

Propiedades psicométricas del inventario de expresión de ira estado-rasgo- STAXI-2 en estudiantes de una universidad pública de Lambayeque

Psychometric properties of the state-trait anger expression inventory - STAXI-2 in students of a public university of Lambayeque

  Claudia Dora Vallejos Valdivia | Universidad Peruana Cayetano Heredia, Perú

Fecha de recepción: 05.11.2023

Fecha de aprobación: 15.01.2024

Fecha de publicación: 15.02.2024

Cómo citar: Vallejos, C. (2024). Propiedades psicométricas del inventario de expresión de ira estado-rasgo- STAXI-2 en estudiantes de una universidad pública de Lambayeque. *Psiquemag* 13 (1), 7-21.
<https://doi.org/10.18050/psiquemag.v13i1.2807>

Resumen

Este estudio analiza las propiedades psicométricas de validez y fiabilidad del Inventario de Expresión de Ira Estado-Rasgo-STAXI-2 de 49 ítems de la versión española de Miguel-Tobal, Casado, Cano-Vindel y Spielberger (2009). Se aplicó a estudiantes de una universidad pública de Lambayeque, cuya población de estudio se conformó de 2,205 universitarios hombres y mujeres, matriculados en el periodo 2018-II. La validez de contenido se realizó con 10 jueces expertos y la confiabilidad se realizó con una muestra piloto de 30 estudiantes. El análisis factorial (AF) se trabajó con una muestra de 285 estudiantes seleccionados mediante muestreo no probabilístico simple; con un nivel de significancia de 0.05 y un nivel de confianza de 95% (0.95). Se reportó la validez y confiabilidad del instrumento, según V de Aiken y Coeficiente de Alpha de Cronbach, encontrándose evidencias de validez de contenido, así como una buena consistencia interna. El AFC, por medio del método de estimación de los mínimos cuadrados resultó bueno, arrojando un modelo de tres factores: estado de ira, rasgo de ira y expresión y control de la ira. Se concluyó que el STAXI-2 es un instrumento válido y confiable para medir la expresión de la ira estado-rasgo en estudiantes de una universidad pública de Lambayeque.

Palabras clave: Inventario de ira estado-rasgo-STAXI 2, validez, confiabilidad, universitarios, propiedades psicométricas.

Abstract

This study analyzes the psychometric properties of the 49-item State-Trait Anger Expression Inventory - STAXI-2 in its Spanish version authored by Miguel-Tobal, Casado, Cano-Vindel and Spielberger. It was administered to students from a public university in Lambayeque which study's population was made up of 2,205 male and female university students, enrolled in the 2018-II academic semester. Content validity was carried out with 10 expert judges and the reliability was carried out with a pilot sample of 30 students. The factor analysis (FA) was analyzed with a sample of 285 students selected through non random sampling; with a significance level of 0.05 and a confidence level of 95% (0.95). The validity and reliability of the instrument was reported, according to Aiken's V and Cronbach's Alpha Coefficient, finding good internal consistency. Likewise, the CFA using the least squares estimation method turned out to be good, resulting in three factor model: state anger, trait anger, and anger expression and control. It was concluded that the STAXI-2 is a valid and reliable instrument to assess state anger, trait anger, and anger expression and control in students of a public university in Lambayeque.

Keywords: State-Trait Anger Expression Inventory-STAXI-2, validity, reliability, college students, psychometric properties

INTRODUCCIÓN

En el campo de la psicología son varios los constructos que se pretenden estudiar y con ello se presenta el reto de cómo mensurarlos a partir de una perspectiva cuantitativa y objetiva. No obstante, por años, diversas investigaciones tendían a respaldarse en instrumentos que, aunque válidos y confiables para una determinada muestra en otros contextos, no necesariamente presentaban las mismas propiedades para estudios posteriores. Ello porque los instrumentos seleccionados no se validaron en su contexto (Bolarinwa, 2015; Carretero-Dios y Pérez, 2007), sugiriendo un déficit en su rigurosidad metodológica cuyo impacto negativo se reflejaría en los resultados, conclusiones y recomendaciones.

El estudio de las propiedades psicométricas de un instrumento es una cuestión que amerita rigurosidad puesto que los instrumentos no son la única herramienta para identificar un problema o necesidad, sino también existen otras técnicas como la observación, la entrevista, entre otros cuya información recabada se integra con aquella obtenida de los instrumentos (Delgado, Escurra y Torres, 2006) a fin de otorgarle significado, previo al análisis profesional de la misma. Por esta razón, respetando a la diversidad y el contexto socio cultural de cada lugar, se hace necesario contar con instrumentos psicométricos válidos y confiables para el estudio de constructos afines al comportamiento humano (APA, 2020; Hunsley y Allan, 2019; Kaplan y Sacuzzo, 2006). Tanto su construcción como su validación y confiabilidad presentan implicaciones serias (Kyriazos y Stalikas, 2018) porque si el instrumento presenta deficiencias en sus propiedades, tampoco podrían ser válidas las intervenciones recomendadas. Por ello, considerando estos aportes teóricos, se pretendió evaluar las propiedades psicométricas del STAXI-2 de 49 ítems de la versión española en una muestra de estudiantes de una universidad pública de Lambayeque con el fin de medir la ira.

Se ha identificado que la ira, además de cumplir un rol adaptativo también es una de esas emociones que, según su intensidad y frecuencia puede convertirse en un factor de riesgo debido a su impacto negativo a nivel psicofisiológico. Más allá de las consecuencias psicológicas y conductuales que produce (Company, Oberst y Sánchez, 2012; Martínez y

Sánchez, 2014) también contribuye al desarrollo de enfermedades cardiovasculares, problemas estomacales y del tracto digestivo, problemas intestinales; entre otras experiencias orgánicas desagradables (Mayer, 2018; Mostofsky, Penne y Mittleman, 2014; Titova, Baron, Michaelsson y Larsson, 2022).

Es una emoción que se ha estudiado ampliamente en hombres agresores (Quan, Yang y Xia, 2020; Santandreu y Ferrer, 2014). Así también hay estudios sobre la violencia en relaciones íntimas de pareja que reportan una relación entre los niveles altos de la ira con la violencia íntima, así como el descontrol de la ira (Chereji, Pintea y David, 2012; O'Hair, Grocott, McNulty, Stuart y Shorey, 2023;). También se ha comentado que la ira es una emoción que podría ser consecuencia de la “injusticia social, discriminación, incomodidad física, asuntos de relaciones personales, desapoderamiento, desigualdad social y económica, estrés psicosocial o incluso cuando las necesidades de las personas no han sido satisfechas” (Lown, 2007, p. 35; Lickley y Sebastian, 2018).

Para Spielberger, la ira es un estado emocional psico-biológico que implica tensión muscular y excitación de los sistemas endocrino y nervioso autónomo. Su intensidad puede variar, por ello Spielberger lo dividió en dos componentes: el estado de ira y el rasgo de ira. Lo primero hace referencia a la situación emocional psico-biológica que se caracteriza por sentimientos subjetivos que pueden variar desde un moderado enfado o fastidio hasta una intensa furia o rabia debido a las circunstancias que justificarían dicha reacción emocional. Por otro lado, el rasgo de ira es la tendencia a experimentar la ira de forma frecuente e intensa ante situaciones que la causan, por mínimas que parezcan (Deffenbacher, et al., 1996; Miguel-Tobal, Casado, Cano-Vindel y Spielberger, 2009).

La ira es una emoción universal que es urgente estudiar a fin de comprenderla, explicarla e identificar los factores que la predicen. Por tal razón, se han venido realizando estudios de las propiedades psicométricas del STAXI 2, versión española a nivel internacional y nacional. Por ejemplo, en una muestra extensa Schamborg, Tully y Browne (2016), estudiaron la validez y fiabilidad del STAXI-II. Sus propiedades resultaron satisfactorias con poblaciones forenses, aunque existen vacíos en la investigación y cuestiones que deben discutirse. El instrumento proporciona una

medida integral de la ira, pero no captura todos los aspectos del constructo. Tampoco presenta una escala de validez inherente, lo que sugiere la necesidad de controlar la deseabilidad social al momento que se administra el instrumento.

En República Dominicana, García-Batista, et al. (2018), estudiaron las propiedades psicométricas de la versión española del STAXI-2. Se trabajó con una muestra 1034 sujetos de la población general (N = 792) y hospitalaria (N = 242). El AFC permitió verificar el ajuste de los modelos originales para todas las escalas de ira (*i.e. modelo de tres factores para la escala de ira-estado; modelo de dos factores para la escala de ira-rasgo; y modelo de cuatro factores para la escala de control y expresión de la ira*). Se concluyó que la versión española del STAXI-2 fue válida y confiable para medir la ira estado-rasgo y control-expresión de la ira por haber logrado índices de fiabilidad aceptables.

En Bucaramanga, Colombia, García-Padilla, Lara-Vargas y Albarracín-Rodríguez (2016), también obtuvieron evidencias de confiabilidad y validez al estudiar las propiedades psicométricas del STAXI-2 en una muestra de 200 sujetos entre los 18 y 50 años. Se comparó por géneros, evidenciándose diferencias significativas para las subescalas Control Externo e Interno de la Ira. El análisis de consistencia interna, según el Alpha de Cronbach, arrojó índices entre 0.67 y 0.86, considerados adecuados. El AFE presentó una estructura de ocho factores, de acuerdo con el original.

Así también, Monteza y Pacheco (2020) habiendo analizado la validez y confiabilidad del STAXI 2 en una muestra conformada por 500 policías de la ciudad de Trujillo concluyeron que con respecto a la validez de contenido mediante criterio de jueces el instrumento resultó válido, ubicándose en la categoría de aceptable. Con relación a la estructura interna a través del AFC también se obtuvo valores aceptables, según el índice de bondad de ajuste (GFI= 0.90) y el residuo medio de aproximación (SRMR= 0.062), para el ajuste comparativo por medio del índice de ajuste normado (NFI= 0.91), y el ajuste parsimonioso a través del índice normado de parsimonia (PNFI= 0.84). Para la confiabilidad el Coeficiente Omega arrojó valores aceptables de 0.96, 0.89, 0.67 para las escalas de estado, rasgo y expresión y control, respectivamente.

Igualmente, Anastacio, (2020) estudió las propiedades del STAXI-2 en una muestra de 592 estudiantes de diversas universidades de Piura. El instrumento resultó válido por criterio de jueces expertos. La validez de constructo se determinó mediante el AFC, obteniendo un valor de KMO = 0.834 y un valor de significancia 0.000 en la prueba de esfericidad de Bartlett, considerados valores aceptables. La confiabilidad compuesta se determinó a través del método coeficiente omega de Mc.Donald por el cual se observó la adecuada confiabilidad en cada factor. En la dimensión estado-ira se obtuvo el 0.930; en la dimensión rasgo-ira se obtuvo el 0.918 y en la dimensión expresión y control de ira se obtuvo el 0.773. Se evidenció que los valores obtenidos son muy significativos y pertenecen a rangos adecuados.

A partir de las investigaciones tomadas como referencias, se investigó las propiedades psicométricas del STAXI-2 en una muestra de estudiantes de una universidad pública de Lambayeque con el propósito de disponer de herramientas válidas, confiables, y, sobre todo, contextualizadas para medir el constructo ira, fin que justifica su investigación con la esperanza de que, al disponer de un instrumento válido y fiable, también se podrá plantear recomendaciones objetivas a partir de las cuales se pueda elaborar programas de intervención para la regulación de la ira para la población de estudio. Para ello se planteó la pregunta: *¿Cuáles son las propiedades psicométricas del instrumento de expresión de la ira estado-rasgo en estudiantes de una universidad pública de Lambayeque?*

MÉTODO

Diseño

Es un estudio de tipo instrumental que, como el término lo sugiere tiene que hacer con la elaboración de instrumentos, ya sea en su diseño o en su adaptación, así como el estudio de sus propiedades psicométricas (Montero y León, 2005; citados en Carretero-Dios y Pérez, 2007). En cuanto a su función temporal, su diseño fue transversal por tratarse de datos que se tomaron en un solo momento (Hernández-Sampieri y Mendoza, 2018; Neuman, 2007), por medio de la encuesta (Yuni y Urbano, 2014).

Participantes

La población estuvo conformada por estudiantes hombres y mujeres de cinco carreras de humanidades de los ciclos II, VI, VIII, IX y X. De edades entre 18 y 25 años, de una universidad pública de Lambayeque, la que en el año académico 2018-I registró 2,205 estudiantes, según el Centro de Planificación Estadística de dicha universidad. De ello, se obtuvo una muestra de 285 estudiantes.

Instrumentos

Se aplicó el *Inventario de Expresión de Ira Estado-Rasgo* (STAXI-2) de la versión española de Miguel-Tobal, Casado, Cano-Vindel y Spielberger (2009), compuesto de 49 reactivos organizados en 6 escalas (estado de ira, rasgo de ira, expresión externa de ira, expresión interna de ira, control externo de ira y control interno de ira), 5 sub escalas (sentimiento, expresión verbal, expresión física, temperamento de ira y reacción de ira) y un índice de expresión de ira que proporciona una medida general de la expresión y control de la ira. Se utilizó la escala de Likert de 4 puntos con alternativas de respuestas. Para la parte 1 (estado de ira): “no en absoluto, algo, moderadamente, mucho.” Parte 2 y 3 (rasgo de ira y expresión y control de la ira): “Casi nunca, algunas veces, a menudo, casi siempre.”

Procedimiento

Como fase preliminar se realizó la validez del contenido de los reactivos por diez (10) jueces expertos en el campo de la psicología con el fin de asegurar un vocabulario claro y adecuado de los reactivos. Su concordancia se cuantificó con el coeficiente V de Aiken que evaluó claridad, pertinencia y relevancia. Para el análisis de la confiabilidad se realizó un estudio piloto conformado de 30 estudiantes de psicología. Previo al estudio, los participantes leyeron y firmaron el consentimiento informado, completando también una ficha de datos demográficos.

Análisis de datos

Para la validez de contenido del STAXI-2 se utilizó una hoja de Excel 2016 para analizar las respuestas de 10 jueces expertos. Su concordancia se cuantificó por medio del Coeficiente “V” de Aiken, con valores entre 0 y 1 (Escrura, 1988; Flores y Terán, 2022). Así también, los datos vaciados en Excel fueron transportados a SPSS 23 para el análisis de la confiabilidad por consistencia interna, cuantificada por medio del Coeficiente Alfa de Cronbach por tratarse de un instrumento de categoría de respuesta politómica. Posteriormente, se realizó el análisis del constructo por medio del análisis factorial confirmatorio (AFC) cuyos datos se vaciaron a una hoja de Excel y luego transportados a R Studio para evaluar la consistencia interna del STAXI 2 a partir de una muestra de 285 sujetos.

RESULTADOS

Tabla 1

Validez de contenido del Inventario de Expresión de Ira Estado-Rasgo (STAXI-2), según el Coeficiente V. de Aiken.

ITEMS	Claridad	Pertinencia	Relevancia	V DE AIKEN
1	1.00	1.00	1.00	1.00
2	1.00	1.00	1.00	1.00
3	1.00	1.00	1.00	1.00
4	1.00	0.80	0.80	0.87
5	1.00	0.90	0.90	0.93

6	0.80	1.00	1.00	0.93
7	1.00	1.00	1.00	1.00
8	1.00	1.00	1.00	1.00
9	1.00	1.00	1.00	1.00
10	1.00	1.00	1.00	1.00
11	1.00	1.00	1.00	1.00
12	1.00	1.00	1.00	1.00
13	1.00	1.00	1.00	1.00
14	1.00	1.00	0.90	0.97
15	1.00	1.00	1.00	1.00
16	1.00	1.00	1.00	1.00
17	1.00	1.00	1.00	1.00
18	0.90	1.00	1.00	0.97
19	1.00	1.00	1.00	1.00
20	1.00	1.00	0.90	0.97
21	1.00	1.00	1.00	1.00
22	1.00	1.00	1.00	1.00
23	0.90	1.00	1.00	0.97
24	0.90	1.00	1.00	0.97
25	1.00	1.00	1.00	1.00
26	1.00	1.00	1.00	1.00
27	1.00	1.00	1.00	1.00
28	1.00	1.00	1.00	1.00
29	1.00	0.90	0.90	0.93
30	0.90	0.80	0.80	0.83
31	1.00	1.00	1.00	1.00
32	1.00	1.00	1.00	1.00
33	1.00	1.00	1.00	1.00
34	0.90	1.00	1.00	0.97
35	1.00	1.00	1.00	1.00
36	1.00	1.00	1.00	1.00

37	1.00	1.00	1.00	1.00
38	1.00	1.00	1.00	1.00
39	1.00	1.00	1.00	1.00
40	1.00	1.00	1.00	1.00
41	1.00	1.00	1.00	1.00
42	1.00	1.00	1.00	1.00
43	1.00	1.00	1.00	1.00
44	1.00	1.00	1.00	1.00
45	1.00	1.00	1.00	1.00
46	1.10	1.00	1.00	1.03
47	1.00	1.00	1.00	1.00
48	1.00	1.00	1.00	1.00
49	1.00	1.00	1.00	1.00

En la **tabla 1**, se reporta los resultados del Coeficiente V de Aiken del Inventario de Expresión de Ira Estado-Rasgo-STAXI-2, de lo que se observa que, de acuerdo con los valores obtenidos, ningún ítem tuvo que ser eliminado por lo que se conserva el STAXI-2 con 49 ítems.

Análisis descriptivo

Se presenta los análisis descriptivos del Inventario de Expresión de Ira Estado-Rasgo (STAXI-2).

Tabla 2

Análisis descriptivo de los ítems y medida de fiabilidad por factor "Estado de ira" y sus indicadores.

Factor o Dimensión	Indicadores	Ítems	M	DE	α si el ítem es eliminado
Estado de ira Alfa de Cronbach = 0.86	Sentimiento Alfa de Cronbach = 0.80	I1P1	0.56	0.67	0.76
		I1P2	0.77	0.73	0.75
		I1P3	0.68	0.68	0.73
		I1P5	1.56	0.86	0.84
		I1P7	0.57	0.67	0.74

Estado de ira Alfa de Cronbach = 0.86	Expresión física Alfa de Cronbach = 0.70	I1P4	0.15	0.44	0.63
		I1P8	0.27	0.52	0.70
		I1P11	0.32	0.60	0.70
		I1P13	0.14	0.45	0.59
		I1P14	0.10	0.36	0.61
	Expresión verbal Alfa de Cronbach = 0.76	I1P6	0.41	0.71	0.76
		I1P9	0.34	0.63	0.67
		I1P10	0.31	0.61	0.67
		I1P12	0.79	0.78	0.73
		I1P15	0.20	0.53	0.75

Nota: n = 285 M: Media, DE: Desviación estándar, α : Alpha de Cronbach

La **tabla 2** presenta los valores de la media los cuales se encuentran entre 0.10 y 1.56. La desviación estándar más alta corresponde al ítem 5, siendo 0.86. Respecto al Alpha de Cronbach se aprecia que los valores para los indicadores sentimiento (0.80), expresión física

(0.70) y expresión verbal (0.76) se encuentran entre aceptables y buenos. Igualmente, el valor para la dimensión estado de ira, en general (0.86) se considera bueno, según Fisher (2007; citado en Mohamad, Sulaiman, Sern y Salleh, 2015).

Tabla 3

Análisis descriptivo de los ítems y medida de fiabilidad por factor "Rasgo de ira" y sus indicadores.

Factor	Indicators	Ítems	M	DE	α si el ítem es eliminado
Rasgo de ira Alfa de Cronbach = 0.88	Temperamento de ira Alfa de Cronbach = 0.88	I1P16	1.02	0.82	0.85
		I1P17	0.76	0.76	0.84
		I1P18	0.91	0.82	0.84
		I1P20	0.45	0.64	0.87
		I1P23	0.82	0.77	0.84
	Reacción de ira Alfa de Cronbach = 0.82	I1P19	1.11	0.90	0.78
		I1P21	1.07	0.89	0.80
		I1P22	1.17	0.87	0.77
		I1P24	1.22	0.85	0.82
		I1P25	1.53	0.87	0.79

Nota: n = 285 M: Media, DE: Desviación estándar, α : Alpha de Cronbach

En la **tabla 3** se observa que los valores de la media se encuentran entre 0.45 y 1.53. La desviación estándar más alta corresponde al ítem 19, siendo 0.90. Respecto al Alpha de Cronbach los valores para los indicadores temperamento de ira (0.88)

y reacción de ira (0.82) se consideran buenos. Lo mismo ocurre para el factor o dimensión rasgo de ira cuyo valor es 0.88, considerado bueno, según Fisher (2007; citado en Mohamad, Sulaiman, Sern y Salleh, 2015).

Tabla 4

Análisis descriptivo de los ítems y medida de fiabilidad por factor “Expresión y Control de Ira” y sus indicadores.

Factor	Indicadores	Ítems	M	DE	α si el ítem es eliminado
Expresión y control de la ira Alfa de Cronbach = 0.87	Expresión interna de la ira Alfa de Cronbach = 0.68	I1P27	1.07	0.76	0.65
		I1P29	0.80	0.86	0.60
		I1P31	0.22	0.54	0.69
		I1P34	0.80	0.75	0.61
		I1P38	0.61	0.80	0.63
	Expresión interna de la ira Alfa de Cronbach = 0.65	I1P40	0.91	0.79	0.64
		I1P28	1.44	0.98	0.62
		I1P32	1.12	0.94	0.55
		I1P35	0.71	0.90	0.59
		I1P37	0.98	0.86	0.56
Control externo de la ira Alfa de Cronbach = 0.87	I1P39	0.90	0.88	0.58	
	I1P42	1.44	0.93	0.70	
	I1P26	1.71	0.93	0.86	
	I1P30	1.68	0.97	0.86	
	I1P33	1.92	0.91	0.84	
	I1P36	1.89	0.92	0.84	
	I1P41	1.72	0.91	0.85	
	I1P43	1.76	0.90	0.87	
	Control interno de la ira Alfa de Cronbach = 0.87	I1P44	1.79	0.97	0.85
I1P45		1.02	0.98	0.88	
I1P46		1.92	0.88	0.84	
I1P47		1.88	0.92	0.83	
I1P48		1.97	0.88	0.84	
I1P49		1.91	1.00	0.84	

Nota: n = 285 M: Media, DE: Desviación estándar, α : Alpha de Cronbach

La **tabla 4** presenta los valores de la media, los que se encuentran entre 0.22 y 1.97. La desviación estándar más alta corresponde al ítem 49, siendo 1.00. Respecto al Alpha de Cronbach se aprecia que los valores para los indicadores expresión externa de la ira (0.68), expresión interna de la ira (0.65), control externo de la ira (0.87) y control interno de la ira (0.87) son aceptables y buenos, respectivamente. Igualmente, el valor para la dimensión expresión y control de la ira, en

general (0.87) se considera bueno, según Fisher (2007; citado en Mohamad, Sulaiman, Sern y Salleh, 2015). Aunque el indicador expresión interna de ira presenta un valor Alpha de 0.65 lo que para Fisher podría considerarse pobre, Ghazali (2008), también citado por Mohamad y colegas, refiere que, para muchos investigadores un coeficiente Alpha de 0.60 en las ciencias sociales, se considera aceptable.

Tabla 5

Medidas de fiabilidad general, según factores o dimensiones.

Factor	Ítems	α
1. Estado ira	1,2,3,5,7,4,8,11,13,14,6,9,10,12,15	0.86
2. Rasgo ira	16,17,18,20,23,19,21,22,24,25	0.88
3. Expresión y control de la ira	27,29,31,34,38,40,28,32,35,37,39,42 26,30,33,36,41,43,44,45,46,47,48,49	0.87

Nota: n = 285, α : Alpha de Cronbach = 0.8

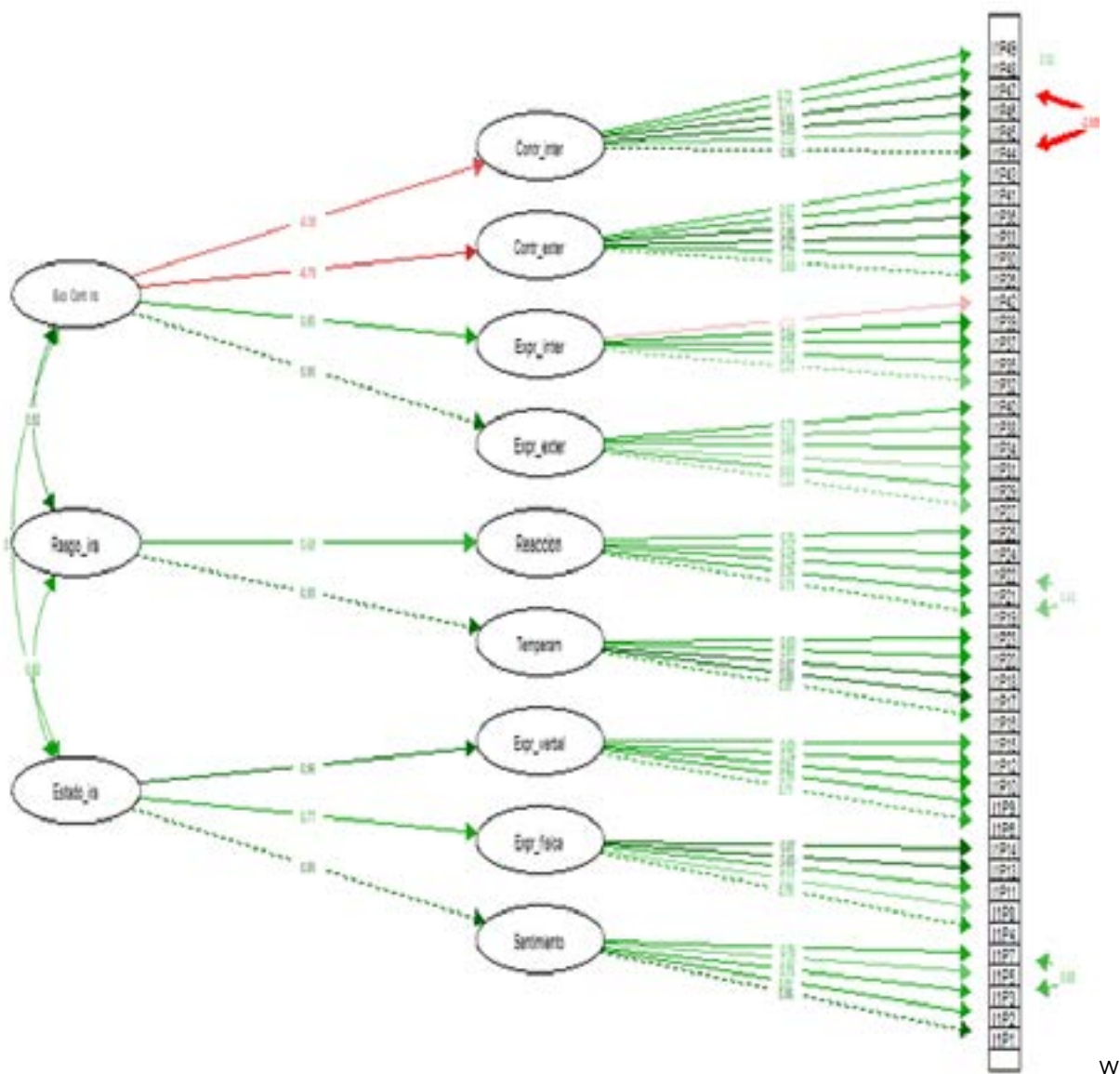
En la **tabla 5** se muestra las medidas de fiabilidad, según el Coeficiente de Alfa de Cronbach para cada uno de sus factores o dimensiones del STAXI-2. Se observa que el factor estado ira presenta un α de 0.86, el rasgo ira un α de 0.88, y expresión y control de la ira un α de 0.87, evidenciando que el STAXI-2 presenta buena consistencia interna para cada uno de sus factores.

Para confirmar la validez del instrumento con su multidimensionalidad se procedió a realizar el análisis de la estructura interna del instrumento

a través del AFC mediante el método de mínimos cuadrados ponderados diagonalmente (WLSMV), dado que las variables son ordinales (Schuberth, Henseler y Dijkstra, 2018). El path diagrama con sus respectivos parámetros estimados bajo este método de estimación se aprecian en la figura 1. Los modelos de medida del STAXI-2 se representan considerando las dimensiones con sus respectivos ítems, según su contenido basado en su fundamento teórico.

Figura 1

Path Diagram mediante el método de estimación de mínimos cuadrados de libre escala.



La **figura 1** presenta el diagrama de los coeficientes estandarizados del modelo de medida para el método de estimación de mínimos cuadrados ponderados diagonalmente.

Tabla 6

Índice de bondad de ajuste mediante el AFC del Inventario de Expresión de ira estado-rasgo (STAXI-2).

Método de estimación	χ^2	gl	p	χ^2/df	RMSEA	CFI	NFI	RFI
Mínimos cuadrados de libre escala	1917.2611	1064	0	1.801	0.0531	0.9124	0.8236	0.813

Nota: n = 285. χ^2 = Chi cuadrado, gl: grados de libertad, p: p value, RMSEA=error de aproximación, CFI=índice de ajuste comparativo, NFI= índice de ajuste normal, RFI= índice de ajuste relativo. χ^2/df = 1.8019

En la **tabla 6** se muestra el análisis de las puntuaciones del STAXI-2 a través del AFC para lo que se utilizó el método de WLSMV diseñado para datos ordinales (Gadermann, Guhn y Zumbo, 2019; Li, 2016; Lloret, Ferreres, Hernández y Tomás, 2017). De ello, resulta que, la proporción del Chi cuadrado sobre los grados de libertad obtuvieron valores de $S-B X^2/df < 1 = 1.801$, considerado aceptable (Tabachnick y Fidell, 2007), aunque amerita mencionar que no existe consenso sobre una proporción aceptable para esta estadística. Las recomendaciones varían desde tan alto como 5.0 hasta tan bajo como 2.0 (Hooper, Coughlan y Mullen, 2008). Respecto al modelo de medida del STAXI-2, en la tabla 7 se reporta los índices de bondad de ajuste respectivos: El RMSEA= 0.0531, considerado muy bueno cuando es $< .05$ (Dash y Paul, 2021), aunque tolerable hasta < 0.08 (Hu y Bentler, 1999). CFI= 0.9124, considerado valor aceptable ≥ 0.9 , según criterio de Kocakaya y Kocakaya (2014). NFI= 0.8236 el cual es < 0.90 , aunque su incremento es sensible a la muestra (Brett y Drasgow, 2002) por lo que no debería considerarse al NFI como un único elemento decisivo.

DISCUSIÓN

El objetivo del estudio consistió en analizar las propiedades psicométricas de la versión española del inventario de expresión de ira estado-rasgo (STAXI-2) de 49 ítems de **Miguel-Tobal, Casado, Cano-Vindel y Spielberger (2009)** para estudiantes de una universidad pública de Lambayeque. Los resultados sugieren adecuados ajustes, tanto en el modelo de medida como en el de estructura interna, presentando puntuaciones consistentes como indicadores de fiabilidad. Los resultados evidencian que el STAXI-2 de 49 ítems es válido y confiable y presenta una estructura de 3 factores o escalas: 3 sub escalas para ira estado (sentimiento = 0.80, expresión física = 0.70 y expresión verbal = 0.76) $\alpha = 0.86$; 2 sub escalas para ira rasgo (temperamento= 0.88 y reacción = 0.82), $\alpha = 0.88$, y 4 sub escalas para expresión y control de la ira (expresión externa = 0.68, expresión interna = 0.65, control externo = 0.87 y control interno= 0.87) $\alpha = 0.87$, lo que evidencia fiabilidad, según el Alpha de Cronbach, es decir, existe buena consistencia interna del instrumento para la muestra de estudio. Se reporta también, índices de bondad de ajuste

favorables para el modelo de 3 factores o escalas, siendo X^2/df : 1.8019, GFI: RMSEA: 0.0531, CFI: 0.9124, NFI: 0.8236, RFI: 0.813. Aunque con una muestra más grande y de la población general y hospitalaria que aquella del presente estudio cuya muestra fueron universitarios, el estudio de **García-Batista, et al. (2018)** permitió verificar el ajuste de un modelo de tres factores para la escala de ira-estado: sentimiento (0.862), expresión física (0.852) y expresión verbal (0.782), modelo de dos factores para la escala de ira-rasgo: temperamento ($\alpha = 0.840$) y reacción ($\alpha = 0.816$) y un modelo de cuatro factores para la escala de control: expresión externa (0.753), expresión interna (0.752) y expresión de la ira: control externo ($\alpha = 0.862$) y control interno ($\alpha = 0.828$). Estos valores son similares a los reportados en la presente investigación, valores que oscilan entre 0.70 (aceptable) y .80 (bueno) para la ira estado, ira rasgo, control externo y control interno; a excepción de las subescalas expresión externa y expresión interna cuyos valores oscilan entre 0.65 y 0.68 respectivamente, a diferencia de $\alpha = 0.75$ para ambas sub escalas en el estudio de **García-Batista , et al. (2018)**. Estas moderadas diferencias podrían sugerir reconsideraciones con respecto a la expresión de la ira en diferentes contextos, tema que se ha discutido en investigaciones previas. Así también, los resultados se asemejan al de **Monteza y Pacheco (2020)**, con respecto a la confiabilidad, a diferencia que Monteza y colega aplicaron el Coeficiente Omega que arrojó valores aceptables de $\alpha = 0.96$, $\alpha = 0.89$ y $\alpha = 0.67$ para las escalas de estado de ira, rasgo de ira, y expresión y control de la ira, y en el presente estudio se utilizó el Coeficiente de Cronbach que arrojó $\alpha = 0.86$, 0.88 y 0.87 respectivamente. Se resalta que la muestra de los investigadores arriba mencionados fueron 500 policías. Con respecto a la estructura interna a través del AFC también se obtuvo valores aceptables, según el índice de bondad de ajuste, aunque **Monteza y Pacheco (2020)** utilizaron diferentes estimadores: GFI=0.90, SRMR= 0.062, PNFI= 0.84; con excepción del NFI= 0.91, que en el presente estudio arrojó un valor de 0.8236. Así también, con respecto a la confiabilidad compuesta en el estudio realizado por **Anastasio (2020)** en una muestra de 592 universitarios de Piura se obtuvo una confiabilidad adecuada en cada factor o dimensión: Estado-ira $\alpha = 0.930$; rasgo-ira, $\alpha = 0.918$ y en la dimensión expresión y control de ira se obtuvo el $\alpha = 0.773$, dando evidencia de valores muy significativos, según el coeficiente omega de McDonald. Mientras que, en

el estudio que se reporta a partir del Coeficiente de Cronbach se obtuvieron valores $\alpha = 0.86$ para estado de ira, $\alpha = 0.88$ para rasgo de ira y $\alpha = 0.87$ para expresión y control de la ira, valores considerados buenos para los 3 factores con un $\alpha = 0.8$, pero un valor más alto para el presente estudio en la dimensión expresión y control de la ira ($\alpha = 0.87$) que, lo reportado por **Anastasio (2020)**, $\alpha = 0.773$, valor que también se considera aceptable, según **Tuapanta, Duque y Mena (2017)**. para quien el valor mínimo aceptable para el coeficiente alfa de Cronbach es 0.7.

Una de las limitaciones de este estudio probablemente sea el tipo de muestreo no probabilístico utilizado. Ello porque se discute que los resultados no se podrían extrapolar a una población más amplia por no permitir la representatividad de la población. Sin embargo, hay autores que manifiestan que el tipo de muestreo no probabilístico es el apropiado para estudios piloto en los cuales el propósito es estudiar las propiedades de un instrumento, en vez de obtener inferencias que se puedan generalizar a toda la población (**Bhardwaj, 2019; Bhattacharjee, 2012**).

CONCLUSIONES

El Inventario de la expresión de ira estado-rasgo (STAXI-2) de 49 ítems arrojó ajustes favorables como un instrumento psicométrico que busca medir la expresión de ira estado-rasgo en estudiantes universitarios de una universidad pública de Lambayeque. Futuras investigaciones podrían considerar ampliar la muestra a fin de disponer de un instrumento válido y confiable para toda la población estudiantil del departamento de Lambayeque que incluya universidades privadas y posteriormente incluir muestras de diferentes regiones del país.

AGRADECIMIENTOS

A los estudiantes que participaron en este estudio.

FUENTES DE FINANCIAMIENTO

Autofinanciado

CONFLICTO DE INTERESES

El autor declara bajo juramento no existir conflicto de interés al elaborar este artículo.

REFERENCIAS

American Psychological Association, APA Task Force on Psychological Assessment and Evaluation Guidelines. (2020). APA Guidelines for Psychological Assessment and Evaluation. <https://www.apa.org/about/policy/guidelines-psychological-assessment-evaluation.p>

Anastasio, A. L. (2020). *Evidencia del análisis psicométrico del inventario de expresión de Ira- Estado -Rasgo (STAXI - 2) en estudiantes universitarios de Piura*. [Tesis de Pregrado]. https://alicia.concytec.gob.pe/vufind/Record/UCVV_d678617740e2ebe83f6a03e934320b75

Bhardwaj, P. (2019). Types of sampling in research. *Journal of the Practice of Cardiovascular Sciences*, 5, 157-63. https://journals.lww.com/jpcs/fulltext/2019/05030/types_of_sampling_in_research.6.aspx

Bhattacharjee, A. (2012). *Social Science Research: Principles, Methods, and Practices*. Textbooks Collection. https://digitalcommons.usf.edu/oa_textbooks/3

Bolarinwa, O. A. (Oct-Dec 2015). Principles and Methods of Validity and Reliability Testing of Questionnaires Used in Social and Health Science Researches. *Nigerian Postgraduate Medical Journal*, 22(4),195-201. <https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/26776330/>

Brett, J.M. y Drasgow, F. (Eds.). (2002). *The Psychology of Work: Theoretically Based Empirical Research* (1st ed.). Psychology Press. <https://doi.org/10.4324/9781410602411>

- Carretero-Dios, H. y Pérez, C. (2007). Standards for the development and review of instrumental studies: Considerations about test selection in psychological research. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7(3), 863-882. https://www.aepc.es/ijchp/carretero_es.pdf
- Chereji, S.V., Pinteá, S. y David, D. (2012). The relationship of anger and cognitive distortions with violence in violent offenders' population: a meta-analytic review. *The European Journal of Psychology Applied to Legal Context*, 4(1): 59-77. https://www.researchgate.net/publication/277272928_The_relationship_of_anger_and_cognitive_distortions_with_violence_in_violent_offenders%27_population_A_meta-analytic_review
- Company, R., Oberst, U. y Sánchez, F. (2012). Regulación emocional interpersonal de las emociones de ira y tristeza. *Boletín de psicología*, 104, 7-36 <https://dialnet.unirioja.es/metricas/documentos/ARTREV/3968614>
- Dash, G. y Paul, J. (2021). CB-SEM vs PLS-SEM methods for research in social sciences and technology forecasting. *Technological Forecasting and Social Change*, 173. <https://doi.org/10.1016/j.techfore.2021.121092>
- Deffenbacher, J. L., Oetting, E. R., Thwaites, G. A., Lynch, R. S., Baker, D. A., Stark, R. S., Thacker, S., & Eiswerth-Cox, L. (1996). State-Trait Anger Theory and the utility of the Trait Anger Scale. *Journal of Counseling Psychology*, 43(2), 131-148. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/0022-0167.43.2.131>
- Delgado, A. E., Ecurra, L. M. y Torres, W. (2006). *La medición en psicología y educación: teoría y aprendizaje*. Editorial HOZLO.
- Ecurra, L. M. (1988). Cuantificación de la validez de contenido por criterio de jueces. *Revista de Psicología*, 6(1-2), 103-111. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=6123333>
- Flores, J. C. y Terán, M. M. (2022). Validez de contenido de juicio por expertos en instrumento para medir la influencia de factores psicosociales en el estrés organizacional en empresas del giro hotelero. *Revista Compendium: Cuadernos de Economía y Administración*, 9(3), 219-231. <https://doi.org/10.46677/compendium.v9i3.1130>
- Gadermann, A. M., Guhn, M. y Zumbo, B. D. (2019). Estimating ordinal reliability for Likert type and ordinal item response data: A conceptual, empirical, and practical guide. *Practical Assessment, Research and Evaluation*, 17(3). <https://doi.org/10.7275/n560-j767>
- García-Batista, Z. E. et al. (2018). Evidencias de validez y fiabilidad de las Puntuaciones del STAXI-2 para población general y hospitalaria: Estudio con una muestra de adultos de República Dominicana. *Suma Psicológica*, 25(1), 21-29. <https://doi.org/10.14349/sumapsi.2018.v25.n1.3>
- García-Padilla, A. K., Lara-Vargas, E. J. y Albarracín-Rodríguez, A. P. (2016). Análisis psicométrico del Staxi-2 y el MI-Staxi en adultos del Área Metropolitana de Bucaramanga. *Cuadernos Hispanoamericanos de Psicología*, 16(2), 5-44. http://scielo.org.co/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0121-43812018000100021
- Hernández-Sampieri, R. y Mendoza, C. (2018). *Metodología de la investigación. Las rutas cuantitativa, cualitativa y mixta*. Editorial Mc Graw Hill Education. <https://doi.org/10.22201/fesc.20072236e.2019.10.18.6>
- Hooper, D., Coughlan, J. y Mullen, M. R. (2008). Structural Equation Modelling: Guidelines for Determining Model Fit. *The Electronic Journal of Business Research Methods*, 6(1), 53 – 60. <https://core.ac.uk/download/pdf/297019805.pdf>
- Hu, L. T. y Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6, 1-55. <https://doi.org/10.1080/1070551990954018>
- Hunsley, J. y Allan, T. (2019). Psychometrics and Psychological Assessment. In M. Sellbom & J. Suhr (Eds.), *The Cambridge Handbook of Clinical Assessment and Diagnosis* (Cambridge Handbooks in Psychology, pp. 9-24). Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/9781108235433.002>
- Kaplan, R. M. y Sacuzzo, D. P. (2006). *Pruebas psicológicas: Principios, aplicaciones y temas*. (6ta ed.). Thomson.

- Kocakaya, S. y Kocakaya, F. (2014). A Structural Equation Modeling on Factors of How Experienced Teachers Affect the Students' Science and Mathematics Achievements. *Education Research International*, 1-8. <https://doi.org/10.1155/2014/490371.b>
- Kyriazos, T. A. y Stalikas, A. (2018). Applied Psychometrics: The Steps of Scale Development and Standardization Process. *Psychology*, 9, 2531-2560. <https://doi.org/10.4236/psych.2018.911145>
- Li, Ch. (2016). Confirmatory factor analysis with ordinal data: Comparing robust maximum likelihood and diagonally weighted least squares. *Behav Res.*, 48, 936-949 <https://doi.org/10.3758/s13428-015-0619-7>
- Lickley, R. A. y Sebastian, C. L. (2018) The neural basis of reactive aggression and its development in adolescence. *Psychology, Crime and Law*, 24(3), 313-333, <https://doi.org/10.1080/1068316X.2017.1420187>
- Lloret, S., Ferreres, A., Hernández, A. y Tomás, I. (mayo, 2017). The exploratory factor analysis of items: guided analysis based on empirical data and software. *Anales de Psicología*, 33(2), 417-432 https://www.redalyc.org/pdf/167/16750533026_1.pdf
- Lown, B. A. (2007). Difficult conversations: anger in the clinician-patient/family relationship. *Southern medical journal*, 100(1), 33-62. <https://doi.org/10.1097/01.smj.0000223950.96273.61>
- Martínez, M. y Sánchez, R. (enero-junio, 2014). Valoración de Situaciones-Estímulo Que Generan Enojo en Diferentes Relaciones Interpersonales. *Revista Colombiana de Psicología*, 23(1), 163-175. <https://www.redalyc.org/pdf/804/80431219010.pdf>
- Mayer, E. (2018). *Pensar con el estómago: como la relación entre digestión y cerebro afecta a la salud y el estado de ánimo*. (3ra ed.). Editorial Grijalbo.
- Miguel-Tobal, J. J., Casado, M. I, Cano-Vindel, A. y Spielberger, C. D. (2009). *Manual del Inventario de Expresión de Ira Estado-Rasgo*. TEA Ediciones.
- Mohamad, M. M., Sulaiman, N. L., Sern, L. C. y Salleh, K. M. (2015). Measuring the Validity and Reliability of Research Instruments. *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, 204, 164-171. <https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2015.08.129>
- Monteza, K.E. y Pacheco, S.E. (2020). *Evidencias de Validez y Confiabilidad del Inventario Expresión de Ira Estado/Rasgo STAXI 2 en Policías de la Ciudad de Trujillo*. [Tesis de Pregrado]. <https://repositorio.ucv.edu.pe/handle/20.500.12692/46340>
- Mostofsky, E., Penne, E. A. y Mittleman, M. A. (2014). Outbursts of anger as a trigger of acute cardiovascular events: a systematic review and meta-analysis. *European heart journal*, 35(21), 1404-1410. <https://doi.org/10.1093/eurheartj/ehu033>
- Neuman, W. L. (2007). *Basics of social research: Qualitative and Quantitative Approaches*. (2nd ed). Pearson Education, Inc.
- O'Hair, C., Grocott, L., McNulty, J. y Temple, J. y Shorey, R. (2022). The Interactive Effect of Alcohol Use and Depressive Symptoms in Predicting Couples' Risk for Intimate Partner Violence Perpetration. *Journal of Family Violence*, 38, 1-7. [10.1007/s10896-022-00421-6](https://doi.org/10.1007/s10896-022-00421-6)
- Quan, F., Yang, R. y Xia, L.X. (2020). The longitudinal relationships among agreeableness, anger rumination, and aggression. *Current Psychology*, 40(1), 9-20. <https://doi.org/10.1007/s12144-020-01030-6>
- Santandreu, M. y Ferrer, V. A. (2014). Análisis de la emotividad negativa en mujeres víctimas de violencia de pareja: La culpa y la ira. *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica*, 19(2), 129-140. <https://doi.org/10.5944/rppc.vol.19.num.2.2014.13063>
- Schamborg, S., Tully, R. J, Browne, K.D. (2016). The Use of the State-Trait Anger Expression Inventory-II With Forensic Populations: A Psychometric Critique. *Int J Offender Ther Comp Criminol.* 60(11), 1239-56. <https://doi.org/10.1177/0306624X15577932>.
- Schuberth, F., Henseler, J. y Dijkstra, T.K. (2018). Partial least squares path modeling using ordinal categorical indicators. *Qual Quant*, 52, 9-35. <https://doi.org/10.1007/s11135-016-0401-7>
- Tabachnick, B. G. y Fidell, L.S. (2007). *Using multivariate statistics* (5th ed.). Pearson/Allyn & Bacon.

Titova, O. E., Baron, J. A., Michaelsson, K., y Larsson, S. C. (July, 2022). Anger frequency and risk of cardiovascular morbidity and mortality, *European Heart Journal Open*, 2(4). <https://doi.org/10.1093/ehjopen/oeac050>

Tuapanta, J. V, Duque, M. A. y Mena, A. P. (diciembre, 2017). Alfa de Cronbach para validar un cuestionario de uso de tic en docentes universitarios. *Revista mkt descubre - Epoch Fade*, 10, 37-48. <https://core.ac.uk/download/pdf/234578641.pdf>

Yuni, J. y Urbano, C. (2014). *Técnicas para investigar*. Vol. 2 Recursos metodológicos para la preparación de proyectos de investigación. Editorial Brujas.