



Anuario de Psicología Jurídica 2026

<https://journals.copmadrid.org/apj>



El Conocimiento de las Emociones en las Mujeres Paraguayas Víctimas de Violencia

Reinhardt R. Fischer, Gerardo Prieto y Ana R. Delgado

Universidad de Salamanca, Spain

INFORMACIÓN DEL ARTÍCULO

Historia del artículo:
Recibido 28 de mayo de 2024
Aceptado 16 de enero de 2025
Online el 14 de marzo de 2025

Palabras clave:
Conocimiento de las emociones
Modelo de Rasch
Teoría del Acto Conceptual
Violencia contra la mujer
Vocabulario emocional

Keywords:
Emotion knowledge
Rasch model
Conceptual Act Theory
Violence against women
Emotional vocabulary

RESUMEN

Como parte del proceso de validación de una prueba de conocimiento de emociones basada en la Teoría del Acto Conceptual y compuesta por tres tests, se analizó el desempeño de una muestra de mujeres paraguayas víctimas de violencia ($n = 43$) y un grupo de comparación ($n = 102$) mediante el Modelo de Rasch. Los resultados no mostraron diferencias entre ambos grupos en variables demográficas y el ajuste al modelo fue adecuado. Las diferencias a favor del grupo de comparación fueron estadísticamente significativas en los tres tests: vocabulario de emociones, situaciones emocionales cercanas y situaciones emocionales lejanas. El tamaño del efecto fue mayor en el primero. Los datos de fiabilidad y dificultad señalan que el test de vocabulario emocional es el más apropiado para su uso en la población estudiada. Los resultados corroboran la validez transcultural de la prueba y su utilidad en el ámbito clínico-social de la violencia contra la mujer.

Emotion knowledge in Paraguayan women victims of violence

ABSTRACT

As part of the validation process of an emotion knowledge test based on the Theory of Conceptual Act, and composed of three subtests, the performance of a sample of Paraguayan women victims of violence ($n = 43$) and a comparison group ($n = 102$) were analyzed using the Rasch Model. The results showed no differences between the two groups in demographic variables and data model fit was adequate. The differences favoring the comparison group were statistically significant for the three tests: emotion vocabulary, close emotional situations, and far emotional situations. The largest effect size was for the first one. Both reliability and difficulty data indicate that the emotion vocabulary test is the most appropriate for use in the population studied. The findings corroborate the cross-cultural validity of the test and its usefulness in clinical-social settings.

La violencia contra la mujer (VCM) es un conjunto de comportamientos abusivos. Se presenta en múltiples formas que incluyen maltrato físico, agresión sexual, acoso y agresión psicológica (Jordan et al., 2010). Se estima que una de cada tres mujeres en el mundo (33%) ha sufrido las formas más graves de VCM (violencia física y/o sexual) en algún momento de su vida, siendo la violencia de pareja (VP) su forma más recurrente (Organización Mundial de la Salud [OMS, 2021]). Por tal motivo, la VCM constituye, a pesar del compromiso internacional para combatirla, una importante preocupación de salud pública, política social y derechos humanos (Semahegn et al., 2019).

Según los datos obtenidos por la Encuesta Nacional sobre Situación de las Mujeres en Paraguay-ENSIMUP 2021 más reciente, realizada por el Instituto Nacional de Estadística (INE, 2022), la realidad del país en relación con la VCM es preocupante y sigue la tendencia global.

La encuesta muestra que el 78.5% de las mujeres paraguayas ha sido víctima de algún tipo de violencia a lo largo de su vida, mientras que el 46.2% ha sufrido violencia por parte de su pareja íntima (INE, 2022).

Numerosos estudios han establecido una asociación entre la violencia contra la mujer y una amplia gama de problemas de salud mental, tales como el trastorno de estrés postraumático, la depresión, la somatización, las dificultades en la esfera sexual, el abuso de sustancias y la ideación suicida (Chrisler y Ferguson, 2006; Lindert y Levav, 2015; Oram et al., 2017). Sin embargo, en ausencia de información previa al maltrato o de grupos de comparación apropiados en las investigaciones, hablar de impacto o de consecuencias implica extraer una conexión causal de estudios correlacionales, algo que metodológicamente es inadecuado.

A simple vista, podría pensarse que centrar la atención en un área más concreta como el dominio emocional permitiría simplificar

Para citar este artículo: Fischer, R. R., Prieto, G. y Delgado, A. R. (2026). El conocimiento de las emociones en las mujeres paraguayas víctimas de violencia. *Anuario de Psicología Jurídica*, 36, Article e260466, 1-9. <https://doi.org/10.5093/apj2025a12>

Este artículo forma parte de la sección monográfica "Violencia de género". Correspondencia: gprieto@usal.es (G. Prieto).

ISSN: 1133-0740/© 2026 Colegio Oficial de la Psicología de Madrid. This is an open access article under the CC BY-NC-ND license (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

Tabla 1. Características demográficas

	Grupo estudio (n = 43)	Grupo comparación (n = 102)	Estadísticos (diferencia entre grupos)
Edad	30.49 (9.95)	31.82 (11.61)	$t(143) = -.66, p = .51$
Estado civil			
Casada	12 (27.9%)	33 (32.4%)	$\chi^2 = .28, p = .60$
No casada	31 (72.1%)	69 (67.6%)	
Educación			
Universitaria	12 (27.9%)	22 (21.6%)	$\chi^2 = .68, p = .41$
No universitaria	31 (72.1%)	80 (78.4%)	
Residencia			
Rural	5 (11.6%)	4 (3.9%)	$\chi^2 = 3.09, p = .08$
Urbana	38 (88.4%)	98 (96.1%)	

el abordaje. No obstante, el panorama en este ámbito tampoco se presenta del todo claro. Si bien numerosas investigaciones indican que las víctimas de VCM experimentan con frecuencia emociones negativas (Tani et al., 2016), la carencia de revisiones sistemáticas y metaanálisis que sinteticen los hallazgos disponibles impide establecer patrones definidos sobre el funcionamiento emocional de esta población.

En contrapartida a la suposición tradicional de las emociones como sucesos discretos, cada uno de los cuales es algo parecido a una entidad con poderes causales (Russell, 2009), los modelos constructivistas más recientes proponen que los cambios físicos (p. ej., en la cara, en el cuerpo o en los circuitos neuronales para las adaptaciones conductuales) se transforman en una emoción cuando asumen funciones psicológicas que no pueden explicarse únicamente por su naturaleza física (Barrett, 2012). Es el caso de la Teoría del Acto Conceptual (TAC), la cual plantea la hipótesis de que dichos cambios se transforman en emociones cuando se categorizan como tales usando el conocimiento conceptual de la emoción que tiene el perceptor (Barrett, 2014; Wilson-Mendenhall et al., 2011). Este conocimiento conceptual se adquiere a partir de la experiencia diaria con la lengua, la socialización y otros artefactos culturales (Barrett, 2014). Estudios más recientes, como los de Barrett (2017) y Hoemann et al. (2019), han reforzado y ampliado esta teoría. Estos trabajos subrayan el papel crucial del lenguaje en el desarrollo de conceptos emocionales y cómo las palabras emocionales permiten a los individuos categorizar experiencias variables en categorías emocionales funcionales. Además, enfatizan que las emociones son construcciones flexibles y dinámicas que varían según el contexto cultural y social, lo que proporciona una visión actualizada de la TAC y destaca su pertinencia continua en el estudio de las emociones.

Desde la perspectiva ofrecida por la TAC se puede establecer una conexión entre la utilización de vocabulario emocional y la competencia en inteligencia emocional (Barrett, 2009), particularmente en lo que respecta a una de sus subdivisiones, el conocimiento emocional (Mayer et al., 2016). En este contexto se están realizando investigaciones instrumentales en español (Delgado et al., 2018; Delgado et al., 2017) basadas en enfoques muy actuales desde una perspectiva sustantiva (TAC) y sofisticados desde el punto de vista psicométrico (Rasch, 1960). Cuando los datos se ajustan al modelo de Rasch, las puntuaciones resultantes cuentan con propiedades óptimas, tales como el escalamiento conjunto de personas e ítems y la especificidad del error típico de medida (Prieto y Delgado, 2003).

Dado que en Paraguay la VCM es un problema muy extendido, desde la perspectiva de la presente investigación se considera que la evaluación del conocimiento emocional con instrumentos de medición validados inicialmente en culturas similares podría constituir un paso significativo hacia una mejor comprensión del funcionamiento emocional de las víctimas y en consecuencia hacia el desarrollo futuro de enfoques tanto preventivos como terapéuticos.

Por tanto, en concordancia con lo expuesto anteriormente, el objetivo del presente estudio fue analizar con el modelo de Rasch el desempeño en tres test informatizados sobre conocimiento de las emociones de una muestra de mujeres paraguayas víctimas de violencia y de un grupo de comparación de características sociodemográficas similares.

Método

Participantes

El grupo de estudio constaba de 43 mujeres adultas, de nacionalidad paraguaya, víctimas de VCM ($M_{\text{edad}} = 30.49, DT_{\text{edad}} = 9.95$). El grupo de comparación lo componían 102 mujeres adultas de nacionalidad paraguaya que no habían sufrido VCM ($M_{\text{edad}} = 31.82, DT_{\text{edad}} = 11.61$). Cabe señalar que la totalidad de los casos de VCM denunciados por las participantes del grupo de estudio correspondía al ámbito de la VPI. No había diferencias demográficas significativas en los grupos, como se puede observar en la [Tabla 1](#).

Instrumentos

El El test de Conocimiento de las Emociones, EK (se utilizarán las siglas en inglés de los nombres de los test), está compuesto por tres pruebas: Vocabulario de Emociones (EV), Situaciones Emocionales Cercanas (CES) y Situaciones Emocionales Lejanas (FES). Tanto los ítems como las instrucciones de aplicación están a disposición de los investigadores acreditados que lo soliciten a los autores con una finalidad no comercial (Delgado et al., 2017).

El test se implementó en una computadora portátil. Los examinados facilitaban las respuestas correspondientes a la identificación, el sexo, la edad, el consentimiento informado y las opciones de respuesta a los ítems; la aplicación informática las codificaba (1 = correcta, 0 = incorrecta) y almacenaba automáticamente. Cada una de las tres pruebas está compuesta por 40 ítems de opción múltiple, ocho para cada una de las cinco "familias" de emociones: felicidad, tristeza, ira, miedo y asco. No hay límite de tiempo y se proporciona información sobre la puntuación total (número de respuestas correctas, rango posible = 0-120) en la última pantalla.

Dado que el test había sido previamente validado en población argentina (Delgado et al., 2018), cuya zona lingüística es la misma que la del Paraguay, se consideró que el test no requería más adaptaciones lingüísticas o culturales.

Las pruebas se describen a continuación en el orden en que se aplicaron.

Vocabulario de Emociones (EV)

La prueba se compone de los ítems 1 al 40. Cada ítem es una palabra de emoción cuya frecuencia por millón es similar en

Argentina y en España según el CORPES XXI (Real Academia Española, 2015). De las cinco opciones de respuesta (felicidad, tristeza, ira, miedo y asco) el participante tenía que elegir aquella cuyo significado fuera el más cercano al de la palabra objetivo.

Situaciones Emocionales Cercanas (CES)

La prueba se compone de los ítems 41 al 80. Los ítems son escenarios verbales que muestran un personaje y un acto, objeto, momento y lugar cercano/concreto.

Los escenarios describen variaciones concretas de los prototipos de emociones. Se le pide al participante que elija la opción (felicidad, tristeza, ira, miedo o asco) que mejor describa la emoción que sería típico sentir en esa situación.

Situaciones Emocionales Lejanas (FES)

La prueba se compone de los ítems 81 al 120. Los ítems son escenarios verbales que muestran un carácter, tiempo y situación lejanos/abstractos. Los escenarios describen variaciones abstractas de los prototipos de emociones. Se le pide al participante que elija la opción que mejor describa la emoción (felicidad, tristeza, ira, miedo o asco) que normalmente se sentiría en esa situación abstracta.

Procedimiento

Un investigador aplicó los tests a las mujeres del grupo de estudio en los Juzgados de Paz cuando acudían a sus respectivas audiencias tras la denuncia formal del haber sufrido violencia. Los test se aplicaron en un espacio destinado al efecto inmediatamente después de que las mujeres hubiesen comparecido ante la jueza a cargo. Se tomaron medidas para asegurar un entorno emocionalmente adecuado para las participantes, incluyendo un proceso de psicoeducación previo.

Con la ayuda de una investigadora adicional se reclutó y aplicó los tests a las participantes del grupo de comparación en lugares públicos (municipalidad, colegios y lugares de entrenamiento físico).

La autorización para la evaluación del grupo de estudio en los Juzgados de Paz fue concedida por la Tercera Circunscripción Judicial de la República, respetando lo dispuesto por el Art. 9 de la Ley 5777/16. Este estudio (con todos sus aspectos éticos) recibió la aprobación del Comité de Bioética de la Universidad de Salamanca (nº de registro 389).

Análisis de Datos

Los análisis de Rasch se realizaron con el programa informático Winsteps 3.80.1 (Linacre, 2013). Para analizar el ajuste de personas e ítems al modelo, se tuvo en cuenta la media no ponderada de los residuos estandarizados al cuadrado [*outfit*] y la media de los residuos estandarizados al cuadrado ponderados con su valor de información [*infit*]. Valores de *infit/outfits* superiores a 2 indican un desajuste severo que distorsiona el sistema de medición (Linacre, 2013). La unidimensionalidad es un requisito para el modelo. Su cumplimiento no implica que la totalidad de la varianza se deba a un único factor, sino que sea suficiente una dimensión para situar conjuntamente a las personas y los ítems y predecir sus respuestas. Se realizó un análisis de componentes principales (ACP) de los residuos para probar esta suposición. Para afirmar que existe una unidimensionalidad esencial, las medidas estimadas con el modelo de Rasch han de dar cuenta al menos del 20% de la varianza total de las observaciones (Reckase, 1979) y la cantidad de la varianza explicada por el primer componente de los residuos ha de ser inferior a 3 (Miguel et al., 2013).

El análisis de funcionamiento diferencial de ítems (DIF) prueba la validez generalizada de las medidas para diferentes grupos. Se

llevó a cabo analizando la magnitud de la diferencia estandarizada entre las calibraciones de cada ítem en el grupo de estudio y el de comparación, así como en los dos grupos formados a través de cuatro criterios: edad ($1 > 29$, $0 < 30$), estado civil (casada/no casada), educación (universitaria/no universitaria) y residencia (rural/urbana). Se considera que la presencia de DIF es notoria si la diferencia es grande (mayor de $/.64/$ logit) y significativa con un nivel alfa establecido por la corrección de Bonferroni para aminorar la capitalización del error ($.05/\text{número de comparaciones}$); las puntuaciones modeladas (unidades logit) del análisis Rasch de todos los participantes definen la escala de medición conjunta de personas e ítems (Linacre, 2013).

Tabla 2. Ítems de la prueba EV: resultados del análisis Rasch

Ítem	Acertantes	Dificultad	EE	Infit	Outfit
01	139	-2.98	.43	0.86	0.41
02	36	1.99	.21	0.80	0.67
03	116	0.99	.23	0.79	0.72
04	130	-1.89	.29	0.78	0.54
05	121	-1.26	.24	0.91	0.72
06	88	0.14	.19	0.98	0.95
07	132	-2.07	.31	0.72	0.39
08	114	-0.89	.22	1.03	0.95
09	46	1.58	.19	1.01	1.07
10	67	0.85	.18	1.17	1.20
11	113	-0.85	.22	1.00	0.91
12	136	-2.51	.36	0.72	0.35
13	74	0.62	.18	0.88	0.81
14	119	-1.15	.23	1.04	1.20
15	76	0.55	.18	0.98	1.02
16	63	0.98	.18	1.04	1.31
17	126	-1.58	.26	1.04	1.08
18	136	-2.51	.36	0.87	0.63
19	103	-0.41	.20	0.84	0.74
20	22	-1.32	.25	0.77	0.58
21	58	1.15	.19	1.32	1.44
22	45	1.62	.20	1.16	1.54
23	19	2.90	.26	0.95	1.04
24	27	2.42	.23	0.84	0.77
25	102	-0.37	.20	1.05	1.03
26	61	1.05	.18	1.11	1.16
27	65	0.92	.18	0.95	0.99
28	117	-1.04	.23	0.89	0.78
29	85	0.25	.19	0.87	0.79
30	20	2.83	.26	0.94	1.42
31	59	1.12	.19	1.40	1.60
32	127	-1.65	.27	0.95	0.76
33	103	-0.41	.20	1.21	1.85
34	16	3.12	.28	1.07	1.79
35	96	-0.14	.19	0.81	0.75
36	95	-0.11	.19	1.09	1.07
37	65	0.92	.18	1.03	1.39
38	133	-2.17	.32	0.97	1.05
39	74	0.62	.18	1.27	1.40
40	71	0.72	.18	0.87	0.83

Nota. Acertantes = frecuencia de acertantes; EE = error estándar de la estimación de dificultad.

Resultados

Prueba EV

No aparecieron personas ni ítems con puntuaciones extremas (puntuaciones directas con valor cero o perfectas), por lo que se

estimaron medidas de Rasch para todos los ítems y personas. El análisis de Rasch de los datos indica un buen ajuste al modelo de los ítems, la media de *infit* fue de 0.97 (*DT* = 0.16) y la media de *outfit* fue de 0.99 (*DT* = 0.36). Ningún ítem mostró un desajuste severo (*infit/outfit* superior a 2). En lo que se refiere al ajuste al modelo de las personas, la media de *infit* fue de 1.01 (*DT* = 0.25) y la media de *outfit* fue de 0.99 (*DT* = 0.56). Solamente diez personas (7%) mostraron un desajuste severo (*infit/outfit* superior a 2). En consecuencia, se puede considerar que el ajuste de los ítems y de las personas es suficiente. El porcentaje de varianza explicada por las medidas Rasch de EV fue del 37.7% y la varianza no explicada en el primer contraste fue de 2.92. Se puede considerar en consecuencia que este continuo es esencialmente unidimensional.

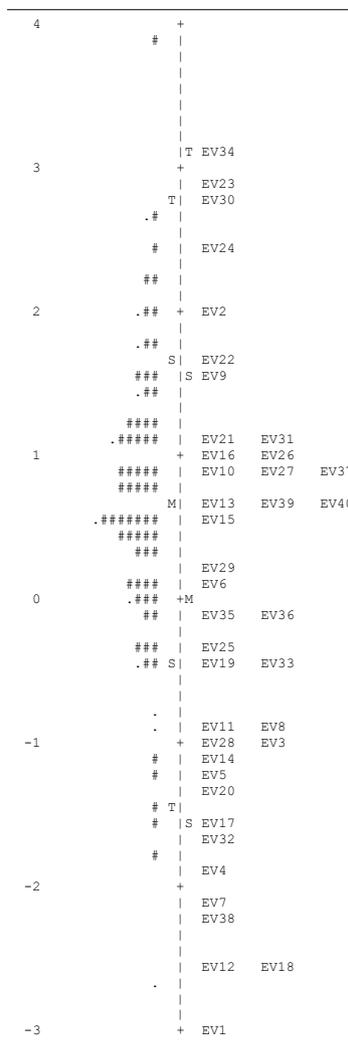


Figura 1. Prueba EV: mapa de la variable.

Nota. En la primera columna se muestra la escala *logit* que refleja los niveles de competencia para las personas y de dificultad para los ítems. En el lado derecho se muestra la ubicación de los ítems y en el lado izquierdo la de las personas; cada # representa a dos personas y cada "." a una. Tanto para las personas (lado izquierdo) como para los ítems (lado derecho) las letras M, S y T indican la posición de la media y las distancias de una y dos desviaciones típicas.

La fiabilidad de las estimaciones de la dificultad de los ítems (.98) y de la aptitud de las personas (.84) es elevada. La **Tabla 2** muestra los principales resultados del análisis de los ítems.

La aptitud media de las personas en la variable EV fue de 0.66 logits (*DT* = 1.05) y el rango oscilaba entre -2.71 y 3.92, indicando

una gran variabilidad entre las personas.

Solamente se encontró un ítem con DIF entre el grupo de estudio y el de comparación. Asimismo, la presencia de DIF asociado a la educación es muy escasa (solo apareció en dos de los cuarenta ítems). No se encontraron ítems con DIF asociado a la edad, la residencia ni el estado civil. Se puede concluir, en consecuencia, que la validez de la prueba es generalizable a los distintos grupos. La **Figura 1** muestra el mapa de la variable.

Tabla 3. Ítems de la prueba CES: resultados del análisis de Rasch

Item	Acertantes	Dificultad	EE	Infit	Outfit
01	78	2.21	.18	0.94	0.89
02	143	-2.24	.72	1.02	0.93
03	131	-0.14	.29	1.02	1.45
04	96	1.60	.19	1.06	1.04
05	140	-1.28	.46	1.00	2.68
06	47	3.27	.19	1.07	1.06
07	125	0.29	.25	0.97	0.76
08	81	2.12	.18	1.11	1.12
09	125	0.29	.25	0.97	0.74
10	141	-1.52	.51	0.98	0.62
11	131	-0.14	.29	1.03	1.03
12	139	-1.09	.42	0.99	0.72
13	123	0.42	.24	0.89	0.70
14	109	1.10	.20	0.99	0.95
15	108	1.14	.20	0.96	0.87
16	73	2.38	.18	1.08	1.11
17	142	-1.82	.59	0.98	0.49
18	116	0.79	.22	0.93	0.79
19	114	0.88	.21	1.21	1.39
20	131	-0.14	.29	0.96	0.69
21	89	1.85	.18	0.99	1.00
22	134	-0.42	.32	0.94	0.62
23	139	-1.09	.42	1.07	1.40
24	121	0.53	.23	1.00	1.21
25	135	-0.53	.34	1.06	1.29
26	131	-0.14	.29	0.98	1.01
27	142	-1.82	.59	1.02	0.81
28	122	0.47	.24	0.86	0.69
29	130	-0.06	.28	0.89	0.65
30	131	-0.14	.29	0.99	0.84
31	118	0.69	.23	0.93	0.95
32	142	-1.82	.59	0.99	1.39
33	141	-1.52	.51	1.02	0.82
34	141	-1.52	.51	1.02	0.92
35	138	-0.92	.39	1.07	1.16
36	120	0.58	.23	0.96	0.85
37	123	0.42	.24	1.15	1.36
38	134	-0.42	.32	1.06	1.56
39	144	-2.94	1.01	1.01	1.03
40	118	0.69	.23	0.94	0.88

Nota. Acertantes = frecuencia de acertantes; EE = error estándar de la estimación de dificultad.

Prueba CES

No aparecieron personas ni ítems con puntuaciones extremas (puntuaciones brutas nulas o perfectas), por lo que se estimaron medidas de Rasch para todos los ítems y personas. Solamente apareció un ítem con desajuste severo (*outfit* = 2.68). El resto muestra un buen ajuste al modelo de los ítems, la media de *infit* fue de 1.00 (*DT* = 0.07) y la media de *outfit* fue de 1.01 (*DT* = 0.37). En lo que se refiere al ajuste al modelo de las personas, la media de *infit* fue de 1.00 (*DT* = 0.22) y la media

de *outfit* fue de 1.01 (*DT* = 0.95). Sólo nueve personas (6%) mostraron un desajuste severo (*infit/outfit* superior a 2). En consecuencia, se puede considerar que el ajuste de la casi totalidad de los ítems y de la gran mayoría de las personas es adecuado. El porcentaje de varianza explicada por las medidas Rasch del CES fue del 25.5% y la cantidad de la varianza residual explicada por el primer componente de los residuos fue de 2.74. Se puede concluir que el continuo es esencialmente unidimensional.

La fiabilidad de las estimaciones de la dificultad de los ítems (.92) es elevada. Sin embargo, la fiabilidad de los valores de las personas (.62) es moderadamente baja, no alcanza el valor recomendable (.70 o más). La **Tabla 3** muestra los principales resultados del análisis de los ítems.

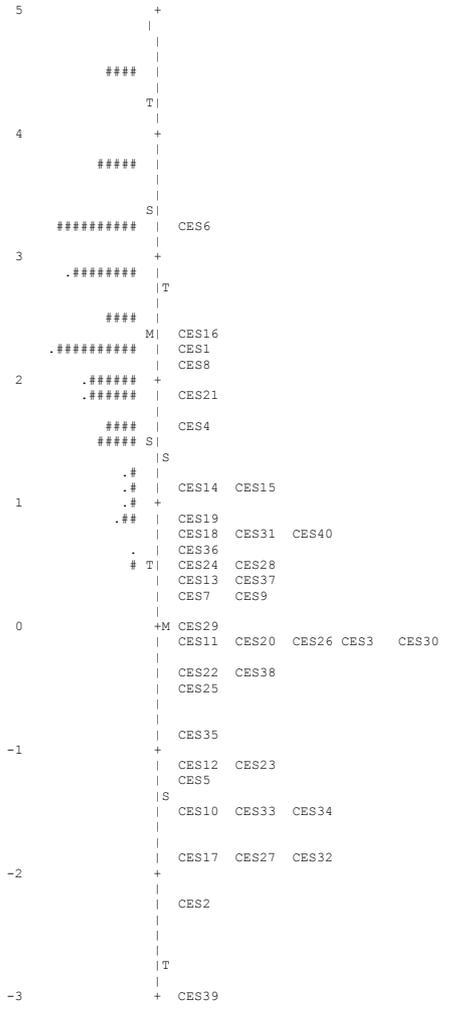


Figura 2. Prueba CES: mapa de la variable.

La aptitud media de las personas en la variable CES fue de 2.41 logits (*DT* = 0.94) y el rango oscilaba entre 0.54 y 4.52, indicando un alto rendimiento y una moderada variabilidad entre las personas. La **Figura 2** muestra el mapa de la variable, en cuyo lado derecho se muestra la ubicación de los ítems, mientras que en el izquierdo se sitúan las medidas de las personas (en la primera columna se muestra la escala logit que refleja los niveles de competencia para las personas y de dificultad para los ítems; cada # representa a dos personas y cada "." a una). Estos datos revelan que la prueba es fácil para la mayoría de las personas que la cumplimentaron. La escasa concordancia entre el nivel de las perso-

nas y la dificultad de los ítems en la variable explicaría la baja fiabilidad de las puntuaciones de las personas. No se encontró DIF en ningún ítem entre el grupo de estudio y el de comparación; tampoco con respecto a la edad, el estado civil, la educación o la residencia.

Prueba FES

Una persona resolvió correctamente todos los ítems. Ninguno de los 40 ítems fue resuelto correctamente por todas las personas. Por ello, se estimaron medidas de Rasch para todos los ítems y para la casi totalidad de las personas: solamente una recibió una puntuación imputada. No es posible estimar con alta precisión los parámetros de las personas que resuelven correctamente o que fallan todos los ítems. Winsteps asigna puntuaciones imputadas (muy altas o muy bajas) en esos casos con un error típico elevado.

Tabla 4. Ítems de la prueba FES: resultados del análisis de Rasch

Item	Acertantes	Dificultad	EE	Infit	Outfit
01	125	0.05	.26	0.94	0.98
02	101	1.20	.19	1.12	1.27
03	135	-0.81	.35	0.99	0.73
04	119	0.41	.23	1.21	1.35
05	143	-2.63	.74	0.77	0.34
06	106	1.00	.20	0.93	0.86
07	107	0.96	.20	0.98	0.97
08	122	0.24	.24	0.91	0.81
09	109	0.88	.21	1.04	1.02
10	140	-1.61	.48	0.94	0.87
11	120	0.35	.23	0.87	0.76
12	124	0.12	.25	1.16	1.41
13	143	-2.63	.74	0.76	0.25
14	124	0.12	.25	1.16	2.20
15	134	-0.69	.33	1.03	1.00
16	113	0.70	.21	0.86	0.71
17	111	0.79	.21	1.12	1.23
18	137	-1.07	.38	0.92	0.61
19	93	1.49	.19	0.93	0.87
20	133	-0.59	.32	0.85	0.57
21	14	4.82	.31	1.02	1.78
22	57	2.69	.18	1.14	1.19
23	130	-0.31	.29	1.06	1.13
24	60	2.59	.18	1.04	1.04
25	136	-0.93	.36	0.94	1.14
26	131	-0.40	.30	1.20	1.59
27	143	-2.63	.74	1.10	0.44
28	115	0.61	.22	0.90	0.78
29	139	-1.40	.44	0.97	1.08
30	142	-2.18	.61	1.12	0.51
31	72	2.19	.18	0.87	0.83
32	133	-0.59	.32	0.92	0.76
33	143	-2.63	.74	0.78	0.58
34	139	-1.40	.44	0.92	1.15
35	86	1.73	.18	1.11	1.29
36	142	-2.18	.61	1.18	1.45
37	84	1.80	.18	0.89	0.85
38	104	1.09	.20	0.91	0.84
39	136	-0.93	.36	1.10	0.86
40	129	-0.23	.28	0.84	0.59

Nota. Acertantes = frecuencia de acertantes; EE = error estándar de la estimación de dificultad.

Aunque un ítem mostró un desajuste severo (*outfit* = 2.20), el resto presentó un buen ajuste: la media de *infit* fue de 0.99 (*DT* = 0.12) y la

Tabla 5. Diferencias entre grupos asociados a las variables EV, CES, FES

Variable	Media G. Estudio	Media G. Comparación	Diferencia de medias	Significación y tamaño del efecto
EV	-0.03	0.95	0.98	$t(78) = 5.63, p < .01, d = 1.03$
CES	2.04	2.57	0.53	$t(95) = 3.48, p < .01, d = 0.61$
FES	1.95	2.29	0.34	$t(103) = 2.04, p < .04, d = 0.35$

media de *outfit* fue de 0.97 ($DT = 0.38$). En lo que se refiere al ajuste al modelo de las personas, la media de *infit* fue de 0.99 ($DT = 0.26$) y la media de *outfit* fue de 0.97 ($DT = 0.7$). Once personas (7.6%) mostraron un desajuste severo (*infit/outfit* superior a 2). En consecuencia, se puede considerar que el ajuste de la casi totalidad de los ítems y de la gran mayoría de las personas es adecuado. El porcentaje de varianza explicada por las medidas Rasch de FES fue del 33.7% y la cantidad de la varianza explicada por el primer contraste fue de 2.57. Se puede considerar este continuo como esencialmente unidimensional.

La fiabilidad de los ítems (.95) es elevada, como lo es suficientemente la fiabilidad de las puntuaciones de las personas (.71). La **Tabla 4** muestra los principales resultados del análisis de los ítems.

La aptitud media de las personas en la prueba FES fue de 2.19 logits ($DT = 1.03$) y el rango oscilaba entre -2.01 y 6.45, indicando un alto rendimiento y una elevada variabilidad entre las personas. La **Figura 3** muestra el mapa de la variable. No se encontró DIF en ningún ítem entre el grupo de estudio y el de comparación ni tampoco asociado a la edad, el estado civil, la educación o la residencia.

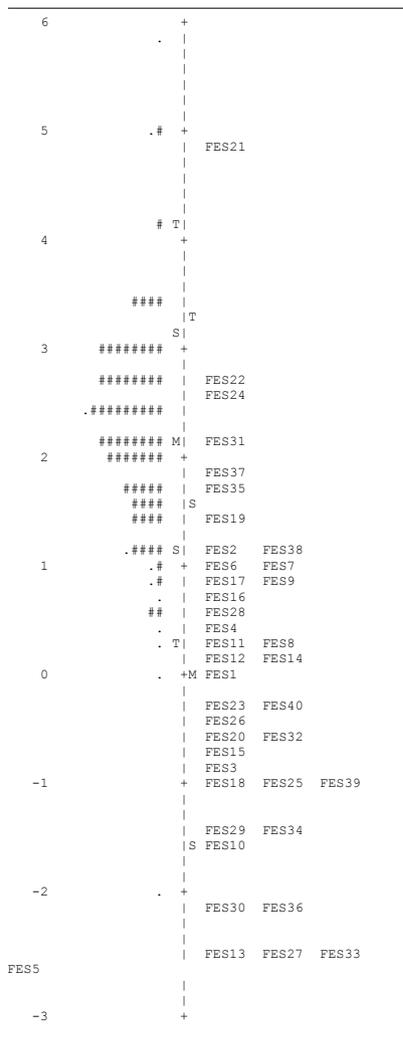


Figura 3. Prueba FES: mapa de la variable.

El análisis del impacto se llevó a cabo en las tres pruebas. Se obtuvieron las diferencias entre las medias de las puntuaciones en los tests EV, CES y FES del grupo de estudio y del de comparación. Asimismo, se calcularon las diferencias en los test EV, CES y FES asociadas a la edad, el estado civil, la educación y la residencia. Un resumen de los estadísticos se presenta en la **Tabla 5**.

Las diferencias entre las medias de los grupos fueron estadísticamente significativas (EV, $p < .01$; CES, $p < .01$; FES, $p < .04$), aunque con efecto de distinto tamaño: elevado en el caso de EV ($d = 1.03$), medio en caso de CES ($d = 0.61$) y bajo en el caso de FES ($d = 0.35$).

Se halló una diferencia favorable al grupo de comparación en la variable EV. La diferencia de 0.98 logits es estadísticamente significativa ($p < .01$), con un tamaño del efecto grande ($d = 1.03$).

Tampoco hubo diferencias en la variable CES asociadas a la edad, el estado civil, la educación o la residencia. El grupo de estudio presentó un nivel inferior al grupo de comparación en la variable CES. La diferencia de 0.53 logits es estadísticamente significativa ($p < .01$), con un tamaño del efecto medio ($d = 0.61$).

Se encontró diferencia en la variable FES asociada a la edad. El grupo de mayor edad tuvo un nivel significativamente superior al de menor edad. La diferencia de 0.38 logits es estadísticamente significativa ($p = .02$), con un tamaño del efecto medio-bajo ($d = 0.39$). No obstante, no se observó impacto asociado al estado civil, la educación ni la residencia. El grupo de estudio presentó un nivel inferior al grupo de comparación en la variable FES. La diferencia de 0.34 logits es estadísticamente significativa ($p < .04$), con un tamaño del efecto medio-bajo ($d = 0.35$). Dado que no hubo DIF entre el grupo de estudio y el de comparación, el impacto observado en las variables EV y CES no puede ser atribuido al sesgo de los ítems.

La **Tabla 6** muestra la dificultad media de los vocablos definitorios de cada "familia" emocional en la prueba EV y la probabilidad media de reconocer correctamente los vocablos. Pueden observarse las dificultades promedio de las categorías emocionales, siendo "alegría" la más fácil (-1.01) y "asco" la más difícil (1.39).

Tabla 6. Probabilidad media de reconocer correctamente los vocablos en el test EV

Emoción (M_D)	Grupo Estudio ($M_{EG} = -.03$)	Grupo Comparación ($M_{CG} = .95$)
	P respuesta correcta (P_{EG})	P respuesta correcta (P_{CG})
Alegría (-1.01)	.73	.88
Asco (1.39)	.19	.39
Ira (0.74)	.32	.55
Miedo (-0.55)	.63	.80
Tristeza (-0.31)	.57	.78

Nota. Medias en la variable EV del grupo de estudio (M_{EG}) y del grupo de comparación (M_{CG}).

El rendimiento promedio en el test del grupo de estudio del grupo de estudio ($M_{EG} = -0.03$) es notablemente inferior a la del grupo de comparación ($M_{CG} = 0.95$). El grupo de estudio presenta menores probabilidades que el grupo de comparación de identificar correctamente los vocablos en todas las categorías emocionales, siendo los

vocablos correspondientes a las categorías “asco” ($P_{EG} = .19$) e “ira” ($P_{EG} = .32$) los que presentan las probabilidades más bajas.

Discusión

Los resultados muestran que de los tres tests de conocimiento de las emociones aplicados (EV, CES y FES) dos (CES y FES) presentaron un ítem con desajuste severo. Así también, un porcentaje de personas (en torno al 6%) mostraron desajuste severo en los tres test. Estos resultados indican que el ajuste de casi la totalidad de los ítems y de la gran mayoría de las personas es apropiado y son consistentes con los obtenidos previamente por [Delgado et al. \(2017\)](#) en una muestra de población general española.

Los indicadores grupales de fiabilidad son relevantes para determinar la precisión de las medidas. En este aspecto, los tamaños de los coeficientes de fiabilidad de los ítems (ISR) de los tres tests fueron elevados, indicando que se estimó con gran precisión la dificultad de los ítems en las tres pruebas. En el tamaño de los coeficientes de fiabilidad de las personas (PSR), el test EV fue superior a los otros (EV = .84, CES = .62, FES = .71). La mayor coincidencia entre el nivel de las personas y los ítems en la variable sería la explicación de esta ventaja. Este hallazgo también guarda semejanza con el resultado alcanzado por [Delgado et al. \(2017\)](#).

El ACP de los residuos mostró que las tres pruebas cumplieron con los criterios habituales del supuesto de unidimensionalidad: que la dimensión Rasch explique un porcentaje moderado o elevado de la varianza total ($\geq 20\%$) y que el primer componente (o contraste) de los residuos dé cuenta de una cantidad pequeña de la varianza no explicada (< 3).

Los resultados del análisis DIF muestran su escasa presencia en los tres tests. Solamente el test EV presentó dos ítems con DIF asociado a la educación, lo cual no afectaría gravemente a las medidas en la variable, ya que además de ser un número muy escaso de ítems con DIF, se podría dar entre estos un fenómeno de cancelación ([Wyse, 2013](#)). La cancelación se produce porque uno de los ítems es más difícil para el grupo sin estudios universitarios, mientras que el otro es más difícil para el grupo con estudios universitarios. Asimismo, solo un ítem presentó DIF asociado al tipo de grupo (estudio o comparación). Tan escaso número de ítems con DIF asociado al tipo de grupo permite concluir que la validez de las puntuaciones es similar en ambos (comparación y estudio).

En su conjunto, los resultados de fiabilidad y adecuación del grado de dificultad indicarían que el test EV es el más apropiado para su utilización en la población objeto de estudio.

Con el fin de poder describir el desempeño en conocimiento de las emociones de las mujeres víctimas de violencia, se realizó un análisis de impacto en los tres tests. Lo más destacado del análisis fue la diferencia en el nivel de desempeño entre los grupos. El grupo de estudio presentó un nivel inferior al grupo de comparación en todas las variables (EV, CES y FES).

En términos generales, estos resultados indican que las mujeres que han experimentado violencia muestran un nivel inferior de comprensión emocional en comparación con mujeres de extracción sociodemográfica similar que no han sido víctimas de violencia. Aunque otros estudios empíricos sobre inteligencia emocional encuentran un desempeño inferior en mujeres víctimas de violencia frente a grupos de comparación ([Ratliff, 2017](#); [Tsirigotis y Łuczak, 2016](#)), al tratarse de resultados obtenidos con instrumentos de medida diferentes al de esta investigación, las comparaciones deben realizarse con cautela. Además de esto, la ausencia de revisiones sistemáticas y metaanálisis sobre el funcionamiento emocional de las víctimas de VCM en cualquier ámbito, junto con las limitaciones inherentes a estudios descriptivos y correlacionales, impide la identificación de patrones sólidos que puedan ser utilizados como puntos de referencia para comparaciones confiables.

Además del análisis de impacto se presentó un resumen de las diferencias en las categorías de los ítems del test EV. La diferencia registrada entre grupos en la aptitud media fue lo más destacado, puesto que el grupo de estudio, además de presentar un promedio notoriamente inferior al del grupo de comparación, presentó menores probabilidades de identificar correctamente los vocablos en todas las categorías emocionales; fueron muy bajas en los vocablos correspondientes a las categorías asco e ira.

No se tiene conocimiento de investigaciones previas que hayan abordado el análisis del vocabulario emocional en mujeres víctima de violencia, por lo que este hallazgo representa el primer registro de la disparidad en la capacidad de reconocer vocablos emocionales entre mujeres víctimas de violencia y aquellas que no han experimentado situaciones de violencia.

A partir del análisis inicial que mostró la adecuación de los datos empíricos al modelo de Rasch, los resultados de este estudio se añaden, en primer lugar, a una serie de investigaciones anteriores que resaltan las ventajas de utilizar la perspectiva de la medición invariante para examinar el conocimiento de las emociones, en contraposición a otras cuyo nivel de análisis es ordinal, como la Teoría Clásica de los Tests ([Delgado et al., 2018](#); [Delgado et al., 2017](#)).

En línea con la serie de investigaciones previas, este estudio refuerza la idea de que los tres tests diseñados para evaluar el conocimiento de las emociones, basados en la perspectiva psicológica constructorista, muestran una validez adecuada en contextos culturales similares. La TAC predice que habrá concordancia en las categorías emocionales amplias para personas de la misma lengua y cultura similar ([Barrett, 2009, 2014](#)), aun cuando puedan darse variaciones subculturales en el conocimiento de las emociones. En un contexto en el que el estatus de la inteligencia emocional basada en habilidades se sigue debatiendo ([MacCann et al., 2014](#)) hemos puesto a prueba medidas de dominios emocionales estrechamente definidos, en correspondencia con las recomendaciones de estudios previos ([MacCann y Roberts, 2008](#); [Matthews et al., 2012](#)).

En particular, este estudio aborda la comparación entre la calidad de las mediciones obtenidas en muestras de población general y las de un contexto clínico específico, como es el caso de la VCM. En este sentido, destaca ciertas características distintivas en el conocimiento emocional de las víctimas pertenecientes a una región de Paraguay, lo que podría representar una aproximación a la comprensión del funcionamiento emocional de dicho grupo. Dado que no existen investigaciones similares previas, se reconoce que esta aproximación tiene un carácter exploratorio.

Conviene destacar que, aun tratándose de investigaciones con metodologías cuestionables en muchos casos, se ha documentado ampliamente la relación entre la VCM y diversas variables relacionadas con la salud mental de las víctimas ([Dillon et al., 2013](#); [Jordan et al., 2010](#); [Walker, 2017](#)), razón por la cual en el marco de la TAC, en el que el lenguaje se considera constitutivo de las emociones ([Barrett et al., 2015](#); [Lindquist et al., 2016](#)), el potencial terapéutico para el ámbito de la VCM podría ser muy alentador.

Es evidente que por razones éticas no es posible utilizar diseños experimentales aleatorizados en el contexto de la VCM, lo que hace que cualquier inferencia causal sea, en términos estrictos, inadecuada. A pesar de las limitaciones del diseño de investigación, que no permite establecer relaciones causales entre la violencia y la capacidad de las víctimas para comprender las emociones, contar con un grupo de comparación y una medición adecuados ha contribuido a una descripción sólida de las diferencias entre los grupos estudiados.

Los hallazgos de este estudio alientan a futuras investigaciones en el área a utilizar modelos psicométricos avanzados, como el modelo de Rasch, que ofrecen claras ventajas sobre los modelos clásicos y permiten la obtención de medidas óptimas. Además, recalcan el gran potencial del modelo TAC para diversas aplicaciones en el ámbito clínico: ya [Lindquist et al. \(2015\)](#) propusieron diversas estrategias

terapéuticas, tales como el etiquetado de afectos y la reevaluación conceptual, que han mostrado su eficacia en otros contextos clínicos, destacando que las técnicas que incorporan el uso de términos emocionales podrían ser muy eficaces para entrenar el conocimiento y la regulación emocional. Con independencia de los factores causales, estas estrategias pueden desempeñar un papel crucial al ayudar a las víctimas de violencia a mejorar su comprensión de las categorías emocionales facilitando el proceso de etiquetar sus experiencias.

Extended Summary

Violence against women (VAW) is a set of abusive behaviors. It comes in multiple forms, including physical assault, sexual assault, stalking, and psychological aggression (Jordan et al., 2010). It is estimated that one in three women worldwide (33%) has experienced the most severe forms of VAW (physical and/or sexual violence) at some point in her life, with intimate partner violence (IPV) being its most recurrent form (OMS [WHO], 2021). For such a reason, despite the international commitment to combat it, VAW constitutes a major public health, social policy, and human rights concern (Semahegn et al., 2019).

According to data revealed by the most recent National Survey about the Situation of Women in Paraguay, ENSIMUP in 2021, conducted by the National Institute of Statistics (INE), the country's reality regarding VAW is worrisome and follows the global trend. The survey shows that 78.5% of Paraguayan women have been victims of some type of violence in their lifetime, while 46.2% have suffered violence by their intimate partner (INE, 2022).

While numerous research reports that VAW victims frequently experience negative emotions (Tani et al., 2016), the lack of systematic reviews and meta-analyses synthesizing the available findings precludes establishing definite patterns regarding emotional functioning. Thus, as part of the validation process of an emotion knowledge test (Delgado et al., 2018; Delgado et al., 2017) based on the Theory of Conceptual Act, and composed of three subtests, the objective of this study was to analyze the performance of a sample of Paraguayan women victims of violence ($n = 43$) and a comparison group ($n = 102$) of similar sociodemographic characteristics.

The Emotion Knowledge (EK) test is a computerized instrument composed of three tests: Emotion Vocabulary (EV), Close Emotional Situations (CES), and Far Emotional Situations (FES). It is available to accredited researchers upon request for non-commercial purposes (see Delgado et al., 2017). Each of the three tests was composed of 40 multiple-choice items, eight for each of the five emotion 'families' of happiness, sadness, anger, fear, and disgust. Given that the test had been previously validated in the Argentine population (Delgado et al., 2018), whose linguistic zone is the same as that of Paraguay, it was considered that the test did not require further linguistic or cultural adaptations.

Each item of the EV test is an emotion word whose frequency per million is similar in Argentina and Spain according to CORPES XXI (Real Academia Española, 2015). From the five response options (happiness, sadness, anger, fear, and disgust) the participant must choose the one whose meaning is closest to that of the target word.

CES test items are verbal scenarios depicting a character and an act, object, time, and place near/concrete. FES test items are verbal scenarios depicting a distant/abstract character, time, and situation.

For both tests, the scenarios describe specific variations of the prototypical emotions. The participant is asked to choose the option (happiness, sadness, anger, fear, or disgust) that best describes the emotion that would typically be felt in that situation.

The EK test was administered to the women in the study group in the Justice of the Peace Courts when they attended their respective hearings after the formal complaint of violence. Participants in the

comparison group were recruited and administered the EK test in public places (schools, gyms, etc.). The authorization for the evaluation of the study group in the Peace Courts was granted by the Third Judicial District of the Republic. This study was approved by the Bioethics Committee of the University of Salamanca (registration number 389).

Rasch analyses were conducted with the software Winsteps 3.80.1 (Linacre, 2013). To analyze the fit of persons and items to the model, standardized root mean squared residuals (outfit and infit) were considered. Infit/outfit values above 2 indicate a severe misfit that distorts the measurement system (Linacre, 2013). To analyze the requirement of unidimensionality, a principal component analysis of the residuals was performed. To claim essential unidimensionality, the measures estimated with the Rasch model must account for at least 20% of the total variance of the observations (Reckase, 1979) and the amount of variance explained by the first component of the residuals must be less than 3 (Miguel et al., 2013).

The differential item functioning (DIF) analysis was carried out by analyzing the magnitude of the standardized difference between the calibrations of each item in the study and comparison groups. The presence of DIF is noticeable if the difference is large (greater than $/.64/$ logit) and statistically significant.

The Infit and Outfit statistics of the EV, CES, and FES tests indicate that almost all items and persons fit the model. Also, all three tests show essential unidimensionality, since the percentages of variance corresponding to the Rasch dimension exceed 20% and the eigenvalue corresponding to the first component of the residuals is less than 3. In the EV test, the reliability of the estimates of item difficulty (.98) and person aptitude (.84) is high. On this variable, mean person aptitude was 0.66 logits ($SD = 1.05$), and the range was between -2.71 and 3.92, indicating a large variability.

In the CES and FES tests the accuracy of the items was very high. CES person separation reliability was adequate in the CES test, but the FES one did not reach the recommended value (.70), because it is easy for the sample. In both tests the variability of individuals' scores is moderate.

The presence of DIF associated with group, age, education, residence, and marital status was very low in all three tests.

The results of reliability and degree of difficulty would indicate that the EV test is the most appropriate for use in the population under study.

The differences favoring the comparison group were statistically significant for the three tests: emotion vocabulary (EV), close emotional situations (CES), and far emotional situations (FES). The study group presented a lower level than the comparison group in all variables (EV, CES, and FES). Effect size was high in the case of EV ($d = 1.03$), medium in the case of CES ($d = 0.61$), and low in the case of FES ($d = 0.35$).

The study group, in addition to presenting a significantly lower average ($M_{EG} = -0.03$) than the comparison group ($M_{CG} = 0.95$), presented lower probabilities of correctly identifying words in all emotional categories; they were very low in the words corresponding to the disgust ($P_{EG} = .19$) and anger ($P_{EG} = .32$) categories.

The findings of this study corroborate the adequate validity, in similar cultures, of the three tests of emotion knowledge created from a psychological constructionist theoretical framework. These results encourage future research in the area to use advanced psychometric models, such as the Rasch model, which offer clear advantages over classical models and allow obtaining optimal measures.

Conflicto de Intereses

Los autores de este artículo declaran que no tienen ningún conflicto de intereses.

Referencias

- Barrett, L. F. (2009). Variety is the spice of life: A psychological construction approach to understanding variability in emotion. *Cognition & Emotion*, 23(7), 1284-1306. <https://doi.org/10.1080/02699930902985894>
- Barrett, L. F. (2012). Emotions are real. *Emotion*, 12(3), 413-429. <https://doi.org/10.1037/a0027555>
- Barrett, L. F. (2014). The conceptual act theory: A précis. *Emotion Review*, 6(4), 292-297. <https://doi.org/10.1177/1754073914534479>
- Barrett, L. F. (2017). The theory of constructed emotion: An active inference account of interoception and categorization. *Social Cognitive and Affective Neuroscience*, 12(1), 1-23. <https://doi.org/10.1093/scan/nsw154>
- Barrett, L. F., Wilson-Mendenhall, C. D. y Barsalou, L. W. (2015). The conceptual act theory: A roadmap. En L. Feldman-Barrett y J. A. Russell (Eds.), *The psychological construction of emotion* (pp. 83-110). The Guilford Press.
- Chrisler, J. C. y Ferguson, S. (2006). Violence against women as a public health issue. *Annals of the New York Academy of Sciences*, 1087(1), 235-249. <https://doi.org/10.1196/annals.1385.009>
- Delgado, A. R., Burin, D. I. y Prieto, G. (2018). Testing the generalized validity of the Emotion Knowledge test scores. *PLOS ONE*, 13(11), 1-11. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0207335>
- Delgado, A. R., Prieto, G. y Burin, D. I. (2017). Constructing three emotion knowledge tests from the invariant measurement approach. *PeerJ*, 5, 1-19. <https://doi.org/10.7717/peerj.3755>
- Dillon, G., Hussain, R., Loxton, D. y Rahman, S. (2013). Mental and physical health and intimate partner violence against women: A review of the literature. *International Journal of Family Medicine*, 2013, 1-15. <https://doi.org/10.1155/2013/313909>
- Hoemann, K., Xu, F. y Barrett, L. F. (2019). Emotion words, emotion concepts, and emotional development in children: A constructionist hypothesis. *Developmental Psychology*, 55(9), 1830-1849. <https://doi.org/10.1037/dev0000686>
- Instituto Nacional de Estadística (INE, 2022). *Encuesta Nacional sobre Situación de las Mujeres en Paraguay – ENSIMUP 2021*. Instituto Nacional de Estadística (INE). <https://www.ine.gov.py/ckfinder/userfiles/files/ENSIMUP%20resultados.pdf>
- Jordan, C. E., Campbell, R. y Follingstad, D. (2010). Violence and women's mental health: The impact of physical, sexual, and psychological aggression. *Annual Review of Clinical Psychology*, 6(1), 607-628. <https://doi.org/10.1146/annurev-clinpsy-090209-151437>
- Linacre, J. M. (2013). *Winsteps and facets: Rasch Analysis + Rasch Measurement Software + 1PL IRT*. <https://www.winsteps.com/index.htm>
- Lindert, J. y Levav, I. (Eds.). (2015). *Violence and mental health*. Springer Netherlands. <https://doi.org/10.1007/978-94-017-8999-8>
- Lindquist, K. A., Gendron, M. y Satpute, A. B. (2016). *Language and emotion. Putting words into feelings and feelings into words* (pp. 579-594). Guilford Press.
- Lindquist, K. A., Satpute, A. B. y Gendron, M. (2015). Does language do more than communicate emotion? *Current Directions in Psychological Science*, 24(2), 99-108. <https://doi.org/10.1177/0963721414553440>
- MacCann, C., Joseph, D. L., Newman, D. A. y Roberts, R. D. (2014). Emotional intelligence is a second-stratum factor of intelligence: Evidence from hierarchical and bifactor models. *Emotion*, 14(2), 358-374. <https://doi.org/10.1037/a0034755>
- MacCann, C. y Roberts, R. D. (2008). New paradigms for assessing emotional intelligence: Theory and data. *Emotion*, 8(4), 540-551. <https://doi.org/10.1037/a0012746>
- Matthews, G., Zeidner, M. y Roberts, R. D. (2012). Emotional intelligence: A promise unfulfilled? *Emotional Intelligence. Japanese Psychological Research*, 54(2), 105-127. <https://doi.org/10.1111/j.1468-5884.2011.00502.x>
- Mayer, J. D., Caruso, D. R. y Salovey, P. (2016). The ability model of emotional intelligence: Principles and updates. *Emotion Review*, 8(4), 290-300. <https://doi.org/10.1177/1754073916639667>
- Miguel, J. P., Silva, J. T. y Prieto, G. (2013). Career Decision Self-Efficacy Scale-Short Form: A Rasch analysis of the Portuguese version. *Journal of Vocational Behavior*, 82(2), 116-123. <https://doi.org/10.1016/j.jvb.2012.12.001>
- Oram, S., Khalifeh, H. y Howard, L. M. (2017). Violence against women and mental health. *The Lancet Psychiatry*, 4(2), 159-170. [https://doi.org/10.1016/S2215-0366\(16\)30261-9](https://doi.org/10.1016/S2215-0366(16)30261-9)
- Organización Mundial de la Salud (OMS, 2021). *Estimaciones de la prevalencia de la violencia contra las mujeres, 2018*. Organización Mundial de la Salud. <https://apps.who.int/iris/handle/10665/342703>
- Prieto, G. y Delgado, A. R. (2003). Análisis de un test mediante el modelo de Rasch. *Psicothema*, 15(1), 94-100.
- Rasch, G. (1960). *Probabilistic models for some intelligence tests and attainment tests*. Danish Institute for Educational Research.
- Ratliiff, T. L. (2017). *An exploration of emotional intelligence in victim-survivors of intimate partner violence* [Degree of Doctor of Philosophy Psychology, Walden University]. <https://scholarworks.waldenu.edu/cgi/viewcontent.cgi?article=5424&context=dissertations>
- Real Academia Española. (2015). *Corpus del Español del Siglo XXI, CORPES XXI*. <http://web.frl.es/CORPES/view/inicioExterno.view>
- Reckase, M. D. (1979). Unifactor latent trait models applied to multifactor tests: Results and implications. *Journal of Educational Statistics*, 4(3), 207-230. <https://doi.org/10.2307/1164671>
- Russell, J. A. (2009). Emotion, core affect, and psychological construction. *Cognition & Emotion*, 23(7), 1259-1283. <https://doi.org/10.1080/02699930902809375>
- Semahegn, A., Torpey, K., Manu, A., Assefa, N., Tesfaye, G. y Ankomah, A. (2019). ¿Are interventions focused on gender-norms effective in preventing domestic violence against women in low and lower-middle income countries? A systematic review and meta-analysis. *Reproductive Health*, 16(1), Article 93. <https://doi.org/10.1186/s12978-019-0726-5>
- Tani, F., Peterson, C. y Smorti, M. (2016). The words of violence: Autobiographical narratives of abused women. *Journal of Family Violence*, 31(7), 885-896. <https://doi.org/10.1007/s10896-016-9824-0>
- Tsirigotis, K. y Łuczak, J. (2016). Emotional intelligence of women who experience domestic violence. *Psychiatric Quarterly*, 87(1), 165-176. <https://doi.org/10.1007/s11126-015-9368-0>
- Walker, L. E. (2017). *The battered woman syndrome* (Fourth Edition). Springer Publishing Company, LLC.
- Wilson-Mendenhall, C. D., Barrett, L. F., Simmons, W. K. y Barsalou, L. W. (2011). Grounding emotion in situated conceptualization. *Neuropsychologia*, 49(5), 1105-1127. <https://doi.org/10.1016/j.neuropsychologia.2010.12.032>
- Wyse, A. E. (2013). DIF cancellation in the Rasch model. *Journal of Applied Measurement*, 14(2), 118-128.