (Modelo 1) resultó adecuado con un CFI de .923, TLI .906 y RMSEA = .055. Los resultados del Modelo 2 (Oshio, 2012) indicaron un ajuste levemente menos aceptable de RMSEA = .052, CFI = .901 y TLI = .881. Por dicho motivo, la validez se analizó con el modelo 1.

Tabla 1

Análisis paralelo del DTI en una muestra de adultos argentinos.

	Datos reales	Media	Percentil
1	3.29	.57	.68
2	1.12	.46	.53
3	0.43	.37	.45
4	0.24	.29	.36
5	0.19	.22	.28
6	0.17	.16	.21
7	0.03	.09	.15
8	-0.02	.05	.09
9	-0.05	-.01	.03
10	-0.08	-.06	-.03
11	-0.15	-.11	-.08
12	-0.17	-.16	-.13
13	-0.21	-.23	-.18
14	-0.26	-.27	-.23
15	-0.29	-.33	-.26

Tabla 2

Análisis factorial exploratorio del DTI en una muestra de adultos argentinos.

	Factor1	Factor2
Item 1		
Item 2	.61	
Item 3		.43
Item 4		.51
Item 5	.80	
Item 6		
Item 7		.51
Item 8	.55	
Item 9		.69
Item 10		.43
Item 11	.56	
Item 12	.36	
Item 13		.60
Item 14	.78	
Item 15		.59

Nota. Se omiten las cargas factoriales menores a .35.

Tabla 3

Segundo análisis factorial exploratorio del DTI sin preguntas 1 y 6 en una muestra de adultos argentinos.

	Factor1	Factor2
Item 2	.59	
Item 3		.43
Item 4		.52
Item 5	.80	
Item 7		.50
Item 8	.53	
Item 9		.67
Item 10		.44
Item 11	.53	
Item 12	.36	
Item 13		.60
Item 14	.73	
Item 15		.58

Nota. Se omiten las cargas factoriales menores a .35.

Consistencia interna del DTI en una muestra de adultos argentinos

En el estudio actual, el Inventario de pensamiento dicotómico presentó una confiabilidad total de $\alpha = .82$, $\alpha = .72$ y $\alpha = .78$, para las dimensiones de preferencia por la dicotomía, creencias dicotómicas, respectivamente.

Validez concurrente y discriminante del DTI en una muestra de adultos argentinos

Para analizar la validez de la escala, se llevaron a cabo correlaciones de Pearson entre las dimensiones del Pensamiento Dicotómico, la tolerancia a la ambigüedad y el perfeccionismo. Como se puede observar en la Tabla 6, se encontraron correlaciones positivas estadísticamente significativas entre el perfeccionismo y el pensamiento dicotómico en todas sus dimensiones. En relación con la validez discriminante, se obtuvieron correlaciones negativas y estadísticamente significativas entre el pensamiento dicotómico y la tolerancia a la ambigüedad.

Diferencias según género y edad en los puntajes del DTI en una muestra de adultos argentinos

Se realizaron pruebas de *t* de Student para evaluar diferencias por género y análisis de varianza (ANOVAs) e investigar diferencias asociadas a grupos de edad en los niveles de pensamiento dicotómico. Los resultados revelaron diferencias estadísticamente significativas a favor de los hombres, tanto en el puntaje total de la escala ($t = 2.12$, $df = 468$, $p < .05$) como en la dimensión de creencias dicotómicas ($t = 2.19$, $df = 468$, $p < .05$). Sin embargo, no se identificaron diferencias en la dimensión “preferencia por la

Tabla 4

Índices de ajuste de los modelos del Inventario de Pensamiento Dicotómico (DTI) en una muestra de adultos argentinos.

	RMSEA	CFI	TLI	X^2	df	X^2/df	p
Modelo 1 (2 factores)	.055	.932	.900	136.695	64	2.135	.001
Modelo 2 (3 factores) (Oshio, 2012)	.052	.901	.881	156.743	87	1.801	.001

Tabla 5

Análisis factorial confirmatorio del Inventario de Pensamiento Dicotómico (DTI) en una muestra de adultos argentinos.

	Creencias dicotómicas ($\alpha=.78$; $\omega=.76$)	Preferencia por la dicotomía ($\alpha=.72$; $\omega=.70$)
Ítem 2	.87	–
Ítem 5	.88	–
Ítem 8	.75	–
Ítem 11	.86	–
Ítem 12	.74	–
Ítem 14	.72	–
Ítem 3	–	.52
Ítem 4	–	.58
Ítem 7	–	.73
Ítem 9	–	.48
Ítem 10	–	.76
Ítem 13	–	.57
Ítem 15	–	.51
Covarianza entre factores		
Creencias dicotómicas/creencias dicotómicas	1	
Preferencias por la dicotomía	.49**	1

Nota. ** $p < .01$.**Tabla 6**

Estadística descriptiva y coeficientes de correlación entre perfeccionismo, tolerancia a la ambigüedad, y pensamiento dicotómico.

	M (DE)	1	2	3	4
1. Perfeccionismo.	101.18 (16.77)				
2. Tolerancia a la ambigüedad.	41.24 (7.22)	-.31**			
3. Preferencia por la Dicotomía.	31.95 (4.81)	.33**	-.37**		
4. Creencias Dicotómicas.	16.30 (5.80)	.37**	-.32**	.48**	
5. Total Pensamiento Dicotómico.	48.26 (9.14)	.41**	-.40**	.83**	.89**

Nota. ** $p < .01$.

dicotomía”. En cuanto a las diferencias según la edad, la muestra se dividió en tres grupos: adultos jóvenes (18 a 29 años), adultos de mediana edad (30 a 59 años) y adultos mayores (mayores de 60 años) y se realizó una serie de ANOVAs. De acuerdo a los resultados obtenidos en las pruebas de Tukey, no se evidenciaron diferencias significativas entre las medias de las puntuaciones ($p > .05$).

Discusión

El presente estudio tuvo como objetivo principal abordar la estructura factorial, la consistencia interna y la validez del Inventario de Pensamiento Dicotómico (DTI; Oshio, 2009), en nuestra muestra de adultos argentinos.

Con relación a su estructura factorial, los análisis exploratorios y confirmatorios realizados revelaron que un modelo de dos factores presentó un índice satisfactorio en comparación con la estructura de tres factores de la versión japonesa de la escala. En base a estos resultados, la versión argentina del Inventario de Pensamiento Dicotómico se compone de dos dimensiones: creencias dicotómicas (ítems 2, 5, 8, 11, 12, 14) y preferencia por la dicotomía (ítems 3, 4, 7, 9, 10, 13, 15). Excluyendo los ítems cuyas cargas factoriales no resultaron adecuadas, la composición de la dimensión creencias dicotómicas se mantuvo similar a la escala original (con la diferencia del ítem 12: *Prefiero clasificar toda información como útil o inútil para mí*, que en su versión japonesa pertenece a la dimensión pensamiento ganancia-pérdida). A su vez, la dimensión “preferencia por la dicotomía” derivada de este estudio cuenta con tres ítems que integran la dimensión pensamiento ganancia-pérdida en su versión japonesa (ítems 3: *Quiero poder distinguir claramente lo que es seguro de lo que es peligroso*, 9: *Me gusta*

tener en claro cuáles cosas son beneficiosas para mí y cuáles no, 15: *Es mejor cuando las competencias tienen resultados claros*). Las diferencias culturales en la interpretación de conceptos psicológicos pueden haber implicado diferencias en la estructura factorial de la escala (Orcan, 2018; van de Vijver & Tanzer, 2004), principalmente en una cultura oriental como la japonesa. Además, las diferencias también podrían explicarse por la muestra intencional utilizada, lo que sugiere la necesidad de realizar más investigaciones al respecto.

Con relación a la consistencia interna del instrumento, la dimensión creencias dicotómicas presentó un $\alpha = .78$, la dimensión preferencia por la dicotomía demostró un $\alpha = .72$ y la escala en su conjunto mantuvo un valor de $\alpha = .82$. Si se considera que un índice entre .70 y .80 es una estimación adecuada de la consistencia interna (DeVellis, 2012; Kaplan & Saccuzzo, 2006), la escala presentó valores adecuados de consistencia interna en la población estudiada. Los resultados obtenidos en este estudio muestran similitudes con los hallazgos informados en otras investigaciones que aplicaron la misma escala en distintas poblaciones de interés (Jonason et al., 2018; Mieda et al., 2021; Oshio, 2009).

El segundo objetivo del presente estudio consistió en evaluar la validez de la adaptación del Inventario de Pensamiento Dicotómico para su aplicación en la población argentina. En relación a la validez concurrente, se encontraron correlaciones positivas y estadísticamente significativas entre todas las dimensiones del Inventario de Pensamiento Dicotómico y el perfeccionismo. Estos hallazgos concuerdan con los resultados previamente reportados por Oshio (2009) durante el desarrollo del instrumento en su versión japonesa. Al interpretar el entorno en términos de categorías extremas, como *correcto* o *incorrecto*, el pensamiento dicotómico puede propiciar la rigidez cognitiva y fomentar la búsqueda constante de

estándares, ya sean inalcanzables o realistas. De este modo, los resultados obtenidos en el presente estudio apoyan la relación entre el pensamiento dicotómico y la configuración de actitudes perfeccionistas (Stoeber, 2018). A su vez, las correlaciones negativas significativas entre la versión argentina del Inventario de Pensamiento Dicotómico y la tolerancia a la ambigüedad apoyan la validez discriminante del instrumento. En consecuencia, individuos con tendencias de pensamiento absolutista tienden a rechazar estímulos ambiguos en diversas situaciones, lo cual se posiciona como un elemento cognitivo fundamental en la intolerancia a la ambigüedad. Este fenómeno refleja la preferencia por respuestas definitivas a preguntas, en contraposición a tolerar la incertidumbre, la confusión o la ambigüedad (Lauriola et al., 2016).

En relación a las diferencias de género, los resultados revelaron diferencias a favor de los hombres, quienes exhibieron niveles más altos de pensamiento dicotómico en comparación con las mujeres. Estos hallazgos se alinean con investigaciones previas, como los obtenidos por Nguyen (2020), donde las tendencias a creencias dicotómicas se asociaron positivamente con creencias de inflexibilidad, más altas en la población masculina. Contrariamente a los hallazgos de investigaciones anteriores, que señalaron que la edad modera los efectos del pensamiento dicotómico o sugirieron que un constructo estrechamente vinculado con dicho tipo de pensamiento, como el perfeccionismo, tiende a disminuir con el paso de los años, en el presente estudio no se observaron diferencias significativas en los niveles de pensamiento dicotómico en función de la edad de los participantes (Dibb-Smith et al., 2019; Oshio et al., 2016).

En conclusión, los resultados del presente estudio sugieren que el Inventario de Pensamiento Dicotómico mantiene propiedades psicométricas adecuadas en una muestra de adultos argentinos,

aunque destaca una estructura factorial diferente, compuesta por dos factores. Se reconocen ciertas limitaciones, a pesar del significativo aporte que la adaptación del Inventario de Pensamiento Dicotómico al español brinda al estudio de este constructo en la población argentina. La elección de un método de recolección de datos intencional, llevado a cabo de manera *online* y limitado a residentes del Gran Buenos Aires y Ciudad Autónoma de Buenos Aires, Argentina, no asegura la validez intercultural de la escala. La estructura factorial final del instrumento podría haberse visto afectada por la composición demográfica de la muestra (Tabachnick & Fidell, 2013). Aunque se examinaron diferencias de género y edad, no se examinó la invarianza métrica a este respecto. Otra limitación es que la ausencia de adaptaciones culturales y lingüísticas previas en español impidió la comparación de nuestra versión de la escala con otras poblaciones hispanohablantes. Por otra parte, todos los datos se recogieron con el autoinforme, el cual tiene conocidas limitaciones. Finalmente, los datos se recogieron de forma *online*, lo cual puede introducir sesgos en las respuestas al no estar presente un responsable de la investigación para evacuar dudas de los participantes. Para abordar estas limitaciones, se sugiere que los futuros estudios expandan sus muestras a diversos países hispanohablantes recogidas en forma aleatoria y empleando otras técnicas de recolección de datos, además del autoinforme. También se debería controlar mediante grupos focales aquellas preguntas que tuvieron baja carga factorial para explorar el significado que los sujetos le dan a las mismas. Asimismo, se alienta a explorar el uso de otras técnicas de análisis de datos, como el modelo factorial dinámico y comparaciones transculturales, como una posible vía para profundizar en la comprensión de la estructura subyacente del instrumento, así como para evaluar su consistencia y la estabilidad temporal del constructo estudiado.

Finalmente, a pesar de las limitaciones mencionadas, la versión propuesta por esta investigación del Inventario de Pensamiento Dicotómico presenta evidencia de niveles adecuados de confiabilidad y validez. Ya que se lo considera una herramienta válida, confiable y breve, y dada la relevancia psicosocial de este constructo, futuras investigaciones podrían explorar su aplicación en diversos contextos, tanto en el ámbito clínico como en la investigación académica.

Referencias

- Arana, F. G., Keegan, E., & Rutzstein, G. (2009). Adaptación de una medida multidimensional de perfeccionismo: La Almost Perfect Scale-Revised (APS-R). Un estudio preliminar sobre sus propiedades psicométricas en una muestra de estudiantes universitarios argentinos. *Revista Evaluar*, 9(1), 35-53. <https://doi.org/10.35670/1667-4545.v9.n1.463>
- Arquero, J. L., & McLain, D. L. (2010). Preliminary validation of the Spanish version of the Multiple Stimulus Types Ambiguity Tolerance Scale (MSTAT-II). *The Spanish Journal of Psychology*, 13(1), 476-484. <https://doi.org/10.1017/s1138741600004029>
- Beck, A. T. (1963). Thinking and depression: I. Idiosyncratic content and cognitive distortions. *Archives of General Psychiatry*, 9(4), 324-333. <https://doi.org/10.1001/archpsyc.1963.01720160014002>
- Beck, A. T. (1967). *Depression: Clinical, experimental and theoretical aspects*. Harper and Row.
- Beck, A. T., Freeman, A., & Davis, D. D. (2004). *Cognitive therapy of personality disorders* (2nd ed.). The Guilford Press.
- Bentler, P. M. (1992). On the fit of models to covariances and methodology to the Bulletin. *Psychological Bulletin*, 112(3), 400-404. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.112.3.400>
- Bodenhausen, G. V., Kang, S. K., & Peery, D. (2012). Social categorization and the perception of social groups. In S. T. Fiske & C. N. Macrae (Eds.), *The SAGE Handbook of Social Cognition* (pp. 311-329). Sage. <https://doi.org/10.4135/9781446247631>
- Bonfá-Araujo, B., Oshio, A., & Hauck-Filho, N. (2022). Seeing things in black and white: A scoping review on dichotomous thinking style. *Japanese Psychological Research*, 64(4), 461-472. <https://doi.org/10.1111/jpr.12328>
- Brown, T. A. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. The Guilford Press.
- Budner, S. (1962). Intolerance of ambiguity as a personality variable. *Journal of Personality*, 30(1), 29-50. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6494.1962.tb02303.x>
- Byrne, B. M. (2008). Factor analysis: Confirmatory. *Wiley Encyclopedia of Clinical Trials*, 1-7. <https://doi.org/10.1002/9780471462422.eoc946>
- Byrne, B. M. (2012). *Structural equation modeling with Mplus: Basic concepts, applications, and programming*. Routledge. <https://doi.org/10.4324/9780203807644>
- Cupani, M. (2012). Análisis de ecuaciones estructurales: Conceptos, etapas de desarrollo y un ejemplo de aplicación. *Revista Tesis*, 2, 186-199. <https://rdu.unc.edu.ar/handle/11086/22039>
- DeVellis, R. (2012). *Scale development: Theory and applications*. Sage.
- Dibb-Smith, A. E., Brindal, E., Chapman, J., & Noakes, M. (2019). A mixed-methods investigation of psychological factors relevant to weight maintenance. *Journal of Health Psychology*, 24(4), 440-452. <https://doi.org/10.1177/1359105316678053>
- Dugas, M. J., Gosselin, P., & Ladouceur, R. (2001). Intolerance of uncertainty and worry: Investigating specificity in a nonclinical sample. *Cognitive Therapy and Research*, 25(5), 551-558. <https://doi.org/10.1023/A:1005553414688>
- Grenier, S., Barrette, A. -M., & Ladouceur, R. (2005). Intolerance of uncertainty and intolerance of ambiguity: Similarities and differences. *Personality and Individual Differences*, 39(3), 593-600. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2005.02.014>

- Guglielmo, S. S. (2015). Cognitive distortion: Propositions and possible worlds. *Journal of Rational-Emotive & Cognitive-Behavior Therapy*, 33(1), 53-77. <https://doi.org/10.1007/s10942-014-0202-7>
- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, 30(2), 179-185. <https://doi.org/10.1007/bf02289447>
- International Test Commission. (2017). *The ITC guidelines for translating and adapting tests* (2nd ed.). <https://www.intestcom.org>
- Jonason, P. K., Oshio, A., Shimotsukasa, T., Mieda, T., Csathó, A., & Sitnikova, M. (2018). Seeing the world in black or white: The Dark Triad traits and dichotomous thinking. *Personality and Individual Differences*, 120, 102-106. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2017.08.030>
- Kaplan, R. M., & Saccuzzo, D. P. (2006). *Pruebas psicológicas. Principios, aplicaciones y temas* (6th ed.). Thomson.
- Kline, R. B. (2015). *Principles and practice of structural equation modeling* (4th ed.). Guilford.
- Lauriola, M., Foschi, R., Mosca, O., & Weller, J. (2016). Attitude toward ambiguity: Empirically robust factors in self-report personality scales. *Assessment*, 23(3), 353-373. <https://doi.org/10.1177/1073191115577188>
- Labovitz, S. (1968). Criteria for selecting a significance level: A note on the sacredness of .05. *The American Sociologist*, 3(3), 220-222. <http://www.jstor.org>
- Lorenzo-Seva, U. (2013). *Why rotate my data using Promin?* (Technical Report). Department of Psychology, Universitat Rovira i Virgili, Tarragona. <https://www.psicologia.urv.cat/ca>
- Matsunaga, M. (2010). How to factor-analyze your data right: Do's, don'ts, and how-to's. *International Journal of Psychological Research*, 3(1), 97-110. <https://doi.org/10.21500/20112084.854>
- Mieda, T., Taku, K., & Oshio, A. (2021). Dichotomous thinking and cognitive ability. *Personality and Individual Differences*, 169, 110008. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2020.110008>
- Muñiz, J., Elosua, P., & Hambleton, R. K. (2013). Directrices para la traducción y adaptación de los tests: Segunda edición [International Test Commission Guidelines for test translation and adaptation: Second edition]. *Psicothema*, 25(2), 151-157. <https://doi.org/10.7334/psicothema2013.24>
- Namatame, H., Ueda, H., & Sawamiya, Y. (2015). Development of emotional intelligence through stress experiences: The role of dichotomous thinking. *Journal of Health Science*, 5(2), 42.
- Nguyen, N. (2020). Relationships between dichotomous thinking and other cognitive distortions. *Undergraduate Psychology Research Methods Journal*, 1(22), Art. 5. https://digitalcommons.lindenwood.edu/psych_journals
- O'Connor, B. P. (2000). SPSS and SAS programs for determining the number of components using parallel analysis and Velicer's MAP Test. *Behavior Research Methods, Instrumentation, and Computers*, 32(3), 396-402. <https://doi.org/10.3758/bf03200807>
- Orcan, F. (2018). Exploratory and confirmatory factor analysis: Which one to use first? *Journal of Measurement and Evaluation in Education and Psychology*, 9(4), 414-421. <https://doi.org/10.21031/epod.394323>
- Oshio, A. (2009). Development and validation of the Dichotomous Thinking Inventory. *Social Behavior and Personality: An International Journal*, 37(6), 729-741. <https://doi.org/10.2224/sbp.2009.37.6.729>
- Oshio, A. (2010). Characteristics of the Dichotomous Thinking Inventory Japanese version: Review of scale development process and relations with aspects of everyday life. *Journal of the College of Humanities (Chubu University)*, 23, 45-57.
- Oshio, A. (2012). The relationship between dichotomous thinking and music preferences among Japanese undergraduates. *Social Behavior and Personality: An International Journal*, 40(4), 567-574. <https://doi.org/10.2224/sbp.2012.40.4.567>
- Oshio, A., & Meshkova, T. (2012). Eating disorders, body image, and dichotomous thinking among Japanese and Russian college women. *Health*, 4(7), 392-399. <https://doi.org/10.4236/health.2012.47062>

- Oshio, A., Mieda, T., & Taku, K. (2016). Younger people, and stronger effects of all-or-nothing thoughts on aggression: Moderating effects of age on the relationships between dichotomous thinking and aggression. *Cogent Psychology*, 3(1), 1244874. <https://doi.org/10.1080/23311908.2016.1244874>
- Palascha, A., van Kleef, E., & van Trijp, H. C. M. (2015). How does thinking in black and white terms relate to eating behavior and weight regain? *Journal of Health Psychology*, 20(5), 638-648. <https://doi.org/10.1177/1359105315573440>
- Slaney, R. B., Rice, K. G., Mobley, M., Trippi, J., & Ashby, J. S. (2001). The Revised Almost Perfect Scale. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 34(3), 130–145. <https://doi.org/10.1080/07481756.2002.12069030>
- Stoeber, J. (2018). The psychology of perfectionism: An introduction. In J. Stoeber (Ed.), *The psychology of perfectionism: Theory, research, applications* (pp. 3–16). Routledge/Taylor & Francis Group.
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2013). *Using Multivariate Statistics (6th ed.)*. Pearson
- Ueno, Y., Mieda, T., & Oshio, A. (2017). Correlations between factors characteristic of competitive sports and dichotomous thinking. *Journal of Health Psychology Research*, 30(1). <https://doi.org/10.11560/jhpr.161124063>
- van de Vijver, F., & Tanzer, N. K. (2004). Bias and equivalence in cross-cultural assessment: An overview. *European Review of Applied Psychology / Revue Européenne de Psychologie Appliquée*, 54(2), 119–135. <https://doi.org/10.1016/j.erap.2003.12.004>
- Veen, G., & Arntz, A. (2000). Multidimensional dichotomous thinking characterizes borderline personality disorder. *Cognitive Therapy and Research*, 24(1), 23–45. <https://doi.org/10.1023/A:1005498824175>