

# Invarianza factorial del cuestionario How I Think en adolescentes peruanos según el sexo

## Factorial invariance according to sex of the How I Think Questionnaire in Peruvian adolescents

Walter L. Arias Gallegos<sup>1</sup>, Renzo Rivera<sup>2</sup>, María Elena Rojas Zegarra<sup>3</sup>,

Jenny Adeli Geldres García<sup>4</sup>, Marlene Alejandra Starke Moscoso<sup>5</sup>

y Evert Nazareth Apaza Bejarano<sup>6</sup>

<sup>1</sup> Universidad Católica San Pablo, Perú.

<https://orcid.org/0000-0002-4183-5093>. E-mail: [warias@ucsp.edu.pe](mailto:warias@ucsp.edu.pe).

<sup>2</sup> Universidad Católica San Pablo, Perú.

<https://orcid.org/0000-0002-4976-9952>. E-mail: [crrivera@ucsp.edu.pe](mailto:crrivera@ucsp.edu.pe).

<sup>3</sup> Universidad Nacional de San Agustín de Arequipa, Perú.

<https://orcid.org/0000-0002-5365-8469>. E-mail: [mrojasze@unsa.edu.pe](mailto:mrojasze@unsa.edu.pe).

<sup>4</sup> Universidad Nacional de San Agustín de Arequipa, Perú.

<https://orcid.org/0000-0002-8973-884X>. E-mail: [jgeldresga@unsa.edu.pe](mailto:jgeldresga@unsa.edu.pe).

<sup>5</sup> Universidad Nacional de San Agustín de Arequipa, Perú.

<https://orcid.org/0000-0002-5153-8615>. E-mail: [mstarke@unsa.edu.pe](mailto:mstarke@unsa.edu.pe).

<sup>6</sup> Universidad Nacional de San Agustín de Arequipa, Perú.

<https://orcid.org/0000-0002-9336-609X>. E-mail: [eapazabe@unsa.edu.pe](mailto:eapazabe@unsa.edu.pe).

Universidad Católica San Pablo y Universidad Nacional de San Agustín  
Arequipa, Perú

### Resumen

Desde el surgimiento de la psicología cognitiva, las cogniciones han tomado gran relevancia para explicar una gran variedad de fenómenos psicológicos. Un constructo que ha sido empleado en el ámbito clínico y forense es el de las distorsiones cognitivas que tiene poder predictivo sobre la conducta violenta. Las distorsiones cognitivas se definen como cogniciones irracionales y negativas: pensamiento egocéntrico, culpar a los demás, minimización y asumir lo peor. Para evaluar las distorsiones cognitivas se ha empleado el cuestionario How I Think (“Cómo pienso”), que ha sido validado para población hispa-

noparlante, pero no contaba con una versión validada en Perú. La presente investigación tuvo como objetivo analizar las propiedades psicométricas de una prueba que evalúa las distorsiones cognitivas en una muestra de adolescentes de la ciudad de Arequipa, Perú. Se evaluó a 2803 estudiantes nivel secundario (48.9 % mujeres y 51.1 % varones) entre 13 y 19 años, a través del cuestionario How I Think de Barriga y Gibbs (1996). El procesamiento psicométrico implicó el análisis de la validez por medio del análisis factorial confirmatorio, la confiabilidad por el método de consistencia interna y la invarianza factorial según el sexo. Los resultados psicométricos indican que la prueba tiene validez de constructo con tres

factores: culpar a los demás/asumir lo peor, la minimización y el egocentrismo. También tiene índices de confiabilidad adecuados y no presenta sesgos entre varones o mujeres. Se concluye que el cuestionario How I Think es un instrumento válido y confiable para evaluar a los adolescentes peruanos, aunque presenta variaciones con respecto a su estructura original.

*Palabras clave:* distorsiones cognitivas; psicometría; psicología cognitiva; invarianza factorial

## Abstract

Since the consolidation of the cognitive psychology and its diffusion around the world, the cognitions have taken a place of great relevance in order to explain a large variety of psychological events and phenomena. Nowadays the cognitive psychology is the dominant paradigm in the wide world of psychology, including obviously the Ibero-american countries. One construct that had been used in the field of clinical and forensic psychology is related to cognitive distortions, which have predictive power over the violent and aggressive behavior in children, adolescents, and adult people (Peña & Andreu, 2012). The cognitive distortions can be defined as a kind of negative and irrational cognitions (Ellis, 1999) that are used to explain or justify the aggressive behavior, and they are also linked to delinquent behavior (Roncero et al., 2016). Cognitive distortions can be classified in two types: self-serving and self-debasing cognitive distortions. In the first case, there are four types of self-serving cognitive distortions: Self-centered, Blaming others, Minimizing/Mislabeling, and Assuming the worst. In the second case, there are also four self-debasing cognitive distortions: Catastrophizing, Overgeneralizing, Personalizing, and Selective abstraction. Both types have great influence in people's beliefs, emotions, attitudes, and behaviors (Barriga et al., 2008). Several instruments have been applied to measure cognitive

distortions. Some of them are orientated to measure the self-serving cognitive distortions and some others are orientated to measure the self-debasing type, such as The Cognitive Errors Questionnaire or The Automatic Thoughts Questionnaire. One of the most used tests to assess the self-serving cognitive distortions is the How I Think Questionnaire, that has been validated in Spanish-speaking population such as Spain, with adequate goodness of fit indexes and reliability; but there is not a validated version in Peru (Rojas et al., 2019). The present research pretends to analyze the psychometrical properties of the How I Think Questionnaire, a mental test that measures the cognitive distortions. Following that aim, this instrument was applied in a sample of adolescents from Arequipa (Peru), comprised of 2 803 middle and upper High School students (48.9 % female and 51.1 % male) between 13 and 19 years old. The version used of the How I Think Questionnaire was the one developed and validated by Barriga and Gibbs (1996), which has 54 items with five levels of Likert's scale response. The psychometrical process implies the analysis of validity by confirmatory factor analysis, reliability by the internal consistency method, and factorial invariance according to the sex of the adolescents that participated in the sample. The psychometrical results indicate that the How I Think Questionnaire possesses construct validity with three factors: Blaming others/Assuming the worst (which contains two factors from the original version), Minimizing and Self-Centered. It also has adequate reliability indexes, estimated by McDonald's Omega Test, and there are no trends to male or female scores according to the factorial invariance applied, taking sex as a comparison criterion. It is concluded that the How I Think Questionnaire is a valid and reliable instrument to assess Peruvian adolescents who live in Arequipa, although it presents some variations compared to its original structure. And the How I Think Questionnaire can be applied in male and female adolescents from Arequipa without the

risk of biased scores. However, it is recommendable to perform new psychometric studies that include adolescent's samples from all of Peru to obtain a standardized version for the Peruvian population that could be used in several fields of psychological work. The version presented in this research is a useful instrument to assess cognitive distortions in educational, social, and forensic psychology, by mental health specialists in Arequipa Metropolitan City.

**Keywords:** cognitive distortions; psychometrics; cognitive psychology; factorial invariance

## Introducción

De acuerdo con los modelos cognoscitivos, la psicopatología puede ser explicada en gran medida, por las creencias irracionales, distorsiones cognitivas y esquemas negativos de pensamiento que determinan nuestros modos de razonar, de ser y de actuar (Ellis, 1999). En ese sentido, las teorías cognitivas han desarrollado diversos procedimientos terapéuticos que se enfocan en atender las formas distorsionadas en que son interpretados los acontecimientos vividos por las personas que padecen trastornos psicológicos (Beck et al., 1983; Ellis y Grieger, 1981). De este modo, las distorsiones cognitivas ocupan un lugar central en la etiología de las conductas desviadas, pues son las responsables de desencadenar respuestas fisiológicas, afectivas y conductuales alteradas.

Muchas de estas conductas suelen tener una cuota de agresión muy importante, como en el caso del acoso escolar (Rivera, 2018) y de la violencia de pareja, sea durante el noviazgo en la adolescencia (Fernández et al., 2019) o en el matrimonio durante la vida adulta (Amor et al., 2009). En ese sentido, en diversos estudios han quedado demostradas fuertes asociaciones entre la conducta agresiva y las distorsiones cognitivas (Roncero et al., 2016). Asimismo, el binomio alteraciones cognitivas-conducta agresiva puede manifestarse desde la niñez y

la adolescencia (Garaigordobil, 2005; Garaigordobil et al., 2005), y suele estar mediado por diversas variables sociofamiliares (Arias, 2013). Es así que la dinámica familiar puede ser un potente predictor de la conducta antisocial (Rivera y Cahuana, 2016), y de los desórdenes afectivos en los adolescentes (Rivera, et al., 2018). El binomio cognición-agresión sugiere que las conductas agresivas están mediadas por distorsiones cognitivas, por lo que su estudio y valoración tienen gran relevancia en un sentido preventivo y para una intervención psicológica eficaz (Garaigordobil, 2004).

Ahora bien, Barriga y Gibbs (1996) señalan que las distorsiones cognitivas son actitudes, pensamientos y creencias irracionales que pueden servir para justificar la conducta agresiva. Por ello, las distorsiones cognitivas son autosirvientes (*self-serving*). Además, pueden explicar, como se ha reportado en varios estudios, un amplio rango de conductas agresivas y delictivas en adolescentes (Andreu et al., 2012, 2013; Dodge y Coie, 1987), así como alteraciones psiquiátricas en niños (Dodge et al., 1997).

En tal sentido, las distorsiones cognitivas pueden ser adquiridas como esquemas maladaptativos tempranos desde la niñez (Pedroza et al., 2019). Young (2005), por ejemplo, ha planteado una clasificación de esquemas maladaptativos que juegan un rol causal en la aparición de diversas manifestaciones psicopatológicas agrupadas en cinco dominios y 18 esquemas desadaptativos: el dominio desconexión-rechazo comprende los esquemas de abandono, desconfianza, privación emocional, privación de cuidados, privación de empatía, privación de protección, defectuosidad y aislamiento social; el dominio de deterioro de la autonomía comprende la dependencia, la vulnerabilidad al daño, el apego confuso y el fracaso; el dominio límites insuficientes comprende grandiosidad e insuficiente autocontrol; el dominio orientación hacia otros comprende autosacrificio, búsqueda de aprobación y subyugación, y, por último, el

dominio sobrevigilancia que comprende negatividad, castigo, metas inalcanzables e inhibición emocional. Varios de estos esquemas se han asociado con trastornos mentales como depresión, ansiedad, consumo de sustancias, trastornos alimentarios y conductas agresivas o violentas (Pedroza et al., 2019; Seperak et al., 2018).

En consecuencia, las distorsiones cognitivas constituyen esquemas maladaptativos, que permiten al agresor protegerse a través de la minimización del daño que provoca y neutralizar la empatía y la culpa que puede sentir en relación con sus actos agresivos. Las distorsiones cognitivas pueden, además, según el modelo teórico de Barriga et al. (2008), categorizarse en cuatro tipos: uno primario y otros tres que cumplen un rol secundario y tienen por función proteger la imagen personal de los agresores, aliviar el malestar que sienten por los actos perjudiciales que ejecutan y liberarlos de las responsabilidades derivadas de sus acciones. Así pues, se observa: (1) el pensamiento egocéntrico, que es el elemento cognitivo primario que implica falta de empatía y carencia de reflexión sobre las consecuencias de los propios actos con respecto a los demás (distorsión primaria), y otras tres distorsiones cognitivas secundarias: (2) culpar a los demás, lo cual supone que el individuo responsabiliza de sus agresiones a las circunstancias o a los demás, le permite tener un alivio temporal, y evita la experimentación de sentimientos culpa, lo que a su vez podrían hacer que se sienta humillado, débil o inferior; (3) la minimización, que implica que el agresor desacredita a la víctima y supone que sus acciones, no solo no son perjudiciales, sino más bien son inofensivas o menos graves de lo que parecen; y (4) asumir lo peor, es el cuarto tipo de distorsión cognitiva, y se refiere a las atribuciones que hace el agresor, al ubicar a la víctima en el peor escenario posible, de modo que haría imposible que pueda evitar las agresiones (Barriga y Gibbs, 1996).

Asimismo, también existen cuatro tipos de distorsiones cognitivas calificadas como auto-

humillantes (*self-debasing*), en las que el individuo se justifica de sus acciones, pero a través de mecanismos opuestos a los autosirvientes (Peña y Andreu, 2012). Estas distorsiones serían también cuatro: (1) la abstracción selectiva, que implica focalizarse solamente en los aspectos negativos de los acontecimientos; (2) la generalización, que implica considerar un evento negativo como representativo de otros eventos futuros semejantes; (3) el catastrofismo, que supone tener expectativas que se ubican en el peor escenario posible; y (4) la personalización, que consiste en atribuir los eventos negativos a causas relacionadas con las características físicas o psicológicas de la propia persona (Ara, 2016).

Diversas investigaciones han dado validez heurística a este modelo teórico y la tipología subyacente de las distorsiones cognitivas. En ese sentido, se ha reportado que las distorsiones cognitivas autosirvientes se relacionan con las conductas externalizantes que implican violencia y agresiones, evidenciables en las interacciones con otros (Barriga et al., 2000). Las distorsiones cognitivas autohumillantes se relacionan con conductas internalizantes, tales como la ansiedad y la depresión (Ara, 2016). Por ejemplo, Barriga, Hawkins y Camelia (2008) han reportado que las distorsiones cognitivas autohumillantes se encuentran asociadas significativamente con las conductas internalizantes, mientras que las distorsiones autosirvientes se encuentran asociadas con las conductas delictivas. Además, entre las diferentes distorsiones cognitivas autosirvientes, las investigaciones señalan que el pensamiento egocéntrico es un fuerte predictor de la agresión proactiva o deliberada, mientras que el culpar a los demás predice, de forma significativa, la agresión reactiva, es decir, aquella que ocurre como respuesta a una provocación (Peña y Andreu, 2012).

A pesar del peso predictivo que poseen las distorsiones cognitivas como constructos teóricos relevantes para explicar las conductas externalizantes e internalizantes, en el Perú no

existían estudios sobre estas variables cognitivas. Los estudios cognitivos se han centrado más en escenarios educativos que en los contextos clínicos. Sin embargo, se han realizado estudios sobre los esquemas mentales de las mujeres que son víctimas de violencia doméstica (Huerta et al., 2016) y de los adolescentes que presentan conductas desadaptativas (Seperak et al., 2018). En ambos casos, el constructo de esquema mental, si bien es parte de las teorías cognitivas que refieren ideas irracionales, no responde al modelo de las distorsiones cognitivas en el que se basa el presente estudio, aunque cuenta con antecedentes previos de investigación aplicada en el terreno educacional.

De hecho, en una investigación previa se ha determinado que el Cuestionario de Esquemas Maladaptativos de Young, tras ser aplicado a una muestra de adolescentes peruanos, cuenta con un valor KMO de .983, una estructura interna de 11 factores que explican el 45 % de la varianza total de la prueba e índices de confiabilidad de .912 calculados mediante la prueba alfa de Cronbach (Seperak et al., 2018). Otra prueba que mide constructos relacionados con distorsiones cognitivas, y que ha sido aplicado en Perú, es el Dirty Dozen Dark Triad que valora tres rasgos cognitivos como maquiavelismo, psicopatía y narcisismo. El análisis factorial confirmatorio arrojó una estructura de tres factores oblicuos como el modelo con mejores índices de bondad de ajuste, además de valores adecuados para la confiabilidad y una baja invarianza factorial en función del sexo de los participantes (Copez-Lonzoy et al., 2019).

La carencia de estudios sobre las distorsiones cognitivas, según el modelo teórico de Barriga y Gibbs (1996), puede deberse a que los modelos teóricos cognitivos no se han focalizado en contextos clínicos ni en trabajos psicométricos que introduzcan la teoría de estos autores y que poseen poder predictivo sobre las conductas agresivas. Pero, además, las conductas agresivas suelen explicarse más por mecanismos psicosociales propios de la

cultura peruana, tanto en la violencia contra la mujer (Castro et al., 2017; Miljánovich et al., 2013) como en la violencia perpetrada por adolescentes (Corcuera et al., 2010). En ese sentido, los estudios sobre la conducta agresiva de los adolescentes peruanos se han centrado más en las variables familiares (Matalinares et al., 2010; Mayorga y Ñiquen, 2010) que, si bien constituyen el marco de fondo dentro del cual se forjan las cogniciones y las reacciones socioafectivas, no permiten anclar la conducta agresiva a las manifestaciones individuales de los adolescentes.

En ese sentido, en cuanto a las variables psicológicas de los adolescentes peruanos, los estudios realizados en Lima indican que aproximadamente un 2 % de una muestra de 908 estudiantes de nivel secundario, entre 11 y 18 años, presentan problemas de conducta (Majluf, 1999). También se ha reportado que los adolescentes, sobre todo los que provienen de los estratos sociales más bajos, incurren en conductas de pandillaje desde los 12 años, de los cuales un 85 % tienen casos judicializados, y reinciden en conductas delictivas cada vez más graves (Herrera y Morales, 2005). Además, en otro estudio se refiere a que los escolares que están involucrados en conductas de acoso escolar carecen de habilidades sociales y su conducta está orientada hacia el poder (Velásquez et al., 2009), a lo que se suma el consumo de alcohol que, entre los adolescentes, es una práctica bastante difundida (Corcuera et al., 2010). En la ciudad de Arequipa, donde se realizó el presente estudio, algunas investigaciones han reportado que las conductas de acoso en el colegio pueden estar influidas por las interacciones con sus pares (Bellido et al., 2016) y que los escolares no tienen un proyecto de vida definido (Huamani y Ccori, 2016). También se ha observado que la satisfacción con la vida y los estilos de afrontamiento predicen de forma significativa sus propósitos vitales (Huamani et al., 2018), aspecto fundamental que les toca resolver en esta etapa de la vida. Pero un dato alarmante es que hasta un 41.1 % de una muestra de 1

225 adolescentes arequipeños entre 11 y 18 años presentan indicadores significativos de depresión (Rivera et al., 2018).

Otro factor que podría explicar la falta de investigaciones sobre las distorsiones cognitivas en el Perú es la carencia en nuestro medio, tanto local como nacional, de instrumentos validados y estandarizados para medir estas variables, a pesar de que, desde hace algunas décadas atrás, existen varios instrumentos que miden las distorsiones cognitivas como el Cuestionario de Errores Cognitivos (Lefebvre, 1981), la Escala de Actitudes Disfuncionales (Weissman, 1979), el Cuestionario de Pensamientos Automáticos (Hollon y Kendall, 1980), la Escala de Distorsiones Cognitivas (Briere, 2001), el Inventario de Distorsiones Cognitivas (Yurica y Di Tomasso, 2002), o el Cuestionario de Esquemas Maladaptativos (Young, 2005).

En ese sentido, el objetivo del presente estudio es analizar las propiedades psicométricas del cuestionario How I Think (HIT, "Cómo pienso") de Barriga y Gibbs (1996) para evaluar las distorsiones cognitivas de los adolescentes. Este cuestionario valora las distorsiones cognitivas autosirvientes y fue diseñado según el modelo teórico propuesto por los autores mencionados. Los resultados de su aplicación, que fue validado en una muestra de adolescentes estadounidenses con conductas antisociales, reportaron índices de confiabilidad adecuados que fueron obtenidos mediante el método test-retest. Además, la validez de constructo ratificó la tipología de cuatro categorías, además de que se obtuvieron valores adecuados de validez convergente y predictiva.

Esta prueba fue también validada en adolescentes hispanoparlantes por Peña, Andreu, Barriga y Gibbs (2014), quienes lo aplicaron a una muestra de 1 490 adolescentes españoles entre 11 y 19 años. Se reportó una estructura de seis factores con óptimos índices de bondad de ajuste por medio del análisis factorial confirmatorio y con índices de confiabilidad superiores a .7 en todos los factores, calculados

mediante el método de consistencia interna y la prueba alfa de Cronbach. Otros estudios alrededor del mundo han reportado adecuados valores psicométricos de este cuestionario. Ara (2016), por ejemplo, ha validado tanto las distorsiones cognitivas autohumillantes del HIT, como las distorsiones cognitivas autosirvientes que reportan, que tras aplicar el instrumento en 283 adolescentes de Kashmir, el análisis factorial exploratorio arrojó cuatro factores que explicaban el 52.99 % de la varianza total de la prueba y que la confiabilidad estimada con la prueba alfa de Cronbach tuvo un índice de .85 (Ara et al., 2015). En el estudio psicométrico de Mohammad et al. (2013) se reportó que, en los adolescentes de Malasia, en el que fue aplicado el cuestionario HIT, el análisis factorial exploratorio obtuvo 11 factores que explicaban el 74.1 % de la varianza total, pero un análisis factorial de segundo orden, en el que se eliminaron varios ítems, arrojó cuatro factores resultantes con índices de confiabilidad de .9.

En Perú, se ha reportado que las medidas del cuestionario HIT se correlacionan de forma moderada con la agresión proactiva que evalúa el cuestionario de Agresión Reactiva/Proactiva (Rojas et al., 2019), pero se desconocen propiedades psicométricas importantes como la invarianza factorial por sexos, medida que es importante, pues las distorsiones cognitivas presentan cierta variabilidad entre varones y mujeres. En tal sentido, Capuano (2011, citado por Peña y Andreu, 2012) ha reportado que los varones delincuentes presentan mayores distorsiones cognitivas autosirvientes y agresión social, en comparación con las mujeres del mismo grupo etario (10 a 19 años). El estudio de Larden et al. (2006) con una muestra de adolescentes de nivel secundario y otra muestra con adolescentes que están centros de correccionales, encontró que las mujeres presentan menos distorsiones cognitivas autosirvientes que sus pares varones y se vinculan en menor medida en actos violentos. Otros estudios realizados en Perú no reportaron variaciones en función del

sexo tras utilizar pruebas que miden esquemas maladaptativos (Seperak et al., 2018) o rasgos cognitivos negativos de personalidad (Copez-Lonzoy et al., 2019).

En tal sentido, en el presente estudio se pretende valorar la validez, la confiabilidad y la invarianza factorial del cuestionario HIT según el sexo, en una muestra de adolescentes de la ciudad de Arequipa, en Perú. Para ello, se plantea como hipótesis que: (1) dicho cuestionario cuenta con validez de constructo estimado por el análisis factorial confirmatorio; (2) tiene adecuados índices de confiabilidad calculados mediante el método de consistencia interna; y (3) no mostraría variaciones diferenciales entre varones y mujeres, estimada mediante al análisis de invarianza que toma como base los estudios relacionados indirectamente, con muestras de Perú.

## Método

El presente estudio es de tipo instrumental y pretende valorar las propiedades psicométricas de un instrumento psicológico de medida (Ato et al., 2013).

### Participantes

La muestra estuvo conformada por 2803 estudiantes de nivel secundario de la ciudad de Arequipa, de los cuales, el 48.9 % de los participantes fueron mujeres con edades entre los 13 y 19 años ( $M = 15.72$ ;  $DE = .817$ ), y el 51.1 % varones con edades entre los 13 y 19 años ( $M = 15.81$ ;  $DE = .878$ ). Los estudiantes que conforman la muestra pertenecen a un nivel socioeconómico medio. La selección de los participantes fue mediante métodos no probabilísticos por medio de la técnica de grupos intactos (Hernández et al., 2010), de diversas escuelas públicas y privadas de Arequipa.

### Instrumentos

Se aplicó el cuestionario How I Think (HIT) creado por Barriga y Gibbs (1996).

La prueba está conformada por 54 ítems con una escala de respuesta tipo Likert de cinco niveles, desde “Muy en desacuerdo” hasta “Muy de acuerdo”. Según los datos reportados por Peña et al. (2014), para la población de adolescentes españoles, el instrumento consta de cuatro factores que miden las distorsiones cognitivas autosirvientes (sesgo egocéntrico, culpar a los demás, minimización/etiquetado incorrecto y asumir lo peor), además de dos factores adicionales (respuestas anómalas e ítems positivos), todos ellos con adecuados niveles de confiabilidad. Según los análisis factoriales ejecutados, este modelo obtuvo mejores indicadores de ajuste en comparación con modelos de tres, cuatro y siete factores.

### Procedimiento

En primer lugar, se coordinaron las aplicaciones con las autoridades de las instituciones educativas y el proyecto fue validado por el Comité de Ética de la Universidad Nacional de San Agustín de Arequipa. Todos los estudiantes fueron evaluados en las aulas de sus respectivas instituciones educativas, luego de obtener los permisos correspondientes y de haber sido informados sobre los fines del estudio. Se aplicó el instrumento a todos aquellos estudiantes que desearon participar de manera voluntaria, quienes recibieron la orientación pertinente durante la recolección de la data. Los participantes dieron su consentimiento y se les garantizó la reserva y confidencialidad de sus datos, además de asegurarles que la información recogida sería empleada a los fines de investigación.

### Análisis de datos

Primeramente, se realizó un análisis descriptivo de los ítems y se evaluó el cumplimiento de los supuestos estadísticos de normalidad (univariada y multivariada) y ausencia de multicolinealidad. Se tuvo en consideración que el HIT no cuenta con estudios previos que delimiten con claridad la estructura factorial

subyacente en muestras peruanas, y se evaluó a través de un análisis factorial confirmatorio (AFC). Para este proceso se usó el método de estimación por máxima verosimilitud con errores estándar robustos y con el estadístico  $\chi^2$  de Satorra-Bentler (MLM), dado que los ítems del HIT no presentaron una distribución normal multivariada (Brown, 2015). En la evaluación del ajuste de los diversos modelos formulados, se utilizaron los criterios recomendados por Schumacker y Lomax (2004), el  $\chi^2$  junto a los índices absolutos RMSEA y SRMR, cuyos valores  $\leq .08$  son considerados óptimos. También se usó el índice comparativo de ajuste (CFI) y el índice Tucker Lewis (TLI) para los cuales, los valores por encima de .90 son considerados adecuados.

Para la medición de la invarianza factorial de medida entre varones y mujeres se aplicó un Análisis Factorial Confirmatorio de Grupo Múltiple (AFC-MG). Además, se efectuó una evaluación progresiva de cuatro etapas y se consideraron la invarianza configural (el ajuste en ambas muestras sin añadir ninguna restricción al modelo), invarianza métrica (invarianza en las cargas factoriales;  $\lambda_i$ ), escalar (invarianza en las cargas factoriales e interceptos;  $\tau_i$ ), y estricta (invarianza en las cargas factoriales, interceptos y varianzas de error;  $\epsilon_i$  [Muthén y Muthén, 2012]). Los criterios considerados como adecuados para aceptar la invarianza fueron variaciones del CFI ( $\Delta CFI \leq .01$ ), RMSEA ( $\Delta RMSEA \leq .015$ ), SRMR ( $\Delta SRMR \leq .03$ ) (Chen, 2007). También se tomaron en cuenta los cambios en  $\chi^2$ ; aunque esto se hizo con cautela, dado que este indicador es altamente sensible a

pequeñas desviaciones de un modelo considerado perfecto en muestras grandes (Putnick y Bornstein, 2018). Finalmente, se estimó la consistencia interna mediante el cálculo de los coeficientes  $\omega$  de McDonald y  $\alpha$  de Cronbach.

Los *softwares* utilizados para procesar el AFC y el AFC-MG fueron R versión 4.0.0 (R Core Team, 2020), específicamente los paquetes lavaan versión 0.6.5 (Rosseel, 2012) y sem Tools versión 0.5.2 (Jorgensen, 2019), mientras que los gráficos de los modelos fueron hechos a través del paquete sem Plot versión 1.1.2 (Epskamp, 2019). La normalidad multivariada fue analizada mediante el paquete MVN versión 5.8 (Korkmaz et al., 2014) y la confiabilidad mediante el software JASP versión 12.1 (JaspTeam, 2020).

## Resultados

### Análisis descriptivo

En la Tabla 1 se aprecia que la mayoría de los reactivos (48 ítems) presentaron una distribución cercana a la normalidad con valores de asimetría y curtosis univariadas inferiores a  $\pm 1,5$  (Pérez y Medrano, 2010). También se evaluó la normalidad multivariada mediante el índice de Mardia por el que se obtuvo un valor de 210.74 y un p-valor  $< .001$  para la muestra total, lo cual indica que no existe normalidad multivariada. Asimismo, se verificó la ausencia de multicolinealidad, al no observarse valores superiores a  $r = .90$  entre los ítems de la matriz de correlación.

**Tabla 1.**  
*Estadísticos descriptivos de los ítems del HIT*

Ítems	Media	DE	g1	g2	Ítems	Media	DE	g1	g2
Ítem 1	3.74	1.108	-.801	.047	Ítem 28	1.97	1.111	1.066	.367
Ítem 2	2.69	1.241	.282	-.930	Ítem 29	2.44	1.180	.434	-.702
Ítem 3	2.51	1.093	.293	-.624	Ítem 30	1.73	1.004	1.434	1.486
Ítem 4	3.59	1.147	-.659	-.257	Ítem 31	3.02	1.203	-.169	-.934



Ítems	Media	DE	g1	g2	Ítems	Media	DE	g1	g2
Ítem 5	1.66	1.002	1.659	2.189	Ítem 32	2.10	1.187	.899	-.094
Ítem 6	2.74	1.238	.172	-.925	Ítem 33	2.30	1.203	.594	-.598
Ítem 7	1.83	1.044	1.270	1.018	Ítem 34	4.00	1.254	-1.192	.311
Ítem 8	3.09	1.151	.004	-.668	Ítem 35	1.71	1.026	1.530	1.704
Ítem 9	3.84	1.020	-1.090	1.013	Ítem 36	2.22	1,171	.679	-.456
Ítem 10	2.25	1.192	.670	-.522	Ítem 37	2.16	1.173	.781	-.290
Ítem 11	1.74	1.051	1.475	1.515	Ítem 38	2.92	1.280	-.040	-1.083
Ítem 12	1.91	1.088	1.148	.593	Ítem 39	1.78	1.043	1.365	1.251
Ítem 13	1.82	.978	1.067	.472	Ítem 40	1.95	1.113	1.089	.419
Ítem 14	2.31	1.114	.537	-.457	Ítem 41	3.99	1.210	-1.155	.356
Ítem 15	2.45	1.196	.462	-.676	Ítem 42	2.93	1.299	.015	-1.043
Ítem 16	4.36	1.116	-1.843	2.381	Ítem 43	1.72	.991	1.389	1.335
Ítem 17	1.91	1.126	1.177	.583	Ítem 44	1.98	1.089	.993	.278
Ítem 18	2.22	1.191	.709	-.423	Ítem 45	2.79	1.348	.162	-1.157
Ítem 19	3.21	1.396	-.264	-1.19	Ítem 46	2.50	1.243	.368	-.903
Ítem 20	2.58	1.140	.219	-.809	Ítem 47	1.81	1.084	1.285	.845
Ítem 21	2.14	1.105	.774	-.133	Ítem 48	3.92	1.191	-1.101	.340
Ítem 22	2.26	1.221	.669	-.540	Ítem 49	2.47	1.232	.445	-.761
Ítem 23	3.18	1.319	-.218	-1.06	Ítem 50	2.05	1.162	.939	-.019
Ítem 24	4.24	1.112	-1,670	2.056	Ítem 51	2.23	1.188	.583	-.750
Ítem 25	2.26	1.194	.672	-.447	Ítem 52	2.45	1.280	.448	-.926
Ítem 26	2.39	1.137	.441	-.610	Ítem 53	1.66	.962	1.540	1.860
Ítem 27	2.55	1.274	.280	-1.06	Ítem 54	1.84	1.127	1.318	.896
Mardia	210.74								

Nota: M= media, D.E.= desviación estándar, g1= asimetría, g2= curtosis

### Análisis factorial confirmatorio

Al analizar la estructura factorial original del HIT (M1) en la cual se presentan cuatro factores: egocentrismo, culpar a otros, minimizar/etiquetar y asumir lo peor. Se halló que los factores culpar a otros y asumir lo peor tuvieron una correlación mayor a 1; además de pobres indicadores de bondad de ajuste, como se puede apreciar en la Tabla 2. Según lo antes mencionado, se generó un modelo con cuatro factores y un factor de segundo orden (M2), otro modelo de tres factores en el que se fusionaron los factores de culpar a

otros y asumir lo peor (M3), y otro último en el cual además de los tres factores del modelo anterior, se generó un factor de segundo orden (M4). De los cuatro modelos mencionados el que mejor ajuste obtuvo fue el modelo M4 [ $\chi^2= 3187.6$ ;  $p < .001$ ;  $\chi^2/g1 = 3.53$ ; CFI = .903; TLI = .899; RMSEA = .046; SRMR = .041]. Cabe resaltar que durante el proceso se tuvieron que eliminar los ítems 2, 6 y 19 por tener saturaciones menores a .3. Asimismo, los índices de modificación señalaron la existencia de errores correlacionados.

**Tabla 2.**

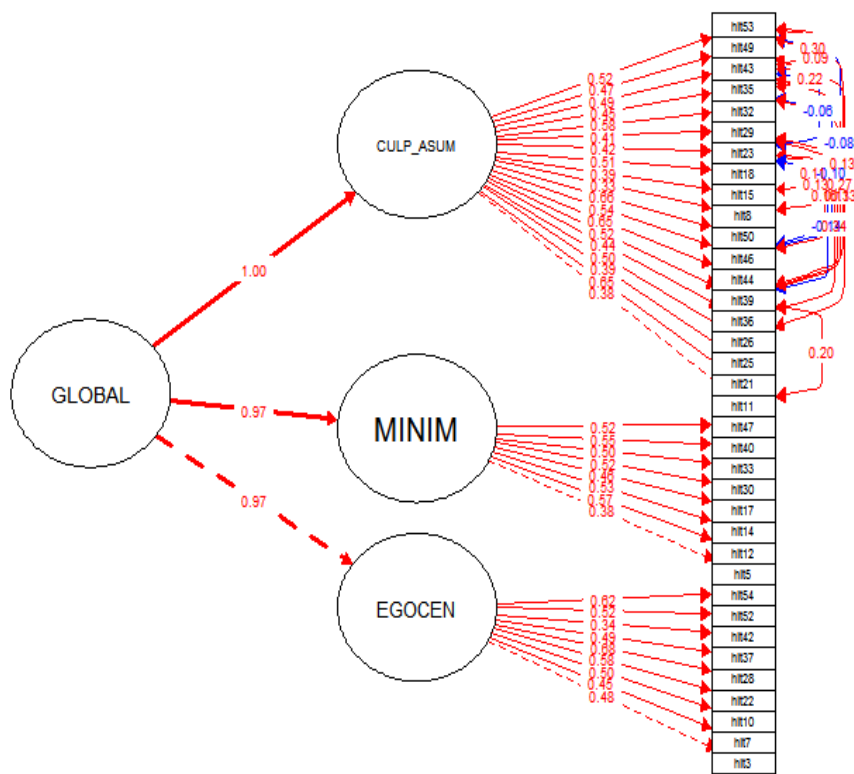
*Estadísticos de bondad de ajuste de los modelos estructurales del HIT*

Modelo	$\chi^2$ (gl)	CFI	TLI	RMSEA [IC 90%]	SRMR	AIC
M1 (4 factores)	4 098.6 (588)***	.840	.829	.053 [.052; .055]	.046	290 146
M2 (4 factores, 1 factor 2° orden)	4 118.1 (590)***	.843	.834	.053 [.052; .055]	.046	290 175
M3 (3 factores)	3 395.1 (575)***	.881	.870	.048 [.046 .050]	.042	288 939
M4 (3 factores, 1 factor 2° orden)	3 187.6 (575)***	.903	.899	.046 [.045; .048]	.041	282 457

Nota:  $\chi^2$  = Chi cuadrado; gl= Grados de libertad; CFI = índice de ajuste comparativo; TLI = índice de Tucker Lewis; RMSEA = Error Cuadrático Medio de Aproximación; IC = Intervalos de confianza; SRMR = raíz residual estandarizada cuadrática media; AIC = criterio de información de Akaike. \*\*\* $p < .001$

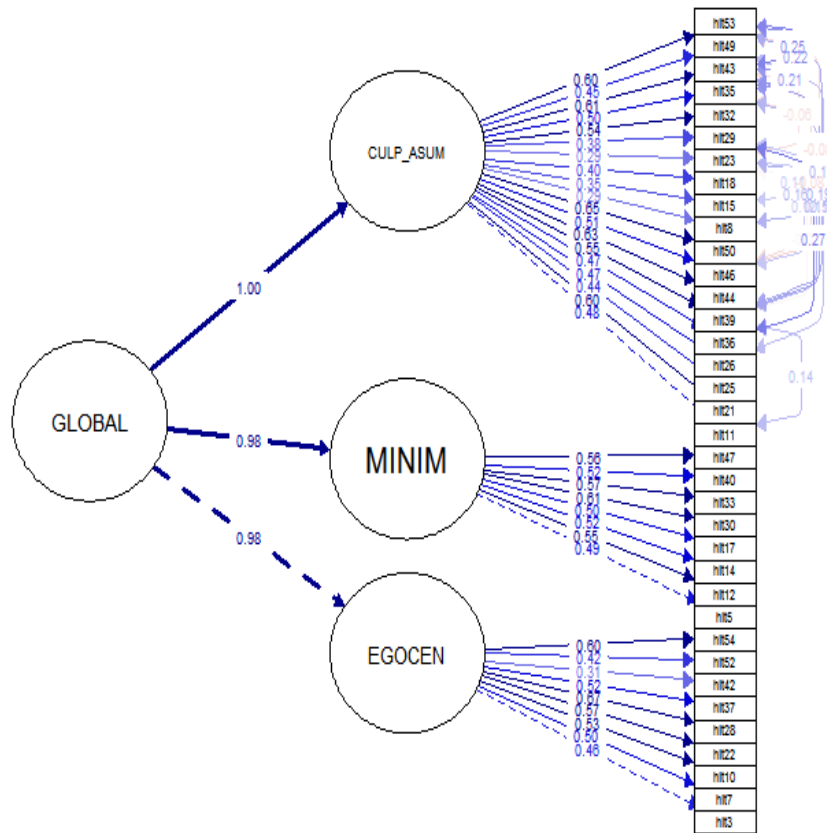
**Figura 1.**

*Estructura factorial del HIT en la muestral de mujeres*



**Figura 2.**

*Estructura factorial del HIT en la muestral de hombres*



### Análisis de invarianza

En primera instancia, se evaluó el ajuste del modelo base sin restricciones en hombres y mujeres por separado. Se observó que la estructura factorial fue similar en ambos grupos, incluso los errores correlacionados (Figura 1 y 2) y los índices de bondad de ajuste fueron relativamente similares (Tabla 3). Luego de ello, se analizó la invarianza configural del HIT entre los grupos, con un resultado de valores adecuados en su conjunto,  $\chi^2 = 3848,25$ ;  $p < .001$ ;  $\chi^2/gf = 3.35$ ; CFI = .904; TLI = .901; RMSEA = .041; SRMR = .044.

El siguiente paso fue analizar la invarianza métrica, con índices de ajuste adecuados: CFI = .904; TLI = .901; RMSEA = .041; SRMR = .051. Al comparar este modelo con el de invarianza configural, se observa que  $\Delta CFI = .001$ ;  $\Delta RMSEA = .000$  y  $\Delta SRMR = -.007$ , valores que evidencian que el HIT presenta

una invarianza métrica, lo cual indica que las cargas factoriales son equivalentes. Luego se evaluó la invarianza escalar con índices de ajuste adecuados: CFI = .902; TLI = .901; RMSEA = .042; SRMR = .052. Al comparar este modelo con el de invarianza métrica, se observa que  $\Delta CFI = .001$ ;  $\Delta RMSEA = -.001$  y  $\Delta SRMR = -.001$ , valores que evidencian que el HIT presenta una invarianza escalar, por lo que se acepta la hipótesis que los interceptos son invariantes. Por último, se analizó la invarianza estricta, la cual tuvo restricciones en las cargas factoriales, los interceptos y los residuos. Este modelo presentó problemas en sus índices de ajuste: CFI = .892; TLI = .899; RMSEA = .043; SRMR = .055. Además, al contrastar los índices de ajuste de este modelo con los del de invarianza escalar, se halló que  $\Delta CFI = .010$ ;  $\Delta RMSEA = .002$  y  $\Delta SRMR = -.003$ , lo cual evidencia que el HIT no cuenta con invarianza estricta.

**Tabla 3.**  
Invarianza de medición del HIT

Modelo	$\chi^2$	gl	CFI	TLI	RMSEA [IC 90 %]	SRMR	$\Delta \chi^2$ ( $\Delta$ gl)	$\Delta$ CFI	$\Delta$ RMSEA	$\Delta$ SRMR
Mujeres	1 936.05	575	.903	.899	.041 [.040; .040]	.045	-	-	-	-
Hombres	1 911.71	575	.910	.903	.040 [.038; .042]	.042	-	-	-	-
Configural	3 848.25	1150	.904	.901	.041 [.039; .042]	.044	-	-	-	-
Métrica	3 986.48	1185	.903	.901	.041 [.040; .042]	.051	142.7*** (35)	.001	.000	-.007
Escalar	4 178.44	1217	.902	.901	.042 [.040; .043]	.052	234.7*** (32)	.001	-.001	-.001
Estricta	4 512.97	1252	.892	.899	.043 [.042; .04]	.055	610.1*** (69)	.010	.002	-.003

Nota:  $\chi^2$  = Chi cuadrado; *gl* = Grados de libertad; CFI = índice de ajuste comparativo; TLI = índice de Tucker Lewis; RMSEA = Error Cuadrático Medio de Aproximación; IC = Intervalos de confianza; SRMR = raíz residual estandarizada cuadrática media. \*\*\* $p < .001$

Cabe resaltar que el HIT, además de las dimensiones que evalúan distorsiones cognitivas, también cuenta con dos dimensiones adicionales: las respuestas anómalas (ítems 4, 13, 20, 27, 31, 38, 45, 51) y las conductas positivas (ítems 1, 9, 16, 24, 34, 41, 48). Al analizar la dimensión de respuestas anómalas se encontró que presenta adecuados indicadores de bondad de ajuste [ $\chi^2 = 82.94$ ;  $p < .001$ ;  $\chi^2/\text{gl} = 5.21$ ; CFI = .979; TLI = .968; RMSEA = .042; SRMR = .023], aunque se tuvo que eliminar el ítem 4 por una saturación menor a .3. Asimismo, la dimensión de conductas positivas también presentó adecuados indicadores de bondad de ajuste [ $\chi^2 = 90.12$ ;  $p < .001$ ;  $\chi^2/\text{gl} = 11.26$ ; CFI = .975; TLI = .953; RMSEA = .060; SRMR = .027], así como el ítem 1 por presentar una carga factorial menor a .3.

### Confiabilidad

La confiabilidad de la prueba fue medida mediante el método de consistencia interna; en la muestra general, la dimensión de pensamiento egocéntrico ( $\omega = .772$ ;  $\alpha = .766$ ), mini-

mización y/o justificación ( $\omega = .765$ ;  $\alpha = .763$ ) y culpabilizar a otros/asumir lo peor ( $\omega = .868$ ;  $\alpha = .866$ ) presentaron adecuados índices de confiabilidad. Asimismo, las dimensiones adicionales de respuestas anómalas ( $\omega = .736$ ;  $\alpha = .733$ ) y conductas positivas ( $\omega = .755$ ;  $\alpha = .754$ ) también son confiables.

### Discusión

Las distorsiones cognitivas tienen una importante participación en conductas externalizantes e internalizantes (Barriga et al., 2000), sobre todo en las conductas agresivas, mediadas por sesgos sociocognitivos, –por lo cual, su evaluación sería de gran utilidad para valorar predictivamente las tendencias delictivas (Andreu, 2009)– y, también las conductas agresivas asociadas a varios cuadros psicopatológicos (Dodge et al., 1997). En ese sentido, el presente estudio valoró las propiedades psicométricas del cuestionario HIT (Barriga y Gibbs, 1996), el cual fue diseñado y validado en adolescentes con conducta antisocial primero, para luego obtener una versión estandarizada

que reproduce el modelo teórico original en una muestra general de adolescentes estadounidenses (Barriga et al., 2001). Su versión en adolescentes españoles ha reportado algunas modificaciones con respecto a la estructura general (Peña et al., 2014), pero con buenos índices de ajuste.

Los estudios realizados con otras muestras de adolescentes de culturas diferentes a la estadounidense han reportado algunas modificaciones con respecto a la escala original (Ara, 2016; Ara y Shah, 2015; Mohammad et al., 2013), que han implicado la eliminación de ítems y una cantidad de factores resultantes que suponen la fusión de diferentes categorías de distorsiones cognitivas. En estos estudios, empero, se ha trabajado con análisis factorial exploratorio que no suele ser una técnica potente para la confirmación de modelos teóricos, sino, como su nombre lo indica, para su exploración. Este estudio aplicó el análisis factorial confirmatorio y el análisis de la invarianza métrica, configural, escalar y estricta, con la finalidad de valorar si existen variaciones en los puntajes según el sexo, pues las distorsiones cognitivas pueden tener manifestaciones particulares según se trate de varones o de mujeres (Peña y Andreu, 2012). Asimismo, para la valoración de la confiabilidad se trabajó con la prueba alfa de Cronbach y la prueba omega de McDonald, con la finalidad de obtener medidas más precisas de consistencia interna.

Los resultados de este estudio han implicado, en cuanto a la estructura factorial, la eliminación de los ítems 2, 6 y 19, y la fusión de dos factores, por lo que quedaron solamente tres, tanto para varones como para mujeres. Estos factores son culpar a los demás/asumir lo peor, minimización, y egocentrismo o pensamiento egocéntrico, que corresponde al cuarto modelo factorial planteado, con mejores índices de bondad de ajuste, en comparación con los tres modelos precedentes, anteriormente descriptos. Estos cambios sugieren diferencias en las propiedades psicométricas, que podrían estar mediadas por factores socio-

culturales (Torregrosa et al., 2010).

Por otro lado, no existen variaciones entre las distorsiones cognitivas de los adolescentes varones y mujeres de Arequipa que participaron en este estudio, lo que podría significar que sus esquemas cognitivos son similares por hallarse inmersos en un mismo contexto sociocultural. No obstante, dado que no existen estudios previos basados en la misma metodología empleada con los cuales comparar nuestros resultados, se entiende que es necesario profundizar más en el estudio de las propiedades psicométricas de este instrumento. Es así que el presente trabajo se constituye como un importante antecedente investigativo.

Ahora bien, un estudio reciente con 320 personas adultas de Lima aplicó el Dirty Dozen Dark Triad que valora tres sesgos negativos de la personalidad, como son el maquiavelismo, la psicopatía y el narcisismo, a los cuales subyacen esquemas cognitivos asociados con conductas agresivas y psicopáticas, como ocurre con las distorsiones cognitivas autosirvientes. Dicho trabajo de investigación reportó pesos diferentes en cada uno de los factores, al aplicar análisis psicométricos complementarios con respecto a la versión original (Copez-Lonzoy et al., 2019). Esto podría indicar, como en este estudio, que los esquemas y las distorsiones cognitivas negativas tienen, efectivamente, manifestaciones muy particulares según las características socioculturales de las muestras. Por ello, es importante tener siempre presente el contexto de aplicación de los instrumentos utilizados para realizar mediciones psicológicas, así como los métodos psicométricos aplicados en su diseño y validación.

Otra prueba aplicada en muestras peruanas en algunos trabajos de investigación es el Cuestionario de Esquemas Maladaptativos de Young, que ha sido validado en adolescentes de Lima, Trujillo y Arequipa, que presenta adecuados indicadores de validez y confiabilidad, estimados mediante criterio de jueces para la validez de contenido, análisis factorial

exploratorio para la validez de constructo y el método de consistencia interna para la confiabilidad (Seperak et al., 2018). Estos trabajos señalan que los esquemas maladaptativos están asociados con la disfuncionalidad familiar y recalcan las ideas previamente explicadas, que señalan a la familia como el escenario en el que estos esquemas distorsionados son aprehendidos e interiorizados (Arias, 2013; Pedroza et al., 2019).

Finalmente, entre las principales limitaciones del presente estudio, se tiene el muestreo probabilístico aplicado que, a pesar de contar con una muestra de aproximadamente 2 800 adolescentes, no podría generalizar sus resultados a adolescentes de otras regiones del país, y menos aún de Latinoamérica. Asimismo, ese método de recolección de datos a través de escalas de autorreporte lleva siempre implícita la posibilidad de falseamiento de datos o de los efectos de la deseabilidad social en el llenado de los protocolos de aplicación. Adicionalmente, el no contar con estudios previos en Perú con este instrumento, o estudios con una metodología similar en muestras de otros países de la región, dificulta su comparación para una mejor contrastación de los resultados. Sin embargo, en un estudio previo se reportó que mientras las distorsiones cognitivas se asocian débilmente con la agresión reactiva, se obtuvieron correlaciones moderadas y significativas con la agresión proactiva (Rojas et al., 2019). Esto da cuenta de cierto grado de convergencia entre el HIT y el Cuestionario de Agresión Reactiva/Proactiva, pero no dice mucho sobre la variabilidad de los datos según el sexo de los participantes.

Al margen de estas limitaciones, el presente estudio hace un aporte significativo en la valoración de las propiedades psicométricas de un instrumento que resultaría muy útil como medida de tamizaje y de evaluación de las distorsiones cognitivas de los adolescentes peruanos en contextos clínicos, educativos y forenses. De ahí que se puede concluir, que el cuestionario HIT presenta validez y confiabilidad, además de una variación baja

de los puntajes obtenidos según el sexo, lo que sugiere que la prueba no presenta sesgos discriminatorios que pongan en desventaja a varones o a mujeres. Estos resultados confirman las tres hipótesis de esta investigación y sugieren una mayor profundización en el análisis de las propiedades psicométricas de esta prueba, pero con muestras más representativas.

## Referencias

- Amor, P. J., Echeburúa, E. y Loinaz, I. (2009). ¿Se puede establecer una clasificación tipológica de los hombres violentos contra su pareja? *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 9(3), 519-539. <https://psycnet.apa.org/record/2009-16945-010>
- Andreu, J. M. (2009). Propuesta de un modelo integrador de la agresividad impulsiva y premeditada en función de sus bases motivacionales y socio-cognitivas. *Psicopatología Clínica Legal y Forense*, 9, 85-98. <https://www.masterforense.com/pdf/2009/2009art5.pdf>
- Andreu, J. M. y Peña, E. (2013). Escala de conducta antisocial y delictiva. *Anales de Psicología*, 29, 516-522. <https://doi.org/10.6018/analesps.29.2.135951>
- Andreu, J. M., Peña, E. y Penado, M. (2012). Análisis de la impulsividad en diferentes grupos de adolescentes agresivos. *International Journal of Psychology and Psychological Therapy*, 12, 441-452. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=56024657009>
- Andreu, J. M., Peña, E. y Penado, M. (2013). Impulsividad cognitiva, conductual y no planificadora en adolescentes agresivos reactivos, proactivos y mixtos. *Anales de Psicología*, 3(2), 730-740. <httpS://doi.org/10.6018/analesps.29.3.175691>
- Ara, E. (2016). Measuring self-debasing cognitive distortions in youth. *International Journal of Asian Social Science*, 6(12), 705-712. <https://doi.org/10.18488/journal.1/2016.6.12/1.12.705.712>
- Ara, E. y Shah, S. (2015). Validating “How I think” Questionnaire – Measuring self-serving

- cognitive distortions among adolescents in Kashmir. *International Journal of Physical and Social Sciences*, 5(6), 117-130. <https://doi.org/10.25215/0301.116>
- Arias, W. L. (2013). Agresión y violencia en la adolescencia: la importancia de la familia. *Avances en Psicología*, 21(1), 23-34. <https://doi.org/10.33539/avpsicol.2013.v21n1.303>
- Ato, M., López, J. y Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de la Psicología*, 29(3), 1038-1059. <https://doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>
- Barriga, A. Q. y Gibbs, J. C. (1996). Measuring cognitive distortion in antisocial youth: Development and preliminary validation of the "How I think" Questionnaire. *Aggressive Behavior*, 22, 333-343. [https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1098-2337\(1996\)22:5<333::AID-AB2>3.0.CO;2-K](https://doi.org/10.1002/(SICI)1098-2337(1996)22:5<333::AID-AB2>3.0.CO;2-K)
- Barriga, A. Q., Gibbs, J. C., Potter, G., y Liau, A. K. (2001). *The How I Think Questionnaire Manual*. Research Press.
- Barriga, A. Q., Hawkins, M. A. y Camelia, C. R. T. (2008). Specificity of cognitive distortions to antisocial behaviours. *Criminal Behavior and Mental Health*, 18, 104-116. <https://doi.org/10.1002/cbm.683>
- Barriga, A. Q., Landau, J. R., Stinson, B. L., Liau, A. K. y Gibbs, J. C. (2000). Cognitive distortion and problem behaviors in adolescence. *Criminal Justice and Behavior*, 27, 36-56. <https://doi.org/10.1177/0093854800027001003>
- Beck, A., Rush, A., Shaw, B. y Emery, G. (1983). *Terapia cognitiva de la depresión*. Desclée De Brouwer.
- Bellido, F., Rivera, R., Salas, J. C., Bellido, V., Peña, N., Villasante, G. y Casapía, Y. (2016). Influencia de los pares en la manifestación del bullying en estudiantes de secundaria en Arequipa Metropolitana. *Interacciones*, 2(1), 33-42. <https://doi.org/10.24016/2016.v2n1.20>
- Briere, J. (2001). *The Cognitive Distortion Scale*. Psychological Assessment Resources, Inc.
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research*. 2nd ed. Guilford Press.
- Castro, R., Cerellino, L. P. y Rivera, R. (2017). Risk factors of violence against women in Peru. *Journal of Family Violence*, 32(8), 807-815. <https://doi.org/10.1007/s10896-017-9929-0>
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 14(3), 464-504. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Copez-Lonzoy, A., Dominguez-Lara, S. y Merino-Soto, C. (2019). ¿Inestabilidad en el lado oscuro? Estructura factorial, invarianza de medición y fiabilidad de la Dirty Dozen Dark Triad en población general de Lima. *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica*, 24, 153-162. <https://doi.org/10.5944/rppc.24335>
- Corcuera, P., de Irala, J., Osorio, A. y Rivera, R. (2010). *Estilos de vida de los adolescentes peruanos*. Universidad de Piura.
- Dodge, K., y Coie, J. D. (1987). Social information processing factors in reactive and proactive aggression in children's peer group. *Journal of Personality and Social Psychology*, 53, 1146-1158. <https://doi.org/10.1037//0022-3514.53.6.1146>
- Dodge, K., Lochman, J. E., Harnish, J. D. y Bates, J. E. (1997). Reactive and proactive aggressive in school children and psychiatrically impaired chronically assaultive youth. *Journal of Abnormal Psychology*, 106, 37-51. <https://doi.org/10.1037/0021-843X.106.1.37>
- Ellis, A. (1999). *Una terapia breve más profunda y duradera. Enfoque teórico de la Terapia Racional Emotiva*. Paidós.
- Ellis, A. y Grieger, R. (1981). *Manual de Terapia Racional Emotiva*. Desclée De Brouwer.
- Epskamp, S. (2019). *semPlot: Path Diagrams and Visual Analysis of Various SEM Packages' Output. R package version 1.1.2*. <https://CRAN.R-project.org/package=semPlot>
- Fernández, S., Alvarado, M. y Arias, W. L. (2019). Sexismo ambivalente y violencia en las relaciones de enamoramiento en universitarios de Arequipa. *Revista de Psicología (Universidad Católica San Pablo)*, 9(1), 47-73. <https://revistas.ucsp.edu.pe/index.php/psicologia/article/view/299/325>
- Garaigordobil, M. (2004). Intervención psicológica en la conducta agresiva y antisocial en niños. *Psicothema*, 16(3), 429-435. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>

- psycnet.apa.org/record/2004-16948-013
- Garaigordobil, M. (2005). Conducta antisocial durante la adolescencia: Correlatos socio-emocionales, predictores y diferencias de género. *Psicología Conductual*, 13(2), 197-215. <https://doi.org/10.5944/ap.13.2.17826>
- Garaigordobil, M., Durá, A. y Pérez, J. I. (2005). Síntomas psicopatológicos, problemas de conducta y autoconcepto-autoestima: Un estudio con adolescentes de 14 a 17 años. *Anuario de Psicología Clínica y de la Salud*, 1, 53-63. [http://institucional.us.es/apcs/doc/APCS\\_1\\_esp\\_53-63.pdf](http://institucional.us.es/apcs/doc/APCS_1_esp_53-63.pdf)
- Hernández, R., Fernández, C. y Baptista, P. (2010). *Metodología de la Investigación*. 5ta Ed. McGraw-Hill.
- Herrera, D. y Morales, H. (2005). Comportamiento antisocial durante la adolescencia: Teoría, investigación y programas de prevención. *Revista de Psicología (Pontificia Universidad Católica del Perú)*, 23(2), 201-247. <https://doi.org/10.18800/psico.200502.005>
- Hollon, S. D. y Kendall, P. C. (1980). Cognitive self-statements in depression: Development of an Automatic Thoughts Questionnaire. *Cognitive Therapy and Research*, 4(3), 383-395. <https://doi.org/10.1007/BF01178214>
- Huamani, J. C., Arias, W. L. y Núñez, A. L. (2018). Predictive model of purpose of life in adolescents of public educational institutions from Arequipa City. *Panamerican Journal of Neuropsychology*, 12(2), 1-22. <https://doi.org/10.7714/CNPS/12.2.209>
- Huamani, J. C. y Ccori, J. (2016). Respuesta al sentido de vida. *Revista de Psicología de Arequipa*, 6(1), 331-348. [https://www.researchgate.net/profile/Yenny-Salamanca-Camargo/publication/314282658\\_Factores\\_asociados\\_al\\_abandono\\_psicoterapeutico\\_de\\_los\\_consultantes\\_de\\_dos\\_instituciones\\_colombianas/links/58bf6c57a6fdccff7b1fa005/Factores-asociados-al-abandono-psicoterapeutico-de-los-consultantes-de-dos-instituciones-colombianas.pdf](https://www.researchgate.net/profile/Yenny-Salamanca-Camargo/publication/314282658_Factores_asociados_al_abandono_psicoterapeutico_de_los_consultantes_de_dos_instituciones_colombianas/links/58bf6c57a6fdccff7b1fa005/Factores-asociados-al-abandono-psicoterapeutico-de-los-consultantes-de-dos-instituciones-colombianas.pdf)
- Huerta, R., Ramírez, N., Ramos, J., Murillo, L., Falcón, C., Misare, M. y Sánchez, J. (2016). Esquemas cognitivos disfuncionales y dependencia emocional en mujeres con y sin violencia en la relación de pareja de la ciudad de Lima. *Revista de Investigación en Psicología*, 19(2), 145-192. <https://doi.org/10.15381/rinvp.v19i2.12895>
- JASP Team (2020). *JASP (Version 12.1)* [Computer software]. <https://jasp-stats.org/>
- Jorgensen, T. D., Pornprasertmanit, S., Schoemann, A. M. y Rosseel, Y. (2019). *semTools: Useful tools for structural equation modeling. R package version 0.5-2*. <https://CRAN.R-project.org/package=semTools>
- Korkmaz, S., Goksuluk, D. y Zararsiz, G. (2014). MVN: An R Package for Assessing Multivariate Normality. *The R Journal*, 6(2), 151-162. <https://doi.org/10.32614/RJ-2014-031>
- Larden, M., Melin, L., Host, U. y Langstrom, N. (2006). Moral judgement, cognitive distortions, and empathy in incarcerated delinquent and community control, adolescents. *Psychology, Crime and Law* 12(5), 453-462. <https://doi.org/10.1177/0165025409343705>
- Lefebvre, M. F. (1981). Cognitive distortion and cognitive errors in depressed psychiatric and low back pain patients. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 49(6), 517-525. <https://doi.org/10.1037/0022-006X.49.4.517>
- Majluf, A. (1999). Psicopatología en adolescentes de Lima según el Inventario de Problemas Conductuales de Achenbach. *Revista de Psicología (Pontificia Universidad Católica del Perú)*, 17(1), 47-71. <https://doi.org/10.18800/psico.199901.003>
- Matalinares, M., Arenas, C., Sotelo, L., Díaz, G., Dioses, A., Yaringaño, J., Muratta, R., Pareja, C. y Tipacti, R. (2010). Clima familiar y agresividad en estudiantes de secundaria de Lima Metropolitana. *Revista de Investigación en Psicología*, 13(1), 109-128. <https://doi.org/10.15381/rinvp.v13i1.3740>
- Mayorga, E. y Ñiquen, M. (2010). Satisfacción familiar y expresión de la cólera-hostilidad en adolescentes escolares que presentan conductas antisociales. *Revista de Investigaciones Psicológicas*, 1, 87-92. <https://hdl.handle.net/20.500.12672/585>
- Miljánovich, M. A., Huerta, R. E., Campos, E.,



- Torres, S., Vásquez, V. A., Vera, K. y Díaz, A. (2013). Violencia familiar: modelos explicativos del proceso a través del estudio de casos. *Revista de Investigación en Psicología*, 16(1), 29-44. <https://doi.org/10.15381/rinvp.v16i1.3918>
- Mohammad, K., Nadiah, M. S., Azizah, O. y Geshina, A. (2013). Factorial validation of “How I think” Questionnaire among male inmates in Malasya. *Malasyan Journal of Psychology*, 9(2), 1-13. <https://doi.org/10.5944/rppc.24426>
- Muthén, L. K. y Muthén, B. O. (2012). *Mplus User's guide*. 7th ed. Muthén y Muthén.
- Pedroza, M., Andrade, P. y Calleja, N. (2019). Validación de la Escala de Esquemas Maladaptativos Tempranos para Niños. *Acta de Investigación Psicológica*, 9(1), 37-47. <https://doi.org/10.22201/fpsi.20074719e.2019.1.04>
- Peña, M. E. y Andreu, J. M. (2012). Distorsiones cognitivas: Una revisión sobre sus implicaciones en la conducta agresiva y antisocial. *Psicopatología Clínica, Legal y Forense*, 12, 85-99. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=6381079>
- Peña, E., Andreu, J. M., Barriga, A. y Gibbs, J. (2014). Psychometrical properties of the “How I think” Questionnaire (HIT-Q) in adolescents. *Psicothema*, 25(4), 542-548. <https://doi.org/10.7334/psicothema2013.38>
- Pérez, E. R. y Medrano, L. A. (2010). Análisis factorial exploratorio: bases conceptuales y metodológicas. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 2(1), 58-66. <https://doi.org/10.32348/1852.4206.v2.n1.15924>
- 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. <https://doi.org/10.1016/j.dr.2016.06.004>
- R Core Team. (2020). *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing. <https://www.R-project.org/>
- Rivera, R. (2018). Funciones ejecutivas y cognición social en adolescentes agresores, víctimas y espectadores en contexto de bullying. *Revista de Psicología (Universidad Católica San Pablo)*, 8(1), 41-66. <https://revistas.ucsp.edu.pe/index.php/psicologia/article/view/120/118>
- Rivera, R., Arias, W. L. y Cahuana, M. (2018). Perfil familiar de adolescentes con sintomatología depresiva en la ciudad de Arequipa, Perú. *Revista Chilena de Neuropsiquiatría*, 56(2), 117-126. <https://doi.org/10.4067/s0717-92272018000200117>
- Rivera, R. y Cahuana, M. (2016). Influencia de la familia sobre las conductas antisociales en adolescentes de Arequipa-Perú. *Actualidades en Psicología*, 30(120), 85-97. <https://doi.org/10.15517/ap.v30i120.18814>
- Rojas, M. E., Arias, W. L., Rivera, R., Geldres, J., Starke, M. A. y Apaza, E. (2019). Propiedades psicométricas de los cuestionarios Reactive/Proactive Questionnaire (RPQ) y How I Think (HIT) en estudiantes peruanos. *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica*, 25, 59-68. <https://doi.org/10.5944/rppc.24426>
- Roncero, D., Andreu, J. M. y Peña, M. E. (2016). Procesos cognitivos distorsionados en la conducta agresiva y antisocial en adolescentes. *Anuario de Psicología Jurídica*, 26, 88-101. <https://doi.org/10.1016/j.apj.2016.04.002>
- Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R Package for Structural Equation Modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1-36. <https://doi.org/10.18637/jss.v048.i02>
- Schumacker, R. E. y Lomax, R. G. (2004). *A beginner's guide to structural equation modeling*. 2nd ed. Lawrence Erlbaum.
- Seperak, R. A., Díaz, L. M., Canazas, M. D. y Shelach, S. (2018). Esquemas mentales desadaptativos según composición familiar en adolescentes arequipeños de escuelas públicas. *Revista de Investigación en Psicología*, 21(2), 237-254. <https://doi.org/10.15381/rinvp.v21i2.15825>
- Torregrosa, M. S., Inglés, C., García-Fernández, J. M., Ruíz-Esteban, C., López-García, K. S. y Zhou, X. (2010). Diferencias en la conducta agresiva entre adolescentes españoles, chinos y mexicanos. *European Journal of Education and Psychology*, 3(2), 167-176. <https://www.>

- redalyc.org/pdf/1293/129315468001.pdf
- Velásquez, C., Montgomery, W., Pomalaya, R., Vega, J., Guevara, W., García, P. y Díaz, G. (2009). Habilidades sociales y filosofía de vida en alumnos de secundaria con y sin participación en actos violentos en Lima Metropolitana. *Revista de Investigación en Psicología*, 12(1), 69-82. <https://doi.org/10.15381/rinvp.v12i1.3781>
- Weissman, A. (1979). *The Dysfunctional Attitudes Scale*. Center for Cognitive Therapy.
- Young, J. E. (2005). *Young Scheme Questionnaire – Short form 3(YSQS3)*. Schema Therapy Institute.
- Yurica, C. y DiTomasso, R. (2002). Inventory of cognitive distortions. En C. Yurica, *Inventory of cognitive distortions: Validation of a psychometric test for the measurement of cognitive distortions*. College of Osteopathic Medicine.

Recibido: 10 de junio de 2021

Aceptado: 14 de marzo de 2023