

ARTÍCULO DE INVESTIGACIÓN

PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS DEL CUESTIONARIO DE REGULACIÓN COGNITIVA DE LA EMOCIONES (CERQ) EN ESTUDIANTES UNIVERSITARIOS DE LIMA

PSYCHOMETRIC PROPERTIES OF THE COGNITIVE EMOTIONAL REGULATION QUESTIONNAIRE (CERQ) IN COLLEGE STUDENTS FROM LIMA

SERGIO ALEXIS DOMINGUEZ LARA\*<sup>1</sup> Y LEONARDO ADRIÁN MEDRANO<sup>2</sup>

<sup>1</sup> UNIVERSIDAD DE SAN MARTÍN DE PORRES, LIMA – PERÚ

<sup>2</sup> UNIVERSIDAD SIGLO 21, CÓRDOBA – ARGENTINA

FECHA RECEPCIÓN: 24/07/2015 • FECHA ACEPTACIÓN: 10/12/2015

Para citar este artículo: Dominguez, S., & Medrano, L. (2016). Propiedades psicométricas del Cuestionario de Regulación Cognitiva de la Emociones (CERQ) en estudiantes universitarios de Lima. *Psychologia: Avances de la Disciplina*, 10(1), 53-67.

## Resumen

El objetivo del presente estudio fue obtener evidencias de validez para el uso del Cognitive Emotional Regulation Questionnaire (CERQ) en universitarios limeños. Se administró la escala a 345 estudiantes (hombres = 26.4%; mujeres = 73.6%) de edad promedio 23.17 años. Se evaluó por medio de análisis factorial confirmatorio el modelo original de nueve factores. Los índices de ajuste encontrados así como un análisis conceptual de los hallazgos sugirieron una reespecificación, eliminando uno de los ítems. Luego de dicho procedimiento se mejoró el ajuste del modelo, aunque fue observada la presencia de covariaciones de fuerte magnitud entre los factores. Posteriormente se examinó la consistencia interna mediante el coeficiente alfa y el coeficiente omega, observándose valores aceptables aunque moderados. Asimismo, se realizaron correlaciones con medidas de cansancio emocional y bienestar psicológico a fin de encontrar evidencias externas de validez, encontrándose correlaciones significativas y coherentes en términos teóricos. De esta manera se corrobora que el CERQ posee propiedades psicométricas satisfactorias para su uso en la población universitaria de Lima.

*Palabras clave:* regulación emocional, CERQ, análisis factorial confirmatorio, consistencia interna, universitarios.

## Abstract

The aim of this paper was to obtain evidence of validity for the use of Cognitive Emotional Regulation Questionnaire (CERQ) in college students from Lima. The scale was administered to 345 students (male = 26.4%; women = 73.6%) of mean age 23.17 years. It was evaluated through confirmatory factor analysis the original nine-factor model. The found fit indices as well as a conceptual analysis of the findings

\* Contacto: Sergio Dominguez Lara. Instituto de Investigación de Psicología, Universidad de San Martín de Porres, Av. Tomás Marsano 242 (5to piso), Lima 34 – Perú; E-mail: sdominguezl@usmp.pe

suggested a re-specification, eliminate one item. After this procedure the model fit was improved, although it was observed the presence of strong covariances between factors. Likewise, internal consistency was assessed by coefficient alpha and coefficient omega, obtaining coefficients of moderate magnitude. Also, correlations were performed with measures of emotional exhaustion and psychological well-being in order to find external evidence of validity and found significant and consistent correlations in theoretical terms.. Thus it is confirmed that the CERQ has satisfactory psychometric properties for use in college students from Lima.

*Keywords:* Emotion regulation, CERQ, confirmatory factor analysis, internal consistency, college students.

## Introducción

Regulación emocional es un concepto que hace referencia a los procesos por los cuales los individuos influyen sobre las emociones que tienen, cuándo las tienen, y cómo las experimentan y expresan (Thompson, 1994). Estos pueden ser automáticos o controlados, conscientes o inconscientes, y pueden afectar uno o más puntos en los procesos que generan las emociones (Gross, 1998). Así, tal como plantea Koole (2009), tienen como objetivo redireccionar el flujo espontáneo de las emociones, ya sean positivas o negativas, pudiéndolas incrementar, mantener o disminuir, ya sea alterando los factores que anteceden a la emoción o modificando un aspecto de la emoción en sí misma dependiendo de las metas del individuo (Gross, 1998; Gross & Thompson, 2007). Esto se realiza con el fin de mantener un funcionamiento psicológico adecuado, ya que una incapacidad para regular las emociones contribuye al desarrollo de psicopatología (Kring & Werner, 2004).

Aunque existen múltiples maneras de regular las emociones, Garnefski y Kraaij (2007) destacan el papel de los procesos cognitivos implicados durante un episodio emocional. Concretamente plantean que algunos procesos cognitivos como la *Rumiación*, y la *Catastrofización*, pueden contribuir a que el estado emocional displacentero aumente y se perpetúe, mientras que otras como la *Reinterpretación* o la *Focalización Positiva* pueden disminuir el estado displacentero e incluso modificar la valencia de la emoción. A partir de ello estos autores desarrollaron el *Cognitive Emotional Regulation Questionnaire* (CERQ) destinado a medir el componente cognitivo de la regulación emocional (Garnefski, Kraaij, & Spinhoven, 2002; Garnefski & Kraaij, 2007). Este instrumento evalúa nueve estrategias cognitivas de regulación emocional: *Rumiación*, *Catastrofización*, *Autoculparse*, *Culpar a otros*, *Poner en Perspectiva*, *Aceptación*, *Focalización Positiva*, *Reinterpretación Positiva*, y *Refocalización en los Planes* (Garnefski & Kraaij, 2007).

Algunas de estas estrategias se asocian a mayores niveles de afecto negativo e interferencia emocional, tal es el caso de la *Rumiación*, la *Catastrofización*, el *Autoculparse* y el *Culpar a otros* (Medrano, Moretti, Ortiz, & Pereno, 2013). La *Rumiación* consiste en pensar excesivamente sobre los sentimientos o problemas asociados a la ocurrencia de un evento negativo, a pesar de que éste ya ha pasado. Por otra parte, la *Catastrofización* consiste en pensamientos que anticipan consecuencias exageradas o desproporcionadas. Puede definirse como una tendencia a magnificar el valor amenazante de ciertos eventos displacenteros, lo cual aumenta en consecuencia la sensación de indefensión. Finalmente, *Auto-culparse* y *Culpar a otros* refiere al proceso cognitivo de atribución causal del evento displacentero a la propia persona o bien a un tercero, respectivamente (Medrano et al., 2013).

El CERQ también examina estrategias que no se encuentran asociadas con el afecto negativo. Tal es el caso de la *Focalización Positiva*, la cual consiste en mantener pensamientos agradables y alegres luego de un evento displacentero. La *Aceptación*, por su parte se refiere a un proceso cognitivo diferente de la resignación consistente en no intentar cambiar o controlar las emociones o eventos displacenteros, sino en vivenciarlos sin juzgarlos. *Poner en perspectiva* es un proceso cognitivo igualmente complejo que consiste en relativizar la gravedad del evento negativo comparándolo con otros eventos, o bien tomando en su consideración su impacto a través del tiempo. Un proceso semejante es la *Reinterpretación Positiva* que consiste en otorgar un significado negativo al evento displacentero y no focalizarse exclusivamente en las consecuencias negativas del mismo. Finalmente, la *Refocalización en los planes* se refiere a un proceso cognitivo elaborado que implica desviar los pensamientos de las consecuencias negativas del evento y pensar estrategias centradas en la resolución del problema (Medrano et al., 2013).

Si bien estudios previos plantean que las estrategias del CERQ pueden agruparse en estrategias funcionales y disfuncionales (Domínguez-Sánchez et al., 2013),

dicha clasificación puede ser considerada defectuosa ya que no contempla el contexto en el cual se desarrolla la estrategia. Por ejemplo, la *Catastrofización* puede ser una estrategia disfuncional si la persona sistemáticamente detecta peligro en situaciones donde éste no existe. No obstante, en un contexto de riesgo real, la *Catastrofización* puede resultar un mecanismo adaptativo, ya que aumentaría las posibilidades de supervivencia. Aunque debe reconocerse que ciertas estrategias son predominantemente disfuncionales (autoculparse, rumiar, culpar a otros y catastrofizar), cabe señalar que el rótulo de “disfuncional” no refleja las características más importantes de tales estrategias. Tal como plantea Medrano (2012) las estrategias podrían dividirse en *automáticas y elaborativas*. Las primeras se caracterizarían por demandar menores recursos atencionales y poseen la función de detectar amenazas y reaccionar en consecuencia para aumentar la seguridad y supervivencia del organismo, dentro de ésta categoría se encontrarían los procesos de *Catastrofización*, *Rumiación* y *Autoculparse*. Por otra parte las estrategias elaborativas demandarían mayores recursos atencionales y permitirían realizar un procesamiento más racional, conciente y complejo de la información, dentro de esta categoría se encontrarían los procesos de *Reinterpretación positiva*, *Focalización en los planes* y *Focalización positiva*.

El CERQ ha sido trabajado originalmente en Holanda (Garnefski & Kraaij, 2007; Garnefski et al., 2002) en adolescentes y adultos, y adaptado a diferentes países tales como Rumania (Perte & Miclea, 2011), Suiza (Jermann et al., 2006) y España (Domínguez-Sánchez, Lasa-Aristu, Amor, & Holgado-Tello, 2013) donde trabajaron con población general; y en China (Zhu et al., 2008), Turquía (Tuna, & Bozo, 2012), Irán (Abdi et al., 2012), y Argentina (Medrano, Moretti, Ortiz, & Pereno, 2013), en los cuales los grupos estudiados fueron de estudiantes universitarios. A continuación se resumen los hallazgos presentados en dichas investigaciones.

Garnefski y su equipo (Garnefski et al, 2002; Garnefski, & Kraaij, 2007) estudiaron la estructura factorial del CERQ en grupos de adolescentes y adultos mediante un Análisis de Componentes Principales (ACP) con rotación varimax. Extrajeron nueve componentes interpretables en términos teóricos aunque cabe señalar que no especificaron con claridad los criterios para determinar el número de factores y se observaron saturaciones fac-

toriales elevadas en más de un factor. Por otro lado, en el trabajo con adultos llevaron a cabo un análisis factorial confirmatorio (AFC) con el objetivo de poner a prueba el modelo de nueve factores (el método de estimación no fue especificado). Los índices de ajuste indicaron la viabilidad del modelo ( $\chi^2_{(546)} = 591.58; p = .08; CFI = .92$ ; no se reportó el SRMR ni el RMSEA). Finalmente, exploraron la relación de las estrategias evaluadas con el CERQ con ansiedad y depresión, encontrándose una relación directa y significativa con tres estrategias: *Culpar a otros*, *Rumiación* y *Catastrofización*.

Por otra parte en la adaptación francesa (Jermann et al., 2006) se extrajeron nueve factores mediante el MAP (*Minimum Average Partial*), para utilizar luego un análisis factorial exploratorio (el procedimiento no fue especificado) con rotación oblimin, obteniendo cargas factoriales elevadas en aquellos factores teóricamente esperados aunque dos ítems (8 y 19) obtuvieron cargas bajas ( $< .30$ ). Posteriormente, aunque con la misma muestra, se llevó a cabo un análisis factorial confirmatorio mediante el método de Máxima Verosimilitud (MV) a fin de poner a prueba el modelo de nueve factores. Los índices de ajuste indicaron la viabilidad del modelo ( $\chi^2_{(558)} = 974.79; p < .01; CFI = .94; SRMR = .075; RMSEA = .056$ ). Seguidamente fue evaluado un modelo que incluía dos factores de segundo orden a fin de establecer la distinción entre estrategias adaptativas y desadaptativas. Los índices de ajuste indicaron la viabilidad del modelo ( $\chi^2_{(584)} = 1042.76; p < .01; CFI = .94; SRMR = .088; RMSEA = .059$ ), encontrando una covariación entre los factores de segundo orden de  $-.34$ .

Resultados semejantes fueron reportados en la adaptación China (Zhu et al., 2008), donde se realizó un AFC con el método MV para evaluar el modelo de nueve factores. Los índices de ajuste indicaron la viabilidad del modelo ( $CFI = .912; RMSEA = .054; NNFI = .900; IFI = .912$ ). Al relacionar la estrategias del CERQ con ansiedad y depresión encontraron una relación directa y significativa con cuatro estrategias: *Auto-culparse*, *Rumiación*, *Culpar a otros* y *Catastrofización*.

Perte y Miclea (2011) estudiaron la versión rumana del CERQ en adolescentes, adultos, y paciente psiquiátricos. En el grupo de adultos, se aplicó un ACP con rotación varimax, considerando la extracción de ocho componentes basándose en la regla de Kaiser (valor eigen  $> 1$ ). Si bien hay menos distanciamiento con respecto a la propuesta

original, las subescalas *Refocalización en los Planes* y *Reinterpretación positiva* se fusionaron en un solo componente. Se encontraron diferencias estadísticamente significativas entre la muestra *clínica* y *no-clínica*, destacándose que las estrategias *Poner en Perspectiva*, *Aceptación*, *Focalización Positiva*, *Reinterpretación Positiva*, y *Refocalización en los Planes* presentan puntuaciones mayores en la muestra *no-clínica* y las estrategias *Rumiación*, *Catastrofización*, *Autoculparse*, y *Culpar a otros*, puntajes mayores en la muestra *clínica*.

Una versión turca del CERQ fue examinada con población universitaria (Tuna, & Bozo, 2012). Se implementó un AFC (el método de estimación no fue especificado) con el objetivo de poner a prueba el modelo de nueve factores. Los índices indicaron un ajuste marginal de los datos al modelo de nueve factores ( $SB\chi^2_{(558)} = 1308.5$ ;  $p < .001$ ; CFI = .87; RMSEA = .058, SRMR = .075). Finalmente, en cuanto a la relación con aspectos disfuncionales evaluados adicionalmente (ansiedad, depresión, por ejemplo) se encontró una relación directa y significativa con las estrategias *Rumiación*, *Catastrofización*, *Autoculparse*, y *Culpar a otros*. A su vez, la autoeficacia general presentó una relación directa y significativa con las estrategias denominadas *Poner en Perspectiva*, *Aceptación*, *Focalización Positiva*, *Reinterpretación Positiva*, y *Refocalización en los Planes*.

Por su parte, Adibi et al. (2012) estudiaron las propiedades psicométricas del CERQ en estudiantes universitarios de Irán. Participaron 503 personas, 235 varones y 268 mujeres, de edades comprendidas entre 18 y 30 años ( $M = 21.53$ ;  $DE = 2.41$ ). Fue utilizado un ACP con rotación varimax, considerando la extracción de nueve componentes en la regla de Kaiser. Aunque los ítems cargan adecuadamente en los componentes que les corresponde, seis de los ítems cargan en componentes distintos.

Domínguez-Sánchez et al. (2013) validaron la versión española del CERQ por medio de un AFC mediante el método de estimación por *mínimos cuadrados no ponderados* con el uso de matrices policóricas. Los índices obtenidos dieron evidencia de un ajuste aceptable al modelo de nueve factores ( $\chi^2_{(558)} = 2513.95$ ;  $p < .001$ ; CFI = .98; RMSEA = .082, SRMR = .10; GFI = .90; NFI = .99), aunque los autores hicieron algunas modificaciones al modelo a fin de mejorar los indicadores de ajuste, elevándose los índices de ajuste ( $\chi^2_{(556)} = 2250.52$ ;  $p < .001$ ; CFI = .98; RMSEA = .078, SRMR = .06; GFI = .96; NFI = .99). Luego de ello, propusieron un modelo

que incluía dos factores de segundo orden, englobando las estrategias consideradas por los autores como adaptativas (*Poner en Perspectiva*, *Aceptación*, *Focalización Positiva*, *Reinterpretación Positiva*, y *Refocalización en los Planes*) y no adaptativas (*Rumiación*, *Catastrofización*, *Auto-culparse*, *Culpar a Otros*). Los índices de ajuste respaldan el modelo ( $\chi^2_{(582)} = 1738.05$ ;  $p < .001$ ; CFI = .98; RMSEA = .075, SRMR = .08; GFI = .93; NFI = .99).

En Argentina, Medrano et al. (2013) estudiaron las propiedades psicométricas del CERQ en estudiantes universitarios de la ciudad de Córdoba. Fue implementado un AFC usando una estimación por mínimos cuadrados a fin de probar dos modelos: uno de nueve factores, y otro modelo de nueve factores de primer orden y dos de segundo orden. Tanto el primer modelo ( $\chi^2_{(558)} = 1139.648$ ;  $p < .01$ ; CFI = .84; RMSEA = .05, GFI = .85) como el segundo ( $\chi^2_{(585)} = 1374.012$ ;  $p < .01$ ; CFI = .78; RMSEA = .06; GFI = .82) presentaron índices de ajuste por debajo de los límites recomendados por la literatura. En función de estos resultados se concluyó que las estrategias cognitivas de regulación emocional se explicarían mejor considerándolas de manera diferenciada y no como un conjunto de estrategias agrupadas a partir de su presunta adaptabilidad. Por otra parte, los autores reespecificaron el primer modelo en base a los índices de modificación, mejorando el ajuste del mismo ( $\chi^2_{(538)} = 875.506$ ;  $p < .01$ ; CFI = .91; RMSEA = .04, GFI = .90).

Aunque el CERQ constituya uno de los instrumentos de mayor uso a nivel mundial para evaluar estrategias cognitivas de regulación emocional, no existen estudios que hayan explorado las propiedades psicométricas de este instrumento en la población limeña. A partir de ello el presente estudio tiene por objetivo analizar: a) la estructura interna del CERQ, b) la consistencia interna de las nueve escalas que lo componen y c) proporcionar evidencias externas de validez. De esta forma se podrá determinar si el CERQ cumple con los estándares psicométricos requeridos por la normativa internacional para ser utilizado en la población universitaria limeña.

## Método

### Participantes

Se contó con la colaboración de 345 estudiantes universitarios limeños de ambos sexos (hombres =

26.4%; mujeres = 73.6%), con edades comprendidas entre los 16 y los 62 años ( $M = 23.17$  años;  $DE = 9.28$ ), no encontrándose diferencias estadísticamente significativas entre varones y mujeres con respecto a la edad ( $t_{(341)} = -1.134$ ;  $p > .05$ ). Los participantes fueron seleccionados a partir de un muestreo no probabilístico de tipo accidental, y accedieron voluntariamente a participar en la investigación.

### Instrumentos

*Cognitive Emotional Regulation Questionnaire* (CERQ), que fue elaborado por Garnefski y su equipo (Garnefski, Kraaij, & Spinhoven, 2002; Garnefski & Kraaij, 2007). Consta de 36 ítems, cada uno de los cuales presenta cinco opciones de respuesta que va desde *Casi nunca* (1) hasta *Casi siempre* (5). Evalúa nueve estrategias cognitivas como: *Rumiación*, *Catastrofización*, *Auto-culparse*, *Culpar a Otros*, *Poner en Perspectiva*, *Aceptación*, *Focalización Positiva*, *Reinterpretación Positiva*, y *Refocalización en los Planes*, con cuatro ítems cada una. Se utilizó la versión argentina (Medrano et al., 2013) dado que se trata de una versión en español y más afines al contexto peruano en comparación a la versión española (Domínguez-Sánchez et al., 2013).

*Escala de Bienestar Psicológico para Adultos* (BIEPS-A) de Casullo (2002) consta de 13 ítems, lo cuales se puntúan de 1 a 3 (De acuerdo; Ni de acuerdo ni en desacuerdo; En desacuerdo). La puntuación obtenida en la BIEPS-A oscila entre los 13 y los 39 puntos. Evalúa cuatro factores: *Aceptación/control de situaciones*, *Autonomía*, *Vínculos sociales* y *Proyectos*. Estudios previos indican que el BIEPS presenta propiedades psicométricas satisfactorias en estudiantes universitarios (Dominguez, 2014b).

*La Escala de Cansancio Emocional-ECE* (Fontana, 2011) en versión de Dominguez (2013; 2014a), consta de 10 ítems, los cuales se puntúan de 1 a 5 (de *Raras veces* a *Siempre*), considerando los 12 últimos meses de vida estudiantil. La puntuación obtenida en la ECE oscila entre los 10 y los 50 puntos.

### Procedimiento

Se llevó a cabo una investigación de carácter instrumental (Montero & León, 2007), con el fin de evaluar las propiedades psicométricas del CERQ en el contexto limeño. Para ello se solicitó el permiso correspondiente a las autoridades universitarias y poste-

riormente a los docentes para realizar las evaluaciones en el horario habitual de clases. Una vez que los participantes brindaron su consentimiento informado se procedió a administrar los instrumentos. La totalidad de la muestra respondió al CERQ y en una sub-muestra de 112 alumnos se administraron además a las escalas BIEPS y ECE, con el objeto de llevar a cabo los estudios de validez convergente.

Una vez recolectados los datos se efectuó un análisis descriptivo y de exploración inicial con el fin de evaluar el comportamiento de las variables y determinar el cumplimiento de los supuestos estadísticos.

Luego de analizar el cumplimiento de los supuestos estadísticos se procedió a analizar la estructura interna del instrumento. Para ello, se aplicó la metodología SEM (*Structural Equation Modeling*), mediante el análisis factorial confirmatorio utilizando el programa EQS 6.2 (Bentler & Wu, 2012). Se utilizó el método de máxima verosimilitud (MV), ya que aún con variables con distribución asimétrica existe evidencia de que es un método adecuado para obtener cargas factoriales (Beauducel, & Herzberg, 2006). En cuanto a la evaluación de los modelos propuestos, se usaron los *indicadores de ajuste absoluto* más frecuentes en investigación debido a que ninguno de ellos por se aporta toda la información necesaria para valorar un modelo (Dominguez, 2014b; Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010; Hair, Anderson, Tatham, & Black, 2005; Manzano & Zamora, 2010; Ruiz, Pardo, & San Martín, 2010; Schreiber, Stage, King, Nora, & Barlow, 2006). Por lo tanto, se obtuvo el *Índice de Aproximación de la Raíz de Cuadrados Medios del Error* ( $RMSEA \geq 0.05$ ; Steiger & Lind, 1980), el *Índice de Ajuste Comparativo* ( $CFI \geq 0.95$ ; Bentler, 1990) e índices basados en criterios de información *Akaike's Information Criterion* (AIC; Akaike, 1987) y *Consistent Akaike's Information Criterion* (CAIC; Bozdogan, 1987). Estos últimos permiten comparaciones entre modelos no anidados, considerando que el modelo con los valores más pequeños presentan un mejor ajuste. La prueba general de bondad de ajuste  $\chi^2$  fue calculada para cada modelo, aplicándose un ajuste por el efecto de la falta de normalidad de las variables (Satorra & Bentler, 1994;  $SB-\chi^2$ ).

Dado que los estudios antecedentes son controvertidos en relación a la existencia de correlaciones entre los factores, en el presente trabajo se comparará

el ajuste de un modelo ortogonal y otro oblicuo para determinar cuál de ambos resulta más adecuado en la población limeña. De esta manera, el primer modelo (M1) consiste en nueve factores independientes (modelo ortogonal), y el segundo modelo (M2) consiste en nueve factores correlacionados (modelo oblicuo).

Asimismo, para obtener evidencias de validez mediante la relación con criterios externos, por medio del coeficiente de correlación de Pearson se determinó la relación del CERQ con las dos medidas criterio: BIEPS y ECE. Dichos análisis se realizaron también mediante el programa SPSS v.20.

Finalmente, el análisis la confiabilidad por medio de su consistencia interna se realizó utilizando el coeficiente alfa de Cronbach y el coeficiente Omega para cada uno de los factores obtenidos.

## Resultados

### *Análisis descriptivo y exploración inicial de datos*

En primera instancia se efectuó un análisis descriptivo de las variables y se examinó el cumplimiento de los supuestos estadísticos. Para ello se calcularon medidas descriptivas de media, desviación estándar, asimetría y curtosis univariada. Siguiendo las recomendaciones de Malgady (2007) se calculó el índice estandarizado de asimetría (Standardized Skew Index; SSI) para evaluar el grado de asimetría de cada uno de los ítems. Ocho de los reactivos presentaron asimetría moderadas (valores SSI superiores a .25 y menores a .50). Si bien la mayor parte de los ítems presentaron una distribución normal univariada, al examinar el coeficiente de Mardia se observó el incumplimiento del supuesto de normalidad multivariada (193.80). Dicho valor no puede considerarse adecuado ( $> 70$ ; Rodríguez & Ruiz, 2008) y podría afectar las estimaciones basadas en el método MV, por este motivo se optó por usar la corrección SB-c2. Sumado a ello y atendiendo a la falta de normalidad multivariada se optó por utilizar correlaciones policórica (Lee, Poon, & Bentler, 1995). Estas correlaciones son eficientes estimadores de las variables continuas subyacentes a los ítems de naturaleza ordinal (Bentler, 2010; Dominguez, 2014c; Holgado-Tello, Chacón-Moscoso, Barbero-García, & Vila-Abad, 2010), sin normalidad multivariada (Lei & Wu, 2012).

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

Ítem	M	DE	$g_1$	$g_2$	SSI
Ítem 1	2.37	.846	-.059	-.277	-0.02
Ítem 2	3.72	.995	-.600	.045	-0.30
Ítem 3	3.39	.973	-.132	-.377	-0.06
Ítem 4	3.62	.999	-.326	-.376	-0.16
Ítem 5	3.75	.962	-.456	-.199	-0.21
Ítem 6	4.26	.908	-1.206	1.122	-0.50
Ítem 7	2.98	.990	.276	-.078	0.14
Ítem 8	2.33	1.006	.471	-.301	0.24
Ítem 9	1.85	.877	.772	.012	0.30
Ítem 10	2.26	.945	.616	.323	0.28
Ítem 11	3.47	.997	-.262	-.296	-0.13
Ítem 12	4.20	.847	-.966	.704	-0.35
Ítem 13	4.10	.794	-.529	-.319	-0.17
Ítem 14	3.47	1.014	-.363	-.209	-0.19
Ítem 15	2.88	1.020	.120	-.489	0.06
Ítem 16	3.75	.980	-.358	-.475	-0.17
Ítem 17	2.90	1.070	.077	-.635	0.04
Ítem 18	3.32	1.041	-.195	-.516	-0.11
Ítem 19	3.63	.991	-.549	-.059	-0.27
Ítem 20	3.30	.908	-.174	.047	-0.07
Ítem 21	2.83	.931	.102	-.004	0.04
Ítem 22	2.07	.990	.805	.203	0.39
Ítem 23	3.70	.935	-.396	-.208	-0.17
Ítem 24	3.48	.943	-.163	-.457	-0.07
Ítem 25	2.55	1.022	.396	-.165	0.21
Ítem 26	3.16	.936	.175	-.229	0.08
Ítem 27	2.74	.950	.236	-.145	0.11
Ítem 28	3.81	.897	-.593	.042	-0.24
Ítem 29	2.15	.946	.709	.313	0.32
Ítem 30	4.03	.952	-.945	.610	-0.43
Ítem 31	3.90	.910	-.503	-.312	-0.21
Ítem 32	3.32	1.095	-.278	-.570	-0.17
Ítem 33	2.83	1.035	-.023	-.462	-0.01
Ítem 34	3.47	1.059	-.363	-.470	-0.20
Ítem 35	2.41	.954	.535	.107	0.24
Ítem 36	2.21	.941	.464	-.078	0.21

Nota: N= 345; M: media aritmética. DE: desviación estándar.  $g_1$ : asimetría de Fisher.  $g_2$ : curtosis de Fisher. SSI: Índice estandarizado de Asimetría.

**Evidencias de Estructura Interna**

En primera instancia se evaluó el ajuste del modelo ortogonal de nueve factores (M1). Al inspeccionar los índices de ajuste se observó valores por debajo de los puntos de corte recomendados por la literatura. Posteriormente se evaluó el ajuste del modelo de nueve factores oblicuos (M2), este presenta una mejora sustancial en los índices de ajuste, con respecto a M1 (tabla 2).

Un análisis pormenorizado de las saturaciones factoriales de cada reactivo (tabla 3) reveló que el ítem 25 (“*Pienso que no puedo cambiar nada al respecto*”) presenta una carga factorial baja ( $\lambda_{25} = .033$ ) en el factor correspondiente (*Aceptación*). Por ello se decidió evaluar al ajuste de un modelo alternativo (M2<sub>no25</sub>), el cual no incluye al reactivo 25. La lectura de los índices de ajuste sugiere que este modelo supera a los dos restantes (tabla 2).

Tabla 2. *Índices de ajuste de los modelos de medición del CERQ*

Modelos	SB- $\chi^2$ (gl)	CFI	RMSEA (IC 90%)	AIC	CAIC	$\Delta$ SB- $\chi^2$ (gl)	$\Delta$ CFI	$\Delta$ RMSEA	$\Delta$ AIC	$\Delta$ CAIC
M1	2367.7505** (594)	.772	.093 (.089, .097)	1179.750	-1697.315					
M2	1007.4302** (558)	.942	.048 (.044, .053)	-108.570	-2811.268					
Dif. M1 y M2						1360.3203 (36)**	.17	.045	1288.32	1113.953
M2no25	908.8407 ** (524)	.949	.046 (.041, .051)	-139.159	-2677.177					
Dif. M2 y M2no25						98.590 (34)*	.007	.002	30.589	134.091

Nota: \* p < .05; \*\* p < .001; M1: nueve factores ortogonales; M2: nueve factores oblicuos; M2<sub>no25</sub>: nueve factores oblicuos sin ítem 25.

En cuanto a las cargas factoriales observadas (coeficientes de configuración;  $\lambda_c$ ) presentan magnitudes adecuadas, excepto el ítem 25 que fue observado en párrafos anteriores. Asimismo, se reportan los

coeficientes de estructura de los factores ( $\lambda_e$ ; Graham, Guthrie, & Thompson, 2003; Thompson, 1997) a fin de poder evidenciar la relación existente entre los factores.

Tabla 3. *Parámetros de los ítems (coeficientes de configuración y estructura) del modelo oblicuo (M2)*

N° ítem	Coeficientes de configuración y estructura									h <sup>2</sup>
	F1	F2	F3	F4	F5	F6	F7	F8	F9	
F1										
9	<u>.794</u>	.338	-.218	.404	.571	.091	-.314	-.156	-.238	.631
21	<u>.353</u>	.150	-.097	.180	.254	.040	-.140	-.069	-.106	.125
29	<u>.745</u>	.317	-.204	.379	.536	.085	-.295	-.146	-.224	.555
36	<u>.713</u>	.304	-.195	.363	.513	.081	-.282	-.140	-.214	.508
F2										
1	.222	<u>.520</u>	.138	.482	.423	.177	-.039	.132	-.126	.270
17	.204	<u>.480</u>	.128	.444	.391	.164	-.036	.121	-.116	.230
26	.232	<u>.545</u>	.145	.505	.444	.186	-.041	.138	-.132	.297
33	.236	<u>.554</u>	.147	.513	.451	.189	-.042	.140	-.134	.307

N° ítem	Coeficientes de configuración y estructura									h <sup>2</sup>
	F1	F2	F3	F4	F5	F6	F7	F8	F9	
F3										
2	-.163	.158	<u>.594</u>	.144	-.107	.242	.373	.369	.266	.353
16	-.218	.211	<u>.794</u>	.193	-.143	.323	.499	.493	.355	.630
25	-.009	.009	<u>.033</u>	.008	-.006	.013	.021	.020	.015	.001
32	-.131	.127	<u>.479</u>	.116	-.086	.195	.301	.297	.214	.229
F4										
3	.234	.425	.112	<u>.459</u>	.340	.190	-.053	.144	-.090	.211
15	.373	.678	.178	<u>.732</u>	.542	.302	-.084	.230	-.143	.536
18	.317	.577	.151	<u>.623</u>	.462	.257	-.072	.196	-.122	.388
27	.332	.604	.158	<u>.652</u>	.483	.269	-.075	.205	-.128	.425
F5										
8	.401	.454	-.100	.413	<u>.558</u>	.121	-.248	-.075	-.211	.311
10	.542	.614	-.136	.559	<u>.754</u>	.163	-.335	-.102	-.285	.569
22	.425	.481	-.106	.438	<u>.591</u>	.128	-.262	-.080	-.223	.349
35	.539	.61	-.135	.555	<u>.749</u>	.162	-.333	-.101	-.283	.561
F6										
7	.053	.16	.191	.194	.101	<u>.469</u>	.241	.321	.142	.220
11	.079	.235	.280	.285	.149	<u>.689</u>	.353	.472	.208	.475
20	.067	.202	.241	.244	.128	<u>.592</u>	.304	.406	.179	.350
34	.070	.21	.251	.255	.133	<u>.617</u>	.317	.423	.186	.381
F7										
6	-.249	-.047	.394	-.072	-.279	.322	<u>.628</u>	.575	.485	.394
12	-.259	-.049	.411	-.075	-.290	.336	<u>.654</u>	.598	.506	.428
23	-.268	-.051	.425	-.078	-.301	.347	<u>.677</u>	.619	.523	.458
31	-.295	-.056	.467	-.086	-.330	.382	<u>.744</u>	.681	.575	.554
F8										
5	-.074	.096	.235	.119	-.051	.259	.346	<u>.378</u>	.286	.143
13	-.125	.161	.396	.200	-.086	.437	.584	<u>.638</u>	.482	.407
19	-.108	.140	.343	.173	-.075	.378	.505	<u>.552</u>	.417	.305
30	-.129	.167	.409	.207	-.089	.451	.603	<u>.659</u>	.498	.434
F9										
4	-.178	-.144	.266	-.116	-.225	.179	.459	.449	<u>.594</u>	.353
14	-.189	-.153	.282	-.124	-.239	.191	.488	.477	<u>.631</u>	.398
24	-.203	-.164	.302	-.132	-.256	.204	.523	.511	<u>.676</u>	.457
28	-.245	-.198	.365	-.160	-.309	.247	.632	.618	<u>.817</u>	.667

Nota: En cursiva y subrayado, coeficientes de configuración o  $\lambda_c$ . F1: Culpar a otros; F2: Autoculparse; F3: Aceptación; F4: Rumiación; F5: Catastrofización; F6: Poner en perspectiva; F7: Reinterpretación positiva; F8: Focalización en los planes; F9: Focalización positiva.



Con respecto a las evidencias internas de validez convergente (tabla 4) se observan covariaciones elevadas entre algunos factores teóricamente afines (p.e., Aceptación y Focalización positiva;  $\phi = .447$ ), así como conceptualmente opuestos (p.e., Catastrofización y Focalización positiva;  $\phi = -.378$ ). No obstante, es de destacar que algunos factores presentan covariaciones elevadas ( $\phi > .70$ ) que indicarían multicolinealidad entre sí.

En cuanto a las evidencias internas de validez discriminante encontradas, se aprecia que algunos de los

factores presentan una *varianza extraída promedio* (AVE) de menor magnitud que la varianza compartida con otros factores ( $R^2$ ). Más concretamente se observa que el factor *Rumiación* presenta un AVE de .390, pero el  $R^2$  con *Catastrofización* es de .549 y con *Autoculparse* es de .857, lo cual implicaría un solapamiento entre dichos factores. Asimismo se observa un comportamiento similar entre los factores de *Reinterpretación positiva*, *Focalización en los planes*, *Focalización positiva*, *Poner en perspectiva* y *Aceptación* (tabla 4).

Tabla 4. Evidencias internas de validez convergente y discriminante

	F1	F2	F3	F4	F5	F6	F7	F8	F9
Varianza interna									
AVE	.455	.276	.303	.390	.448	.356	.459	.322	.469
Varianza compartida									
F1	1	.181	.075	.259	<u>.517</u>	.013	.157	.038	.09
F2	.426	1	.071	<u>.857</u>	<u>.663</u>	.116	.006	.064	.059
F3	-.274	.266	1	.059	<u>.032</u>	.166	<u>.394</u>	<u>.386</u>	.200
F4	.509	<b>.926</b>	.243	1	<u>.549</u>	.171	.013	.099	.038
F5	<b>.719</b>	<b>.814</b>	-.180	.741	1	.047	.197	.018	.143
F6	.114	.341	.407	.413	.216	1	.263	<u>.469</u>	.091
F7	-.396	-.075	.628	-.115	-.444	.513	1	<u>.837</u>	<u>.598</u>
F8	-.196	.253	.621	.314	-.135	.685	<b>.915</b>	1	<u>.572</u>
F9	-.300	-.242	.447	-.196	-.378	.302	<b>.773</b>	<b>.756</b>	1

Nota: AVE: Varianza extraída promedio. En la parte baja de las diagonales están las covariaciones entre los factores. En la parte superior, los cuadrados de estas, que representa la varianza compartida entre factores. En cursiva y subrayado, los  $R^2$  que son mayores a los AVE de los factores. En negrita, aquellas covariaciones ( $\phi$ ) que reflejan multicolinealidad. F1: Culpar a otros; F2: Autoculparse; F3: Aceptación; F4: Rumiación; F5: Catastrofización; F6: Poner en perspectiva; F7: Reinterpretación positiva; F8: Focalización en los planes; F9: Focalización positiva.  $\omega$ : confiabilidad omega. AVE: varianza extraída promedio.

### Análisis de Consistencia Interna

Para evaluar la consistencia de cada factor se utilizó el coeficiente  $\alpha$  de Cronbach, siguiendo los procedimientos utilizados en las adaptaciones previas del CERQ. Los resultados fueron en su mayoría semejantes a los estudios previos (tabla 5), aunque los factores *Autoculparse* y *Aceptación* presentaron magnitu-

des inferiores a  $\alpha = .60$ . Adicionalmente se calculó el coeficiente  $\omega$  de McDonald (1999), ya que constituye una mejor alternativa para evaluar la consistencia interna en caso de incumplimiento del principio de tau-equivalencia (Merino, Pflucker, & Riaño-Hernández, 2012), no obstante los valores obtenidos fueron muy semejantes (tabla 5).

Tabla 5. *Consistencia interna de los factores del CERQ. Comparación con versión original y adaptaciones*

Factores CERQ	Versión del CERQ								
	Original (n=611)	Francesa (n=230)	China (n=791)	Española (n=615)	Turca (n=317)	Argentina (n=359)	Rumana (n=1071)	Persa (n=503)	Peruana (n=345)
Auto-culparse	.75	.78	.76	.60	.64	.69	.69	.69	.58 (.56)
Aceptación	.76	.68	.77	.63	.69	.59	.71	.64	.58 (.52)
Rumiación	.83	.74	.82	.73	.63	.70	.76	.71	.69 (.66)
Focalización Positiva	.85	.83	.86	.89	.74	.83	.83	.81	.74 (.72)
Refocalización en los Planes	.86	.81	.90	.79	.68	.66	.80	.79	.61 (.60)
Culpar a otros	.82	.80	.86	.78	.70	.82	.75	.81	.69 (.70)
Poner en Perspectiva	.82	.83	.76	.82	.63	.70	.75	.79	.66 (.64)
Reinterpretación Positiva	.85	.87	.88	.86	.68	.77	.80	.82	.70 (.71)
Catastrofización	.79	.68	.85	.71	.68	.68	.76	.74	.72 (.70)

Nota: Entre paréntesis los coeficiente  $\omega$  de la versión peruana.

### Evidencias externas de validez convergente

Finalmente, para obtener evidencias externas de validez se correlacionaron los puntajes de cada factor del CERQ con medidas de *Bienestar Psicológico* (BIEPS-A) y *Cansancio Emocional* (ECE). Los resultados obtenidos (tabla 6) indican relaciones positivas y significativas entre el Cansancio Emocional y las estrategias *Autoculparse*, *Rumiar* y *Catastrofizar*. Por otra parte se aprecian relaciones positivas y significativas entre las puntuaciones de *Bienestar Psicológico* con las estrategias *Reinterpretación positiva*, *Focalización en los planes*, y *Focalización positiva*, conforme a lo esperado teóricamente.

Tabla 6. *Evidencias externas de validez: relación del CERQ con el Bienestar Psicológico y el Cansancio Emocional*

	Bienestar Total	Cansancio Emocional
F1	-.110	.165
F2	-.037	.303**
F3	-.122	.136
F4	.046	.328**
F5	-.056	.409**
F6	.139	.045
F7	.246**	-.168
F8	.281**	.080
F9	.214*	-.082

Nota: \*\* $p < .001$ ; F1: Culpar a otros; F2: Autoculparse; F3: Aceptación; F4: Rumiación; F5: Catastrofización; F6: Poner en perspectiva; F7: Reinterpretación positiva; F8: Focalización en los planes; F9: Focalización positiva.

### Discusión

La capacidad para regular funcionalmente las emociones es un factor clave para comprender los procesos psicológicos de salud y enfermedad. Diferentes trastornos psicológicos, como los trastornos de ansiedad y depresión se encuentran significativamente relacionados con los estilos de regulación emocional. Por otra parte se observa que la regulación de emociones también cumple un papel de importancia en la población no clínica, corroborándose una asociación con los índices de bienestar y calidad de vida de las personas. Por ello durante la última década ha aumentado considerablemente el interés por el estudio de esta variable. Sin embargo, la inexistencia de instrumentos debidamente adaptados a la población limeña obstaculiza el desarrollo de investigaciones empíricas que contemplen el rol de las estrategias de regulación emocional.

Los resultados obtenidos en el presente trabajo corroboran las adecuadas propiedades psicométricas del CERQ en la población universitaria limeña. Por otra parte se verifica el funcionamiento robusto del CERQ en diferentes culturas, ya que las propiedades psicométricas del instrumento se mantienen estables en los diferentes grupos culturales examinados. En efecto se observa que el modelo de nueve factores cognitivos de regulación emocional presenta un ajuste aceptable en Suiza (Jer-mann et al., 2006), Holanda (Garnefski & Kraaij, 2007),

China (Zhu et al., 2008), Turquía (Tuna & Bozo, 2012), España (Domínguez-Sánchez et al., 2013) y Argentina (Medrano et al., 2013). En comparación con los estudios antecedentes se observa que en la presente adaptación los índices de ajuste resultaron de mayor magnitud. Probablemente la mejora en los índices de ajuste sea atribuible al uso de la corrección Satorra-Bentler (Satorra & Bentler, 1994) la cual corrige el coeficiente  $\chi^2$  en casos de no normalidad. Cabe destacar que ninguno de los estudios anteriores había utilizado esta corrección.

Otro aspecto analizado en este trabajo refiere a la comparación de modelos ortogonales y oblicuos de los nueve factores del CERQ. Este es un punto de interés dado que algunos estudios antecedentes analizan modelos ortogonales (Garnefski & Kraaij, 2007; Perte & Miclea, 2011) y otros especifican modelos oblicuos (Jermann et al., 2006; Medrano et al., 2013). Frente a esta controversia se optó por comparar el ajuste de ambos modelos verificándose que el modelo de nueve factores oblicuos presenta una mejora sustancial del ajuste en comparación al modelo ortogonal. Esto revelaría que las estrategias cognitivas de regulación emocional serían mejor conceptualizadas como estrategias relacionadas entre sí, que interactúan y se afectan mutuamente. No se trataría por tanto de estrategias independientes, sino que al momento de experimentar una emoción negativa se activarían simultáneamente diversos procesos cognitivos. Sería por tanto más provechoso analizar “perfiles” de regulación cognitiva de las emociones, en vez de analizar las estrategias de manera independiente y aisladas entre sí. De hecho en un estudio realizado por Trógolo y Medrano (2012) se observó que al considerar perfiles de regulación emocional se lograba un mayor poder predictivo que al considerar cada estrategia de manera independiente.

Aunque los ítems del CERQ presentaron una distribución coherente en términos teóricos con los nueve factores subyacentes, algunos reactivos no mostraron un funcionamiento adecuado. Tal es el caso del ítem 25 (“Pienso que no puedo cambiar nada al respecto”), que presentó baja saturación factorial. Es importante señalar que este ítem también resultó problemático en los estudios desarrollados en Argentina ( $\lambda_{25} = .06$ ), España ( $\lambda_{25} = -.10$ ) y Suiza ( $\lambda_{25} = .24$ ). Lamentablemente en los restantes trabajos no se reportó su carga factorial (Garnefski & Kraaij, 2007; Tuna & Bozo, 2012; Zhu et al., 2008),

por lo que no puede determinarse su comportamiento psicométrico en las restantes poblaciones en estudio. Es probable que la baja saturación se deba a la connotación conceptual del ítem que se aproxima más a un proceso cognitivo de *resignación* que de *aceptación*. En efecto, la aceptación es un complejo proceso cognitivo que refiere a la capacidad de tomar conciencia y aceptar que los estados emocionales negativos son inevitables, mientras que la resignación refiere a un proceso de cognitivo donde la persona se conforma, decide someterse a la emoción negativa, pero manteniendo una imagen negativa de los estados displacenteros. Curiosamente la aceptación emocional permite atenuar estados emocionales displacenteros, mientras que la resignación puede fortalecerlos (Medrano & Trógolo, 2014). Debido a estas implicancias teóricas y que la eliminación de este reactivo generaba una mejora significativamente el ajuste del modelo, en el presente trabajo se optó por no considerarlo dentro del factor de Aceptación.

Un aspecto clave en la construcción de instrumentos multidimensionales es que además de diferenciación conceptual entre los factores debe existir también diferenciación empírica, y si bien pueden existir elementos en común entre ellos, cada uno debe conservar su individualidad a fin de que los hallazgos sean interpretables en torno al factor deseado. Entonces, dos son los elementos que pueden dar evidencias de tal diferenciación: la comparación del AVE (*varianza extraída promedio*) de un factor con la varianza compartida con otro factor (estrechamente ligado a la multicolinealidad); y los coeficientes de estructura.

Los resultados obtenidos en este trabajo evidencian que algunas escalas del CERQ presentan pobre discriminación entre sí. Los factores de *Catastrofización*, *Rumiación* y *Autoculparse* presentan un considerable solapamiento entre sí. De la misma forma los factores de *Reinterpretación positiva*, *Focalización en los planes* y *Focalización positiva*, presentan una elevada variabilidad compartida. Estos resultados son coherentes con algunos de los estudios antecedentes reportados (Domínguez-Sánchez et al., 2013; Perte & Miclea, 2011) que llegan a plantear la existencia de dos factores subyacentes. Como sugiere Thompson (1997), tal acercamiento conceptual y empírico puede llevar a pensar en la existencia de factores de mayor jerarquía. En este sentido se podría plantear

la existencia de un modelo alternativo que contemple la presencia de factores de segundo orden. Sin embargo las investigaciones más recientes que analizaron un modelo de dos factores (Medrano et al., 2013) concluyeron que el modelo de dos factores (agrupados en funcionales o disfuncionales) presenta un ajuste significativamente peor que el modelo de 9 factores. Por otra parte, la mayor parte de los estudios previos corroboraron el adecuado ajuste del modelo de 9 factores, observándose que esta aproximación se mantiene consistente en las diferentes culturas contempladas (Garnefski et al., 2002; Garnefski & Kraaij, 2006; Jermann et al., 2006; Kraaij et al., 2009; Medrano et al., 2013; Omran, 2011; Zhu et al., 2008).

En conjunto los resultados obtenidos en el este estudio permiten afirmar que el CERQ comprende una estructura de 9 factores diferentes pero relacionados entre sí. Asimismo es importante destacar que los índices de consistencia interna revelan valores inferiores a los reportados en las restantes adaptaciones del CERQ (Garnefski et al., 2002; Garnefski & Kraaij, 2006; Jermann et al., 2006; Kraaij et al., 2009; Medrano et al., 2013; Omran, 2011; Zhu et al., 2008). Quizás ciertas características culturales o expresiones idiomáticas del instrumento puedan estar afectando la precisión de los reactivos. Sería conveniente replicar en un futuro estudio los análisis utilizando los reactivos con expresiones más coloquiales y semejantes a las utilizadas en la población universitaria limeña a los fines de determinar si esto aumenta la consistencia interna de los factores.

Por otro lado, con respecto a las evidencias externas de validez, la relación de los puntajes de los factores del CERQ con el *Bienestar* y *Cansancio Emocional* van de acuerdo con lo planteado en la literatura previa (Garnefski et al., 2002; Garnefski & Kraaij, 2006; Jermann et al., 2006; Kraaij et al., 2009; Medrano et al., 2013; Omran, 2011; Zhu et al., 2008), considerando que un grupo delimitado de estrategias (*Reinterpretación positiva*, *Focalización en los planes*, y *Focalización positiva*) tienden a asociarse más con emociones positivas y otro grupo de estrategias (*Autoculparse*, *Rumiación* y *Catastrofización*) se vinculan más con emociones negativas.

Un último aspecto a destacar refiere a las implicancias prácticas del presente trabajo en la población universitaria limeña, ya que durante la permanencia del estudiante en la universidad el mismo deberá hacer fren-

te a diferentes exigencias que deberán ser afrontadas con éxito para alcanzar los objetivos que se plantea el estudiante (Alonso, 1995; Mas & Medinas, 2007; Peñacoba & Moreno, 1999). En trabajos anteriores (Dominguez, 2013; 2014a) se destacó que la exigencia a la cual es sometido el estudiante universitario puede desbordar sus recursos si no existe un adecuado control emocional, lo que podría desembocar en la fase inicial del *burnout* académico (*“síndrome del quemado”*), es decir, el cansancio emocional, que es la respuesta más destacada ante una situación estresante (González, & Landero, 2007), y trae consigo la pérdida de motivación y suele progresar hasta sentimientos de inadecuación y fracaso (Maslach, Schaufeli, & Leiter, 2001). Cabe mencionar que esta situación de cansancio emocional está inversamente relacionada con el autoconcepto y autoestima (Ramos, Manga, & Morán, 2005; Gil-Monte, 2005; González & Landero, 2007) así como con la autoeficacia (Dominguez, 2013), y se encuentra directamente relacionada con la ansiedad y depresión (Dominguez, 2013; Neveu, 2007), así como con la ansiedad ante exámenes (Dominguez, Villegas, Cabezas, Aravena, & De la Cruz, 2013).

Al contar con un instrumento debidamente adaptado a la población universitaria limeña es posible realizar evaluaciones que permitan identificar a estudiantes con perfiles de regulación emocional asociados a estados emocionales más displacentero y disfuncionales. Contar con una versión validada del CERQ no sólo permite el diagnóstico y la identificación de estudiantes con dificultades para regular sus emociones, sino que posibilita además determinar el impacto de intervenciones educativas dirigidas a promover estilos más adecuados de regulación de emociones.

Por otra parte contar con una versión validada del desarrollar investigaciones tendientes a evaluar la relación entre regulación de emociones y otras variables. Si bien existen estudios locales que vinculan el cansancio emocional, autoeficacia académica y ansiedad ante exámenes (Dominguez, 2013; 2014a; Dominguez et al., 2013), no hay investigaciones en este medio que hagan referencia a la *regulación emocional cognitiva* en universitarios. Más concretamente se esperan desarrollar estudios que permitan determinar el papel de la regulación de emociones en el desarrollo del comportamiento académico óptimo, analizando por ejemplo el

papel de esta variable en la predicción del engagement académico (Spontón et al., 2012).

Por último debe contemplarse que algunos aspectos psicométricos no fueron analizados en el presente artículo. Se deberían realizar investigaciones adicionales que examinen la estabilidad del instrumento y brinden mayores evidencias de validez. De esta manera se pretende realizar nuevas investigaciones que incluyan intervalos temporales entre las mediciones para determinar si los puntajes se mantienen estables en las diferentes escalas del CERQ. Por otra parte, se espera analizar en una futura investigación la sensibilidad y especificidad del CERQ para diferenciar poblaciones clínicas y no clínicas, lo cual permitiría determinar su utilidad en el contexto clínico, y el papel de esta variable en el desarrollo de diferentes trastornos psicopatológicos.

## Referencias

- Abdi, S., Taban, S., & Ghaemian, A., (2012). Cognitive emotion regulation questionnaire: Validity and reliability of the Persian traslation of the CERQ (36-item). *Procedia, Social and Behavioral Sciences*, 32, 2-7.
- Akaike, H. (1987). Factor analysis and AIC. *Psychometrika*, 52(3), 317-332.
- Alonso, J. (1995). *Motivación y aprendizaje en el aula. Cómo enseñar a pensar*. Madrid: Santillana.
- Beaducel, A., & Herberg, P. Y. (2006). On the performance of maximum likelihood versus means and variance adjusted weighted least squares estimation in CFA. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 13(29), 186- 203.
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, 107(2), 238-246.
- Bentler, P. M. (2010). SEM with simplicity and accuracy. *Journal of Consumer Psychology*, 20(2), 215-220.
- Bentler, R. M., & Wu, E. J. C. (2012). *EQS 6.2 for windows* [Statistical Program]. Encino, CA: Multivariate Software, Inc.
- Bozdogan, H. (1987). Model selection and Akaike's information criteria (AIC): The general theory and its analytical extensions. *Psychometrika*, 52(3), 345-370.
- Casullo, M. (2002). *Evaluación del bienestar psicológico en Iberoamérica*. Buenos Aires: Paidós.
- Dominguez, S. (2013). Análisis psicométrico de la Escala de Cansancio Emocional en estudiantes de una universidad privada. *Revista Digital de Investigación en Docencia Universitaria*, 7(1), 45-55.
- Dominguez, S. (2014a). Escala de Cansancio Emocional: estructura factorial y validez de los ítems en estudiantes de una universidad privada. *Avances en Psicología*, 21(1), 89-97.
- Dominguez, S. (2014b). Análisis Psicométrico de la *Escala de Bienestar Psicológico para Adultos* en estudiantes universitarios de Lima: un enfoque de ecuaciones estructurales. *Psychologia: Avances en la Disciplina*, 8(1), 23-31.
- Dominguez, S. (2014c). ¿Matrices Policóricas/Tetracóricas o Matrices Pearson? Un estudio metodológico. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 6(1), 39-48.
- Dominguez, S., Villegas, G., Cabezas, M. Aravena, S., & De la Cruz, M. (2013). Autoeficacia académica y ansiedad ante los exámenes en estudiantes de psicología de una universidad privada. *Revista de Psicología-Universidad Católica San Pablo*, 3(3), 13-23.
- Domínguez-Sánchez, F., Lasa-Aristu, A., Amor, P., & Holgado-Tello, F. (2013). Psychometric properties of the spanish version of the Cognitive Emotion Regulation Questionarie. *Assessment*, 20(2), 253-261.
- Ferrando, P.J., & Anguiano-Carrasco, C. (2010). El análisis factorial como técnica de investigación en psicología. En *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 18-33.
- Fontana, S. (2011). Estudio preliminar de las propiedades psicométricas de la escala de desgaste emocional para estudiantes universitarios. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 3(2), 44-48.
- Garnefsky, N., & Kraaij, V. (2007). The Cognitive Emotion Regulation Questionarie: Psychometric features and prospective relationships with depression and anxiety in adults. *European Journal of Psychological Assessment*, 23(3), 141-149.
- Garnefsky, N., Kraaij, V., & Spinhoven, P. (2002). *Manual for the use of Cognitive Emotion Regulation Questionarie*. Leiderdorp, the Netherlands: DATEC.

- Gil-Monte, P. R. (2005). *El síndrome de quemarse por el trabajo (Burnout): una enfermedad laboral en la sociedad del bienestar*. Madrid: Pirámide.
- González, M., & Landero, R. (2007). Escala de Cansancio Emocional (ECE) para estudiantes universitarios: propiedades psicométricas en una muestra de México. *Anales de Psicología*, 23(2), 253-257.
- Graham, J., Guthrie, A., & Thompson, B. (2003). Consequences of not interpreting structure coefficients in published CFA research: A reminder. *Structural Equation Modeling*, 10(1), 142-153.
- Gross, J., & Thompson, R. (2007). Emotion Regulation: Conceptual foundations. En J. Gross (Ed.), *Handbook of emotion regulation* (pp. 3-24). New York: Guilford Press.
- Gross, J. (1998). The emerging field of the emotion regulation: an integrative review. *Review of General Psychology*, 2(3), 271-299.
- Hair, J., Anderson, R., Tatham, R., & Black, W. (2005). *Análisis Multivariada de Datos*. Porto Alegre: Bookman.
- Holgado-Tello, F. P., Chacón-Moscoso, S., Barbero-García, I., & Vila-Abad, E. (2010). Polychoric versus Pearson correlations in exploratory and confirmatory factor analysis of ordinal variables. *Quality and Quantity*, 44(1), 153-166.
- Jermann, F., Van der Linden, M., d'Acremont, M., & Zermatten, A. (2006). Cognitive Emotion Regulation Questionnaire (CERQ): Confirmatory factor analysis and psychometric properties of the french traslation. *European Journal of Psychological Assessment*, 22(2), 126-131.
- Koole, S. (2009). The psychology of the emotion regulation: an integrative review. *Cognition and emotion*, 23(1), 4-41.
- Kraaij, V., Garnefski, N., & Schroevers, M., (2009). Coping, goal adjustment, and positive and negative affect in definitive infertility. *Journal of Health Psychology*, 14(1), 18-26.
- Kring, A., & Werner, M. (2004). Emotion regulation in psychopathology. En P. Philippot & R. Feldman (Eds.), *The regulation of emotion* (pp. 359-385). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- Lee, S.-Y., Poon, W.-Y., & Bentler, P. M. (1995). A two-stage estimation of structural equation models with continuous and polytomous variables. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 48(2), 339-358.
- Lei, P.-W., & Wu, Q. (2012). Estimation in structural equation modeling. In R. H. Hoyle (Ed.), *Handbook of structural equation modeling* (pp. 164-179). New York: Guildford Press.
- Malgady, R. (2007). How skew are psychological data? A standardized index of effect size. *The Journal of General Psychology*, 134(3), 355-359.
- Manzano, A., & Zamora, S. (2010). *Sistema de ecuaciones estructurales: una herramienta de investigación*. México D.F.: Centro Nacional de Evaluación para la Educación Superior.
- Mas, C., & Medinas, M. (2007). Motivaciones para el estudio en universitarios. *Anales de Psicología*, 23(1), 17-24.
- Maslach, C., Schaufeli, W., & Leiter, M. (2001). *Job Burnout*. *Annual Review Psychology*, 52(1), 397-422.
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Mahwah, N.J.: L. Erlbaum Associates.
- Medrano, L. (2012). *Emociones y Regulación Emocional en el contexto Universitario y Organizacional*. Alemania: Editorial Académica Española.
- Medrano, L., & Trógolo, M. (2014). Validación de la escala de dificultades en la regulación emocional en la población universitaria de Córdoba, Argentina. *Universitas Psychologica*, 13(4), 1345-1356.
- Medrano, L., Moretti, L., Ortiz, A., & Pereno, G. (2013). Validación del Cuestionario de Regulación Emocional Cognitiva en Universitarios de Córdoba, Argentina. *Psyche*, 22(1), 83-96.
- Merino, C., Pflucker, D., & Riaño-Hernández, D. (2012). Análisis factorial exploratorio del Inventario de Depresión Estado-Rasgo (ST-DEP) en adolescentes. *Diversitas*, 8(2), 319-330.
- Montero, O., & León, I. (2007). A guide for naming research studies in Psychology. *International Journal of Clinical and Health Psychology*. 7(3), 847-862.
- Neveu, J. (2007). Jailed resources: conservations of resources theory as applied to burnout among prison guards. *Journal of Organizational Behavior*. 28(1), 21-42.
- Omran, M. (2011). Relationship between cognitive emotion regulation strategies with depression and anxiety. *Open Journal of Psychiatry*, 1(3), 106-109.

- Peñacoba, C., & Moreno, B. (1999). La escala de estresores universitarios (EEU). Una propuesta para evaluar el estrés en grupos de poblaciones específicas. *Ansiedad y Estrés*, 5(1), 61-78.
- Perte, A., & Miclea, M. (2011). The standarization of the Cognitive Emotion Regulation Questionarie (CERQ) on romanian population. *Cognition, Brain, Behavior. An Interdisciplinary Journal*, 15(1), 111-130.
- Ramos, F., Manga, D., & Morán, C. (2005). *Escala de cansancio emocional (ECE) para estudiantes universitarios: Propiedades psicométricas y asociación*. Interpsiquis. Recuperado de: <http://www.psiquiatria.com/articulos/estres/20478/>.
- Rodriguez, M., & Ruiz, M. (2008). Atenuación de la asimetría y de la curtosis de las puntuaciones observadas mediante transformaciones de variables: Incidencia sobre la estructura factorial. *Psicológica: Revista de Metodología y Psicología Experimental*, 29(2), 205-227.
- Ruiz, M., Pardo, A., & San Martín, R. (2010). Modelos de Ecuaciones Estructurales. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 34-45.
- Satorra, A., & Bentler, P. M. (1994). Corrections to test statistics and standard errors in covariance structure analysis. In A. von Eye & C. C. Clogg (Eds.), *Latent variables analysis: Applications for developmental research* (pp. 399-419). Thousand Oaks, CA: Sage.
- Savalei, V. (2011). What to do about zero frequency cells when estimating polychoric correlations. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 18(2), 253-273.
- Schreiber, J., Stage, F., King, J., Nora, A., & Barlow, E. (2006). Reporting structural equation modeling and confirmatory factor analysis results: a review. *The Journal of Education Research*, 99(6), 323-337.
- Spontón, C., Medrano, L. A., Maffei, L., Spontón, M., & Castellano, E. (2012). Validación del cuestionario de Engagement UWES a la población de trabajadores de Córdoba, Argentina. *Liberabit*, 18(2), 147-154.
- Steiger, J. H., & Lind, J. C. (1980, May). *Statistically based tests for the number of common factors*. Paper presented at the annual meeting of the Psychometric Society, Iowa City, IA
- Thompson, B. (1997). The importance of structure coefficients in structural equation modeling confirmatory factor analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 57(1), 5-19.
- Thompson, R. A. (1994). Emotion regulation: A theme in search of definition. *Monographs of the society for research in child development*, 59(2-3), 25-52.
- Trógolo, M., & Medrano, L. A. (2012). Personality traits, difficulties in emotion regulation and academic satisfaction in a sample of argentine college students. *International Journal of Psychological Research*, 5(2), 30-39.
- Tuna, E., & Bozo, O. (2012). The Cognitive Emotion Regulation Questionnaire: Factor structure and psychometric properties of the Turkish version. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 34(4), 564-570.
- Zhu, X., Auerbach, R., Yao, S., Abela, J., Xiao, J., & Tong, X. (2008). Psychometric properties of the Cognitive Emotion Regulation Questionnaire: Chinese versión. *Cognition and Emotion*, 22(2), 288-307.