

# Difiere entre sexos la estructura factorial de la autoeficacia de la regulación emocional en la adolescencia

## Factor Structure of Regulatory Emotional Self-Efficacy Is Different Across Sex in Adolescence

Mariana Lizbeth Verdeja Velázquez<sup>a,b</sup>, Laura Hernández-Guzmán<sup>a,\*</sup>, Miguel-Ángel Freyre<sup>a</sup>

<sup>a</sup>Facultad de Psicología, Universidad Nacional Autónoma de México, México

<sup>b</sup>Facultad de Estudios Superiores Zaragoza, Universidad Nacional Autónoma de México, México

Recibido: 15 de junio de 2024

Aceptado: 25 de setiembre de 2024

### Resumen

**Antecedentes:** la regulación emocional es un proceso supraordenado que explica diversas manifestaciones psicopatológicas. Por su parte, la autoeficacia facilita la regulación emocional, ya que los resultados que la persona anticipa de sus procesos regulatorios dependen de los juicios que haga sobre su desempeño al emplear las estrategias de regulación emocional. **Objetivo:** se adaptó culturalmente a los adolescentes de México la Escala de autoeficacia de la regulación emocional y se exploraron sus características psicométricas. **Método:** en sesiones grupales, 652 adolescentes de entre 12 y 17 años (56.5% mujeres) cumplieron la escala junto con instrumentos para medir psicopatología, atención plena, felicidad subjetiva y creencias sobre la naturaleza maleable de la emoción. **Resultados:** un modelo de un factor de primer orden y uno de segundo orden que englobaba dos factores mostró el mejor ajuste a los datos de las adolescentes; en el caso de los adolescentes varones, ajustó mejor a los datos una estructura de dos factores. **Conclusión:** se halló evidencia de la validez de constructo en relación con la versión mexicana de la escala dirigida a la población adolescente.

**Palabras clave:** creencias sobre las propias habilidades; manejo de las afectividades positiva y negativa; invariancia entre sexos y entre edades; omega de McDonald; estudiantes de secundaria hispanoamericanos.

### Abstract

**Background:** Emotion regulation is a higher order process explaining several psychopathology presentations; on the other hand, self-efficacy facilitates emotion regulation because the results a person expects based on their regulation processes depend on their assessments about their performance using strategies for emotion regulation. **Objective:** The Regulatory Emotional Self-Efficacy Scale was culturally adapted to adolescents from Mexico, and its psychometric features were explored. **Method:** In group sessions, 652 adolescents between 12 and 17 years old (56.5% female) answered to the scale and instruments measuring psychopathology, mindfulness, subjective happiness, and beliefs about the malleable nature of emotion. **Results:** A model comprising one first-order factor and one second-order factor grouping two factors showed the best fit to data in female adolescents; regarding male adolescents, a structure of two factors fit better to data. **Conclusion:** Evidence of construct validity was found for the Mexican version of the scale aimed at the adolescent population.

**Keywords:** beliefs about oneself's skills; management of positive and negative affects; invariance across sex and across age; McDonald's omega; Spanish-American secondary-education students.

Para citar este artículo:

Verdeja, M. L., Hernández-Guzmán, L., & Freyre, M.-A. (2024). Difiere entre sexos la estructura factorial de la autoeficacia de la regulación emocional en la adolescencia. *Liberabit*, 30(2), e891. <https://doi.org/10.24265/liberabit.2024.v30n2.891>

Este es un artículo Open Access publicado bajo la licencia Creative Commons Atribución 4.0 Internacional. (CC-BY 4.0)



## Introducción

El estudio de la regulación emocional ha sido objeto de un interés progresivo a lo largo de las décadas recientes. Se la ha definido como un proceso mediante el cual una persona puede modificar la latencia, la magnitud y la duración de su emoción, así como las respuestas conductuales, experienciales y fisiológicas que las componen, ya sea de forma automática o controlada, con la finalidad de que alcance metas individuales o sociales y se adapte al contexto (Gross, 1998, 2014; Gross & John, 2003; McRae & Gross, 2020).

Existe acuerdo respecto a que la regulación emocional es un proceso básico supraordenado que explica diversas manifestaciones psicopatológicas, por lo que el desajuste de la regulación emocional es común a una diversidad de trastornos psiquiátricos tipificados (Beauchaine, 2015). Debido al interés mostrado hacia el estudio del papel que desempeña la regulación emocional en el funcionamiento humano, se ha evidenciado la necesidad de construir instrumentos que midan la regulación emocional en apego al rigor psicométrico (Gómez & Calleja, 2017).

Es vasta la investigación dedicada a indagar sobre la mejor forma de medir la regulación emocional. Sin embargo, la mayoría de los instrumentos, entre los que destacan el Cuestionario de regulación emocional «Emotion Regulation Questionnaire» (Gross & John, 2003), la Lista de verificación de regulación emocional «Emotion Regulation Checklist» (Shields & Cicchetti, 1997), el Cuestionario de regulación emocional cognitiva «Cognitive Emotion Regulation Questionnaire» (Garnefski & Kraaij, 2007) y la Escala de dificultades para la regulación emocional «Difficulties in Emotion Regulation Scale» (Gratz & Roemer, 2004), se han centrado en las diferentes estrategias de regulación emocional que las personas dicen conocer o emplear.

Autores como Bandura (1997) han propuesto la autoeficacia como medio para acercarse a una versión más precisa de la conducta observable.

Bandura (1997) definió la autoeficacia como las creencias de una persona acerca de sus propias capacidades para organizar y llevar a cabo las conductas necesarias para producir determinados logros. Más tarde, Bandura (2005) propuso la autoeficacia para el estudio de la regulación emocional, puesto que va más allá de conocer determinadas estrategias de regulación emocional o de tener la intención de emplearlas. De acuerdo con este autor, no es suficiente que la persona conozca las estrategias para que las ponga en práctica en situaciones difíciles de su vida cotidiana, es necesario que posea un sentido favorable de autoeficacia para lograrlo. Además, los resultados que anticipe de sus procesos regulatorios dependen en gran medida de sus juicios personales sobre su desempeño al emplear las estrategias de regulación emocional. Bandura et al. (2003) definieron la autoeficacia de la regulación emocional como las creencias de una persona en su capacidad para regular su emoción exitosamente, ya sea para mejorar o evitar estados emocionales negativos o para permitirse experimentar y expresar los positivos (véase también Caprara et al., 2008).

Para medir la autoeficacia de la regulación emocional existen instrumentos como la Escala de autoeficacia emocional «Emotional Self-Efficacy Scale» (Qualter et al., 2015) y la Escala de autoeficacia emocional para adolescentes (Trillo & Esparza, 2020). Si bien en estas escalas se integra y reconoce la importancia de la autoeficacia en el estudio de la regulación emocional, se las basó en el concepto de inteligencia emocional, confundido con el de regulación emocional. Sin embargo, la inteligencia emocional se considera una disposición o característica estable, en contraste con la regulación emocional, que es un mecanismo dinámico (Choi et al., 2013). Además, se ha criticado que la inteligencia emocional, cuya definición no es clara, carece de evidencia y proviene más de la literatura comercial que de la investigación (Danvila & Sastre, 2010).

## La Escala de autoeficacia de la regulación emocional

La autoeficacia hace referencia a la capacidad percibida del individuo, y su medición precisa que los ítems reflejen adecuadamente el constructo, por lo que deben redactarse en términos de «puedo hacer», siendo «puedo» un juicio de capacidad (Bandura, 2005). La Escala de autoeficacia de la regulación emocional «Regulatory Emotional Self-Efficacy Scale» (RESE, por sus siglas en inglés; Bandura et al., 2003; Caprara et al., 2008) cumple ambos criterios, esto significa que se basa en la regulación emocional y que la redacción de sus ítems incluye «puedo». Consecuentemente, es el instrumento por excelencia para medir la autoeficacia de la regulación emocional.

El modelo de medida de la RESE se basa en el precepto de la autoeficacia como un elemento que facilita la capacidad para la regulación emocional. Que la persona anticipe un resultado favorable dependerá de su éxito previo en el uso de determinadas estrategias para regular su emoción (Bandura et al., 2003). Con base en estas premisas, se propuso la RESE para medir la autoeficacia de la regulación emocional (Bandura et al., 2003; Caprara et al., 2008).

Las propiedades psicométricas de la RESE se han documentado en las poblaciones italiana (Bandura et al., 2003; Caprara et al., 2008, 2013), estadounidense (Caprara et al., 2008, 2013), china (Zhang et al., 2010; Zhao et al., 2013), alemana (Gunzenhauser et al., 2013), turca (Totán, 2014), canadiense (Zou et al., 2019) y brasileña (Noronha et al., 2022). Sin embargo, esta investigación ha sido limitada en países de habla hispana. Hay adaptaciones solamente para las poblaciones boliviana (Caprara et al., 2008) y española (García et al., 2017). No existe una versión para México, por lo que resulta indispensable tener un instrumento que cuente con evidencia de validez para la interpretación de sus puntuaciones como medidas de la autoeficacia de la regulación emocional en el contexto mexicano.

Por otra parte, a pesar de las ventajas que brinda el uso de la RESE para medir la autoeficacia de la regulación emocional, los estudios únicamente se han dirigido a estudiantes universitarios (Caprara et al., 2008, 2013; Gunzenhauser et al., 2013; Totán, 2014; Zhao et al., 2013) y otros adultos (García et al., 2017; Gunzenhauser et al., 2013; Zou et al., 2019). Las búsquedas automatizadas arrojan solo dos estudios publicados sobre adolescentes (Bandura et al., 2003; Noronha et al., 2022), pese a que la evidencia ha demostrado que la regulación emocional en esta etapa representa un factor crucial para el desarrollo posterior del individuo (McLaughlin et al., 2011). Se sabe, asimismo, que los problemas interiorizados y exteriorizados incrementan durante la adolescencia (Compas et al., 2017; Gadassi et al., 2021; Riediger & Klipker, 2014). Además, las adaptaciones existentes para adolescentes no son en idioma español, por lo que no es posible generalizar los resultados de estudios sobre la población adulta a la adolescente. Por tanto, es preciso indagar el comportamiento psicométrico de la RESE específicamente en la población adolescente.

## Estructura factorial

Aun cuando la RESE ha recibido particular atención para medir la autoeficacia de la regulación emocional, existe discrepancia respecto a su estructura factorial. Si bien algunos estudios han arrojado una estructura de dos factores de primer orden (autoeficacia para expresar la afectividad positiva [POS] y autoeficacia para regular la afectividad negativa [NEG]; Bandura et al., 2003; García et al., 2017), otros han informado de un factor de primer orden (POS) y uno de segundo orden (NEG) que engloba dos factores (autoeficacia para regular la ira [ANG] y autoeficacia para regular el desánimo [DES]; Caprara et al., 2008; Gunzenhauser et al., 2013; Totán, 2014). Otras adaptaciones (Caprara et al., 2013; Noronha et al., 2022; Zhao et al., 2013; Zou et al., 2019), si bien se basaron en la RESE original, sufrieron cambios tales que no es posible comparar sus resultados con los de los estudios que han incluido los ítems originales de la escala.

La discrepancia entre estructuras factoriales se refleja en las dos únicas adaptaciones de la RESE al español, ya que García et al. (2017) en España confirmaron la estructura de dos factores de primer orden (POS y NEG) con adultos y Caprara et al. (2008) en Bolivia, la de la POS de primer orden y la NEG de segundo orden que incluye a la ANG y la DES con estudiantes universitarios. Esta discrepancia evidencia la necesidad de investigar la estructura factorial que mejor se ajuste a los datos.

### **Invariancia de medición**

Para un instrumento de medición con calidad psicométrica se debe garantizar que no presente sesgo de medida entre los distintos grupos en los que se usará, es decir, se debe contar con evidencia de su invariancia de medición (Domínguez-Lara & Merino-Soto, 2015; Pendergast et al., 2017). Se reconocen cuatro niveles de la invariancia de medición: invariancia de configuración, en la cual la estructura del constructo es equivalente entre los grupos; invariancia métrica, donde cada ítem contribuye al constructo de manera similar en todos los grupos; invariancia escalar, que explica que existe el mismo nivel entre los grupos en cada ítem; e invariancia residual, en la que la suma de la varianza específica y la varianza de error es similar entre los grupos (Putnick & Bornstein, 2016).

Son escasos los estudios sobre la RESE que han incluido análisis de la invariancia. Respecto al análisis entre sexos, Caprara et al. (2008) encontraron invariancia métrica parcial en sus muestras boliviana y estadounidense, e invariancia métrica completa en su muestra italiana. Totán (2014), por su parte, encontró también invariancia métrica parcial en su muestra turca. Solamente Gunzenhauser et al. (2013) informaron de invariancia escalar parcial en su muestra alemana. No obstante, estos estudios se hicieron con estudiantes universitarios y otros adultos, por lo que es necesario contar con datos sobre la invariancia por grupos de sexo de la población adolescente.

La invariancia de la RESE entre edades no se ha explorado. La adolescencia es un periodo que abarca distintos grupos de edad con particularidades propias (Oficina del Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia en Uruguay, 2021) y que se caracteriza por un proceso de maduración cerebral que permite estrategias más refinadas y adaptativas de regulación emocional que aumentan linealmente conforme avanza la edad (McRae et al., 2012), por lo que es importante incorporar el análisis de la invariancia entre edades para la RESE.

### **Fiabilidad**

La fiabilidad es una propiedad que permite identificar el nivel de precisión de las puntuaciones de los instrumentos (American Educational Research Association et al., 2014). Cuantifica la cantidad de error de medición aleatorio en un conjunto de datos, por lo que los datos son altamente fiables si existe una alta correspondencia entre las puntuaciones observadas y la cantidad real del constructo que se pretende medir (Hayes & Coutts, 2020).

La fiabilidad de las puntuaciones de la RESE se ha sometido a prueba, hasta ahora, mediante el coeficiente alfa de Cronbach. Se han obtenido principalmente alfas por factor sustentado, aunque Totán (2014) calculó la consistencia interna de las puntuaciones de la escala en conjunto con estudiantes universitarios turcos, donde obtuvo un  $\alpha = .60$ . Las alfas en los estudios realizados hasta ahora han oscilado, para la POS, entre .64 y .87; para la NEG de primer orden, entre .76 y .88; para la NEG de segundo orden, entre .61 y .72; para la ANG, entre .52 y .73; y para la DES, entre .58 y .82.

Sin embargo, el coeficiente alfa de Cronbach presenta limitaciones. Por ejemplo, Ventura-León y Caycho-Rodríguez (2017) mencionaron que la cantidad de ítems, la cantidad de opciones de respuesta y la proporción de la varianza que el instrumento detecta son características que influyen en el alfa. Hayes y Coutts (2020) precisaron que

incluso si la cantidad de ítems es lo suficientemente grande, el alfa podría ser grande, aunque la consistencia entre los ítems sea bastante pequeña. Por estas razones, para la presente investigación se propuso emplear el coeficiente omega de McDonald como una medida recomendable para calcular la fiabilidad. A diferencia del coeficiente alfa, el coeficiente omega trabaja con las cargas factoriales, lo que permite cálculos más estables que reflejan un nivel de fiabilidad más acertado (Hayes & Coutts, 2020; Ventura-León & Caycho-Rodríguez, 2017).

### Red nomológica

Los datos han apoyado la sólida relación negativa entre la autoeficacia de la regulación emocional y variables que anuncian desenlaces psicopatológicos, como la ansiedad (Caprara et al., 2008; Zhai et al., 2021), la depresión (Bandura et al., 2003; Caprara et al., 2008; García et al., 2017; Zhai et al., 2021), los síntomas somáticos (Zhai et al., 2021), la conducta delictiva (Bandura et al., 2003), la conducta agresiva y la irritabilidad (Caprara et al., 2008), y el deterioro cognitivo (García et al., 2017). Asimismo, aunque la literatura sobre la autoeficacia de la regulación emocional no ha mostrado aún suficiente evidencia de que sea una condición necesaria para la regulación emocional, se ha encontrado que facilita diversos aspectos del ajuste psicológico. Los datos han sugerido que la autoeficacia de la regulación emocional correlaciona positivamente con el afrontamiento activo y otras formas adaptadas de abordar los problemas (Bandura et al., 2003; García et al., 2017; Yang et al., 2019; Zhai et al., 2021), la conducta prosocial (Bandura et al., 2003; Caprara et al., 2008; Gómez, 2019; Gómez & Narváez, 2020), la autoeficacia social (Caprara & Steca, 2005), la autoestima (Caprara et al., 2008; Yang et al., 2019), la atención plena y el bienestar general subjetivo (Jin et al., 2020), la felicidad (Bassi et al., 2018), y las creencias sobre la naturaleza maleable de la emoción (Tamir et al., 2007).

Por lo anterior, se esperaría que la autoeficacia de la regulación emocional de los adolescentes

mexicanos correlacione negativamente con las manifestaciones psicopatológicas y positivamente con los desenlaces positivos, tales como la atención plena, la felicidad subjetiva y las creencias sobre la naturaleza maleable de la emoción. Con resultados así, se contribuiría a la evidencia convergente y discriminante de la RESE.

### La presente investigación

De acuerdo con esta revisión de la literatura, la presente investigación se llevó a cabo con la finalidad de adaptar culturalmente la RESE a los adolescentes de México, así como de explorar las características psicométricas de tal versión mexicana.

El primer propósito fue investigar tres estructuras factoriales posibles: la estructura de un solo factor (autoeficacia de la regulación emocional), la de dos factores de primer orden (POS y NEG), y la de un factor de primer orden (POS) y uno de segundo orden (NEG) que engloba dos factores (ANG y DES). De acuerdo con los resultados de los estudios previos, se planteó como hipótesis que el tercer modelo se ajustaría mejor a los datos que los otros dos modelos.

Posteriormente, en esta investigación se propuso someter a prueba la invariancia de medición de la RESE entre sexos y entre edades, así como examinar la consistencia interna de sus puntuaciones. Dado que no existe suficiente información al respecto, no se formuló ninguna hipótesis.

Finalmente, se planteó indagar en la relación de la autoeficacia de la regulación emocional con variables relacionadas con la psicopatología y con otras, relativas al funcionamiento adaptado, para contribuir de esta forma a la validez de constructo. Por tanto, en la hipótesis se propuso que la autoeficacia de la regulación emocional correlacionaría negativamente con la psicopatología y positivamente con la atención plena, la felicidad subjetiva y las creencias sobre la naturaleza maleable de la emoción.

## Método

### Participantes

La muestra potencial constó de la totalidad de los alumnos de cinco escuelas secundarias del sector público, ubicadas en la zona metropolitana del valle de México, cuyas autoridades permitieron la recogida de los datos. Únicamente, el 2.9% de estos alumnos no asintieron participar o no obtuvieron el consentimiento de sus padres o tutores. En total, 727 adolescentes de 12 a 17 años tomaron parte en la presente investigación. La muestra del estudio piloto se conformó por 75 adolescentes (54.7% varones) con una edad promedio de 13.77 años ( $DE = 1.20$ ). La muestra del estudio principal constó de 652 adolescentes (56.5% mujeres) con una edad promedio de 13.47 años ( $DE = 1.00$ ).

### Instrumentos

**RESE** (Bandura et al., 2003; Caprara et al., 2008). Escala de autoinforme de 12 ítems que mide la autoeficacia de la regulación emocional. Se respondió mediante cinco opciones de respuesta, donde los participantes calificaban de 1 (*para nada bien*) a 5 (*muy bien*) su autoeficacia para regular su emoción.

**Escala de problemas del Youth Self-Report** ‘Autoinforme de los jóvenes’ (Achenbach & Rescorla, 2001). Escala de autoinforme de 119 ítems que mide la psicopatología adolescente. Los problemas psicopatológicos que pueden identificarse por medio de esta escala son ansiedad-depresión, retraimiento-depresión, quejas somáticas, problemas sociales, problemas del pensamiento, problemas de la atención, conducta de transgresión de reglas y conducta agresiva. Los tres primeros problemas se consideran problemas interiorizados, mientras que los últimos dos, problemas exteriorizados. Se respondió por medio de tres opciones de respuesta, de 1 (*falso*) a 3 (*cierto*). En el estudio principal de la presente investigación, las puntuaciones presentaron una consistencia interna de  $\omega = .95$ .

**Mindful Attention and Awareness Scale** ‘Escala de atención y consciencia plenas’ (Brown & Ryan, 2003). Escala de autoinforme de 15 ítems que mide las características medulares de la atención plena como continuo. Se respondió mediante cinco opciones de respuesta, de 1 (*siempre*) a 5 (*nunca*). En el estudio principal de la presente investigación, las puntuaciones presentaron una consistencia interna de  $\omega = .85$ .

**Subjective Happiness Scale** ‘Escala de felicidad subjetiva’ (Lyubomirsky & Lepper, 1999). Escala de autoinforme de cuatro ítems que mide la felicidad subjetiva global. Se respondió mediante cinco opciones de respuesta, de 1 a 5, con anclas específicas para cada ítem. En el estudio principal de la presente investigación, las puntuaciones presentaron una consistencia interna de  $\omega = .47$ . Debido a que las puntuaciones no mostraban suficiente evidencia de fiabilidad, esta escala no se consideró para los análisis estadísticos.

**Implicit Theories of Emotion Scale** ‘Escala de teorías implícitas sobre la emoción’ (Tamir et al., 2007). Escala de autoinforme que mide las creencias sobre la naturaleza maleable de la emoción mediante dos ítems referentes a la emoción como entidad maleable y dos ítems referentes a la emoción como entidad fija. Se respondió por medio de cinco opciones de respuesta, de 1 (*totalmente en desacuerdo*) a 5 (*totalmente de acuerdo*). En el estudio principal de la presente investigación, las puntuaciones presentaron una consistencia interna de  $\omega = .13$ . Debido a que las puntuaciones no mostraban suficiente evidencia de fiabilidad, esta escala no se consideró para los análisis estadísticos.

### Procedimiento

Se llevó a cabo la traducción y retrotraducción de la RESE tomando en cuenta el habla coloquial de México. Los resultados del estudio piloto se emplearon para realizar las correcciones pertinentes para el estudio principal. Una vez que se obtuvo el permiso

de las autoridades de las escuelas, así como el consentimiento de los padres o tutores y el asentimiento de los participantes, 13 aplicadores previamente entrenados supervisaron la cumplimentación individual, anónima y voluntaria de la batería de instrumentos en sesiones grupales de aproximadamente 1 hora.

### **Análisis de los datos**

El análisis de los datos se llevó a cabo mediante los programas IBM SPSS Statistics (versión 23) e IBM SPSS Amos (versión 23). Para investigar la estructura factorial de la RESE, se realizó un análisis factorial confirmatorio (AFC) con estimación de máxima verosimilitud para cada modelo. Se eligió este método de estimación, ya que se ha demostrado que, aunque los datos sean ordinales, es posible obtener resultados consistentes si la escala de respuesta consta de al menos cinco opciones y la muestra es grande; estas dos condiciones se asocian a una mayor probabilidad de que los datos se aproximen a una distribución normal (Rigo & Donolo, 2018), y la detección de diferencias entre los datos aumenta conforme se incrementa la muestra (Morata, 2017). Se comparó el ajuste de tres modelos: el modelo 1, unidimensional; el modelo 2, una solución de dos factores de primer orden (POS y NEG); y el modelo 3, compuesto de un factor de primer orden (POS) y uno de segundo orden (NEG) que englobaba dos factores (ANG y DES). El ajuste de cada modelo se analizó mediante el índice chi cuadrado, el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA), el índice de bondad de ajuste (GFI) y los índices de ajuste comparativo (CFI), normado (NFI) y de Tucker y Lewis (TLI). Para evitar sesgo en el índice chi cuadrado por el tamaño de la muestra, se calculó el cociente  $\chi^2/gl$  y se reemplazó el índice con este cociente. Se consideró un modelo como adecuado cuando al menos cuatro de los seis índices se ajustaron satisfactoriamente de acuerdo con los siguientes criterios:  $\chi^2/gl < 5$ ,  $RMSEA < .05$ ,  $GFI \geq .90$ ,  $CFI \geq .90$ ,  $NFI \geq .90$  y  $TLI \geq .90$  (Martínez, 2021). Para comparar el ajuste entre los tres modelos se emplearon el índice de ajuste normado

parsimonioso (PNFI) y el criterio de información de Akaike (AIC), donde se identificó como el mejor modelo aquel cuyo PNFI fuese más cercano a 0 y cuyo AIC, más cercano a 1 (Martínez, 2021).

Para someter a prueba la invariancia de medición de la RESE entre sexos, primero se examinó en cada grupo por separado el ajuste del mejor modelo de los AFC iniciales. Si el modelo se ajustaba a ambos grupos, a continuación, se efectuaría un AFC multigrupo mediante una sucesión de pruebas de restricción progresiva. Se investigarían cuatro modelos: el modelo de invariancia de configuración, sin parámetros restringidos; el modelo de invariancia métrica, con cargas factoriales restringidas; el modelo de invariancia escalar, con cargas factoriales e intersecciones restringidas; y el modelo de invariancia residual, con cargas factoriales, intersecciones y varianzas de error restringidas. Para comparar estos modelos se tomarían en cuenta los siguientes criterios: chi cuadrado no significativa ( $p > .05$ ),  $\Delta RMSEA \leq .015$  y  $\Delta CFI \leq .01$  (Cheung & Rensvold, 2002). Por el contrario, si el mejor modelo de los AFC iniciales no se ajustaba a ambos grupos, a continuación, se sometería a prueba el ajuste de los dos modelos restantes de los AFC iniciales al grupo al que no se ajustaba el mejor modelo, y si tampoco se obtenían resultados satisfactorios, se llevaría a cabo un análisis factorial exploratorio (AFE) con extracción de máxima verosimilitud y rotación varimax con la finalidad de hallar una estructura factorial apropiada. Cada ítem se incluiría dentro del factor correspondiente si cargara por encima de .40 (Mavrou, 2015). Con base en los resultados del AFE, se someterían a prueba otros modelos más mediante AFC.

Para someter a prueba la invariancia de medición de la RESE entre edades, primero se examinó en cada grupo por separado el ajuste del mejor modelo de los AFC iniciales. Dichos grupos se integraron con base en el tamaño de la muestra, de manera que la totalidad de esta se dividió en dos con la finalidad de que cada grupo tuviera un tamaño similar al del otro y fueran equiparables entre sí. Es así que quedaron

integrados de la siguiente forma: 12-13 años ( $n = 345$ ) y 14-17 años ( $n = 307$ ). Si el modelo se ajustaba a ambos grupos, a continuación, se llevaría a cabo un AFC multigrupo de la misma manera y con los mismos criterios para someter a prueba la invariancia entre sexos (Cheung & Rensvold, 2002). De igual modo, en caso de que no fuera procedente este análisis de la invariancia, se ejecutaría la misma serie de análisis adicionales para hallar una solución apropiada.

Para examinar la consistencia interna de las puntuaciones se empleó el coeficiente omega de McDonald (Hayes & Coutts, 2020).

Antes de indagar propiamente en la relación de la autoeficacia de la regulación emocional con otras variables, se realizaron pruebas de normalidad para determinar si todas las variables presentaban una distribución normal. Se empleó el coeficiente de correlación de Spearman. De acuerdo con Cohen (como se lo citó en Rendón-Macías et al., 2021), el tamaño de la correlación se consideró pequeño si los valores iban de  $|.10|$  a  $|.29|$ , mediano de  $|.30|$  a  $|.49|$  y grande a partir de  $|.50|$ .

## Resultados

El modelo 1 no presentó un ajuste adecuado a los datos, y el modelo 2 arrojó valores aceptables solo en tres índices. En cambio, el modelo 3 mostró un ajuste satisfactorio, ya que los valores eran adecuados en todos los índices (ver Tabla 1). El modelo 3 se muestra en la Figura 1 con resultados tipificados.

Antes de realizar los análisis de la invariancia entre sexos, se examinó el ajuste del modelo 3, que comprendía un factor de primer orden (POS) y uno de segundo orden (NEG) que englobaba dos factores (ANG y DES). En el grupo de mujeres, el modelo 3 presentó un buen ajuste en todos los índices; sin embargo, en el grupo de varones el modelo no se ajustó a los datos (ver Tabla 1). Por esta razón, no se procedió al AFC multigrupo.

Se examinó el ajuste de los modelos 1 y 2 en el grupo de varones, pero ninguno ajustaba satisfactoriamente. Se llevaron a cabo diferentes AFE, uno con la muestra completa del grupo de varones y cuatro con submuestras que se integraron de manera aleatoria. Dos de esas submuestras se obtuvieron de dividir la muestra por la mitad teniendo los casos ordenados de acuerdo con su número de identificación (ver Apéndices 1 y 2). Las dos submuestras restantes se formaron mediante el comando de selección de casos del IBM SPSS Statistics (versión 23; ver Apéndices 3 y 4). La finalidad de esta estrategia fue procurar una solución robusta, con mayor probabilidad de replicarse.

El AFE con la muestra completa arrojó dos factores: POS y autoeficacia para regular la ira o irritación relacionada con la interacción social (ANG-INT). La POS se compuso de tres ítems y la ANG-INT, de seis. Los tres ítems restantes no se incluyeron en ningún factor (ver Tabla 2).

Con los resultados de todos los AFE realizados, se buscó identificar los ítems que siempre se agrupaban en el mismo factor y los que alternaban de factor, así como entre qué factores alternaban tales ítems. Se llegó a la conclusión de que los ítems 12, 7 y 10 parecían conformar un factor de manera consistente, en tanto que el ítem 5 vacilaba en cuanto a su significación en este factor, pero no llegaba a formar parte de ninguno otro. Por su parte, se encontró cierta tendencia a que los ítems 6, 11, 8 y 9 se agruparan bajo un mismo factor, aunque no era raro que estos últimos tres alternaran con el factor por describir a continuación. Se trataba este de un factor que a veces se separaba en dos, otras no. Se componía de los ítems 4, 1, 2, 3 y 8, siendo estos últimos tres los que en ocasiones conformaban un factor por separado. Los ítems 9 y 11, ya se mencionaba, alternaban con el segundo factor descrito, en especial el ítem 11.

Posteriormente, se construyeron los modelos 4-9 (ver Apéndice 5) con base en los resultados de los diferentes AFE. Estos modelos se sometieron a prueba



mediante AFC. No se ajustaron satisfactoriamente a los datos de acuerdo con los criterios adoptados (ver Tabla 1).

Para someter a prueba la invariancia por grupos de edad, primero se examinó en cada grupo el ajuste del modelo 3. Dicho modelo se ajustaba a los datos (ver Tabla 1), por lo que fue posible efectuar el AFC multigrupo.

Los resultados del AFC multigrupo mostraron un adecuado ajuste a los datos para los cuatro modelos de invariancia (ver Tabla 3). Cuando se compararon los modelos de invariancia residual y de invariancia escalar, aunque los incrementos en el RMSEA y el CFI eran adecuados, el incremento en chi cuadrado era significativo, contrariamente a lo aceptable. Al comparar los modelos de invariancia escalar y de invariancia métrica, se observaron incrementos acordes con los criterios adoptados, por lo que no se rechazó el modelo de invariancia escalar (ver Tabla 3) con cargas factoriales e intersecciones restringidas.

La consistencia interna de las puntuaciones de los factores de la RESE fue de  $\omega = .77$  para la POS,  $.76$  para la NEG,  $.71$  para la ANG y  $.64$  para la DES.

Los análisis de correlación de Spearman se realizaron respecto de la POS, la NEG y la ANG con la psicopatología y la atención plena (ver Tabla 4). Debido a que las puntuaciones de la DES no mostraban suficiente evidencia de fiabilidad, no se la incluyó en los análisis. Tampoco se tomaron en cuenta la felicidad subjetiva ni las creencias sobre la naturaleza maleable de la emoción, pues las puntuaciones de sus medidas no resultaban fiables. Además, solo se consideraron los datos del grupo de mujeres para los análisis, puesto que el modelo 3 solo mostraba buen ajuste en este grupo.

La POS, la NEG y la ANG correlacionaron negativamente con la psicopatología y positivamente con la atención plena (ver Tabla 4). La POS correlacionó negativamente y con fuerza moderada con los problemas interiorizados. La NEG correlacionó negativamente con ambos síndromes: con los problemas interiorizados se encontró una correlación fuerte y con los problemas exteriorizados, moderada. La ANG correlacionó negativamente y con fuerza moderada con los problemas interiorizados y exteriorizados. Las correlaciones de la POS, la NEG y la ANG con la atención plena fueron de fuerza moderada.

**Tabla 1**  
Estadísticos de ajuste de los modelos

Modelo	$\chi^2/gl$	RMSEA	GFI	CFI	NFI	TLI	PNFI	AIC
Muestra completa ( $N = 652$ )								
1	11.47	.13	.83	.64	.62	.56	.51	667.17
2	<b>3.89</b>	.07	<b>.95</b>	<b>.90</b>	.87	.88	.70	256.00
3	<b>2.56</b>	<b>.05</b>	<b>.97</b>	<b>.95</b>	<b>.92</b>	<b>.94</b>	<b>.71</b>	<b>184.28</b>
Grupo de mujeres ( $n = 370$ )								
3	<b>1.86</b>	<b>.05</b>	<b>.96</b>	<b>.96</b>	<b>.91</b>	<b>.94</b>		
Grupo de varones ( $n = 282$ )								
1	5.14	.12	.84	.57	.53	.48		
2	<b>2.77</b>	.08	<b>.92</b>	.82	.75	.78		
3	<b>2.43</b>	.07	<b>.93</b>	.86	.79	.82		
4	<b>2.43</b>	.07	<b>.93</b>	.86	.79	.82		
5	<b>2.51</b>	.07	<b>.94</b>	.87	.80	.83		
6	<b>1.97</b>	.06	<b>.95</b>	<b>.91</b>	.84	.88		
7	<b>2.75</b>	.08	<b>.93</b>	.87	.81	.80		
8	<b>2.74</b>	.08	<b>.94</b>	.87	.82	.80		
9	<b>2.60</b>	.08	<b>.93</b>	.86	.80	.80		
Grupo de 12-13 años ( $n = 345$ )								
3	<b>1.67</b>	<b>.04</b>	<b>.96</b>	<b>.96</b>	<b>.91</b>	<b>.95</b>		
Grupo de 14-17 años ( $n = 307$ )								
3	<b>1.94</b>	.06	<b>.95</b>	<b>.93</b>	.87	<b>.91</b>		
Criterio	<5	<.05	$\geq .90$	$\geq .90$	$\geq .90$	$\geq .90$	$\approx 1$	$\approx 0$

*Nota:* RMSEA = error cuadrático medio de aproximación; GFI = índice de bondad de ajuste; CFI = índice de ajuste comparativo; NFI = índice de ajuste normado; TLI = índice de Tucker y Lewis; PNFI = índice de ajuste normado parsimonioso; AIC = criterio de información de Akaike. Se resaltan en negritas los resultados que cumplían el criterio.

**Tabla 2***Cargas factoriales resultantes del análisis factorial exploratorio de las respuestas del grupo de varones (n = 282)*

Ítem	Factor		
	1	2	3
12. Puedo expresar alegría cuando me ocurren cosas buenas.	<b>.68</b>	.09	-.06
7. Puedo alegrarme de mis éxitos.	<b>.66</b>	.02	.19
10. Puedo alegrarme por lograr lo que me propuse.	<b>.65</b>	-.04	.12
5. Puedo expresarme libremente cuando disfruto en una fiesta.	.34	.09	.10
2. Cuando me regañan, puedo manejar mi molestia.	.13	<b>.55</b>	.12
4. Puedo evitar perder el control cuando me enojo.	.20	<b>.52</b>	.16
1. Cuando otros me fastidian puedo evitar molestarme.	-.04	<b>.50</b>	-.10
3. Puedo superar la irritación rápidamente cuando sufro una injusticia.	-.06	<b>.47</b>	.11
9. Puedo reducir mi molestia cuando siento que no recibo el reconocimiento que merezco.	.08	<b>.44</b>	.24
8. Puedo evitar desanimarme cuando me critican duramente.	.09	<b>.42</b>	.38
11. Puedo evitar desanimarme cuando enfrento dificultades.	.10	.15	<b>.80</b>
6. Puedo evitar deprimirme cuando estoy solo(a).	.26	.11	.38

*Nota:* Se resaltan en negritas las cargas factoriales que cumplían el criterio ( $\geq .40$ ).

**Tabla 3***Estadísticos de ajuste de cada modelo de invariancia por grupos de edad del modelo 3*

Modelo de invariancia	$\chi^2/gl$	RMSEA	CFI	Modelo con el que se comparó	$P_{\Delta\chi^2}$	$\Delta$ RMSEA	$\Delta$ CFI
De configuración	<b>1.80</b>	<b>.04</b>	<b>.95</b>				
Métrica	<b>1.75</b>	<b>.03</b>	<b>.95</b>	De configuración	<b>.29</b>	<b>-.001</b>	<b>&lt; .00 </b>
Escalar	<b>1.75</b>	<b>.03</b>	<b>.94</b>	Métrica	.05	<b>&lt; .001 </b>	<b>-.01</b>
Residual	<b>1.77</b>	<b>.03</b>	<b>.93</b>	Escalar	.03	<b>&lt; .001 </b>	<b>-.01</b>
Criterio	<5	<.05	$\geq .90$		>.05	$\leq .015 $	$\leq .01 $

*Nota:*  $N = 652$ ,  $n$  de 12-13 años = 345,  $n$  de 14-17 años = 307. RMSEA = error cuadrático medio de aproximación; CFI = índice de ajuste comparativo. Se resaltan en negritas los resultados que cumplían el criterio.

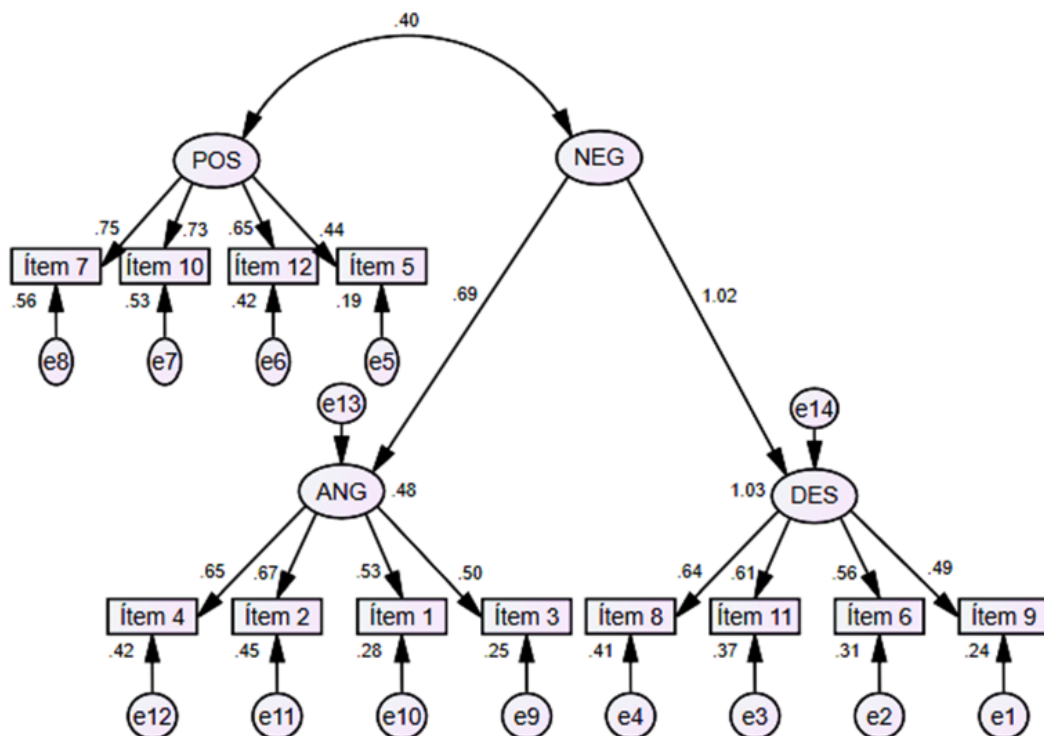
**Tabla 4**  
*Correlaciones de Spearman de la autoeficacia de la regulación emocional con la psicopatología y la atención plena*

Variable	POS	NEG	ANG
Psicopatología	-.41**	-.50**	-.43**
Problemas interiorizados	-.49**	-.50**	-.40**
Problemas exteriorizados	-.27**	-.37**	-.39**
Atención plena	.45**	.48**	.42**

*Nota:* n = 370; POS = autoeficacia para expresar la afectividad positiva; NEG = autoeficacia para regular la afectividad negativa; ANG = autoeficacia para regular la ira.

\*\*p < .01.

**Figura 1**  
*Resultados tipificados del análisis factorial confirmatorio del modelo 3*



*Nota:* N = 652; POS = autoeficacia para expresar la afectividad positiva; NEG = autoeficacia para regular la afectividad negativa; ANG = autoeficacia para regular la ira; DES = autoeficacia para regular el desánimo.

## Discusión

El propósito de esta investigación fue adaptar culturalmente la RESE a los adolescentes de México, así como explorar las características psicométricas de tal versión mexicana.

La primera hipótesis proponía que el modelo de un factor de primer orden (POS) y uno de segundo orden (NEG) que engloba dos factores (ANG y DES) se ajustaría mejor a los datos que los otros dos modelos propuestos. Para verificar esta hipótesis se compararon esas tres estructuras factoriales arrojadas por estudios previos. La mejor explicación de los resultados en la población adolescente mexicana fue la que ofrecía dicho modelo referido en la primera hipótesis, por lo que esta se confirmó. Estos resultados concuerdan con los de estudios previos realizados en la población adulta (Caprara et al., 2008; Gunzenhauser et al., 2013; Totan, 2014).

Sin embargo, el análisis por sexo reveló que la hipótesis se cumplía solamente para el grupo de mujeres. Para el grupo de varones surgió un nuevo modelo compuesto de dos factores: POS y ANG-INT. Al ser la primera vez que se ha analizado el ajuste del modelo referido en la primera hipótesis a ambos sexos por separado, la presente es la primera investigación que ofrece una explicación de la autoeficacia de la regulación emocional diferente para la población masculina. Esta explicación sugiere que los varones experimentan la autoeficacia de la regulación emocional de manera distinta que las mujeres. Ambos grupos tienden a percibir su POS de manera similar. No obstante, en el caso de la regulación de la afectividad negativa, las mujeres evalúan su NEG en función de la emoción negativa propiamente (desánimo o ira), mientras que la forma en la que los varones perciben su NEG ocurre en términos de irritación o enojo, principalmente, relacionado con la interacción social.

Podría especularse que la interacción social de los varones se orienta más a la acción, la cual podría ser confrontativa o incluso agresiva, aunque solo si perciben

no tener los recursos o eficacia necesarios para afrontar la situación de otra manera (Barry & Owens, 2019, pp. 12-14). De hecho, la línea de investigación sobre la expresión de la emoción según el sexo apoya las presentes conclusiones. Autores como Nolen-Hoeksema (2012), Rogier et al. (2019), Sanchis-Sanchis et al. (2020) y Thomsen et al. (2005) han sugerido que ambos sexos experimentan la emoción de diferente manera. La escasa investigación sobre las diferencias entre sexos realizada con la población infantojuvenil ha revelado que, desde la prepubertad, las niñas presentan más tristeza y ansiedad que los niños varones (Sanchis-Sanchis et al., 2020). Estos autores han planteado que, en tanto que las niñas y adolescentes refieren mayor afectividad negativa relacionada con expresiones interiorizadas como la ansiedad y la tristeza, los niños y adolescentes varones refieren más afectividad negativa relacionada con manifestaciones exteriorizadas como la ira. Estos datos explicarían por qué en la presente investigación los ítems relacionados con el desánimo no resultaron relevantes en el caso del grupo de varones. En contraste, para este los ítems relativos a la ira o a la regulación de la afectividad negativa en el contexto de la interacción social se definieron como un solo factor.

Llama la atención que, con respecto a la afectividad positiva, la investigación en este campo ha sugerido que las mujeres expresan más las emociones positivas que los varones (Sanchis-Sanchis et al., 2020). Este dato no concuerda con los resultados de la presente investigación, en la cual no se mostraron diferencias estructurales entre el grupo de mujeres y el de varones en su POS. Una asignatura pendiente para la investigación futura en este campo será dirimir este resultado contradictorio y desvelar si existen diferencias entre sexos en la POS y cuáles serían estas.

Otro propósito de la presente investigación fue someter a prueba la invariancia de medición de la RESE entre sexos. Los resultados indicaron que no había evidencia de invariancia entre sexos para la versión mexicana de esta escala, lo que revela que

las adolescentes y los adolescentes varones interpretan los ítems de diferente manera según el sexo, a diferencia de lo encontrado en estudios previos con la población adulta, en los cuales se ha confirmado invariancia métrica y escalar parcial entre sexos (Caprara et al., 2008; Gunzenhauser et al., 2013; Totan, 2014). Cabe señalar que es la presente investigación la primera en explorar la invariancia de la RESE entre sexos en la adolescencia.

En estudios previos (Caprara et al., 2008; Gunzenhauser et al., 2013; Totan, 2014), no se ha analizado el ajuste del modelo referido en la primera hipótesis por grupos de sexo por separado, por lo que esta investigación es la primera en que se ha realizado un análisis de la invariancia entre sexos más completo. La escasa investigación impone la necesidad de seguir estudiando las diferencias y similitudes respecto a la forma en que las mujeres y los varones perciben su eficacia para regular su emoción; particularmente, si estas diferencias se acentúan o no a lo largo de la adolescencia. Para ello, una tarea pendiente será adaptar y construir instrumentos de medida de la autoeficacia de la regulación emocional tomando en cuenta estas características.

En el estudio principal de esta investigación también se propuso someter a prueba la invariancia de medición de la RESE entre edades. Los resultados sugieren evidencia de invariancia escalar, por lo que los adolescentes de 12-13 años y los de 14-17 años están representados al mismo nivel en los ítems que componen la RESE, tal que esta puede usarse indistintamente para medir la autoeficacia de la regulación emocional de los adolescentes de 12-17 años sin sesgo de medida entre ambos grupos de edad. Este hallazgo resulta relevante debido a que no se había estudiado la invariancia de medición por edades de la RESE hasta ahora, pese a que se ha demostrado que las habilidades para regular la emoción podrían cambiar de acuerdo con la edad durante la adolescencia (Herd et al., 2020; Sanchis-Sanchis et al., 2020; Zimmermann & Iwanski, 2014).

Por ello, es importante seguir investigando el papel de la edad en la autoeficacia de la regulación emocional de los adolescentes, de manera que se tome en cuenta para una medición precisa.

Por otra parte, se examinó la consistencia interna de las puntuaciones de la RESE. Los coeficientes omega por factor fueron de .77 para la POS, .76 para la NEG, .71 para la ANG y .64 para la DES. Estos hallazgos indican que las puntuaciones de las medidas de la POS, la NEG y la ANG son fiables. Sin embargo, no se encontró evidencia de fiabilidad para las puntuaciones de la DES. Estos resultados concuerdan con las bajas puntuaciones obtenidas en este factor en los estudios realizados con estudiantes universitarios y otros adultos en Turquía ( $\alpha = .58$ ; Totan, 2014) y Alemania ( $\alpha = .69$  y  $.65$ ; Gunzenhauser et al., 2013). No obstante, para una muestra italiana ( $\alpha = .82$ ), una boliviana ( $\alpha = .81$ ) y una estadounidense ( $\alpha = .72$ ) se obtuvo evidencia de fiabilidad (Caprara et al., 2008). Edwards et al. (2021) señalaron que el tamaño de la muestra adquiere particular importancia en los métodos que se basan en técnicas de análisis factorial, como el coeficiente omega, pues se han encontrado mayores tasas de error cuando las cargas factoriales y los tamaños de la muestra son menores. Esto puede relacionarse con la limitada representatividad de la muestra en la presente investigación, ya que se empleó un método de selección no aleatorio (Grafström & Schelin, 2014), por lo que es importante considerar el tamaño y representatividad de la muestra en la investigación futura.

Para verificar la última hipótesis, en la cual se proponía que la autoeficacia de la regulación emocional correlacionaría negativamente con la psicopatología y positivamente con la atención plena, la felicidad subjetiva y las creencias sobre la naturaleza maleable de la emoción, se indagó en la relación de la autoeficacia de la regulación emocional con los problemas interiorizados (ansiedad-depresión, retraimiento-depresión y quejas somáticas), los problemas exteriorizados (conducta de transgresión de reglas y conducta agresiva) y la atención plena.

Los resultados sugieren correlaciones positivas con esta última variable y negativas con los problemas interiorizados y exteriorizados. Estos hallazgos se alinean con los resultados de estudios previos, en los cuales la autoeficacia de la regulación emocional ha correlacionado negativamente con variables como la ansiedad (Caprara et al., 2008; Zhai et al., 2021), la depresión (Bandura et al., 2003; Caprara et al., 2008; García et al., 2017; Zhai et al., 2021), los síntomas somáticos (Zhai et al., 2021), la conducta delictiva (Bandura et al., 2003) y la conducta agresiva (Caprara et al., 2008), y, positivamente, con la atención plena (Jin et al., 2020).

Por las correlaciones encontradas y su alineación con los resultados de estudios previos, se confirma la hipótesis, aunque solo parcialmente, ya que no fue posible realizar análisis de correlación entre la autoeficacia de la regulación emocional, la felicidad subjetiva y las creencias sobre la naturaleza maleable de la emoción, pues las puntuaciones de la Escala de felicidad subjetiva y de la Escala de teorías implícitas sobre la emoción no mostraron suficiente evidencia de fiabilidad. Destaca el hecho de que ambas escalas se componían de únicamente cuatro ítems, en comparación con las otras escalas, que incluían una mayor cantidad de ítems y cuyas puntuaciones se encontraron fiables en la presente investigación. En este sentido, Edwards et al. (2021) plantearon que el coeficiente omega se puede afectar por la cantidad de ítems, tal que será importante tener en cuenta este factor en estudios posteriores.

Previamente, se ha encontrado una correlación positiva entre la felicidad subjetiva y la autoeficacia de la regulación emocional (Bassi et al., 2018). Asimismo, la felicidad subjetiva, como parte de la afectividad positiva, se ha considerado un indicador del bienestar psicoemocional y de calidad de la vida de los adolescentes (Lukoševičiūtė et al., 2022), por lo que resultaba importante analizar esta correlación. Por su parte, Tamir et al. (2007) propusieron que las creencias sobre la naturaleza maleable de la emoción tienen un papel fundamental para el funcionamiento

socioemocional a largo plazo, pues las personas que creen que su emoción es maleable tienen más probabilidades de creer que poseen la capacidad de controlarla. De esta manera, la autoeficacia de la regulación emocional se podría relacionar significativamente con las creencias sobre la naturaleza maleable de la emoción, tarea que quedó pendiente en la presente investigación.

Existe evidencia de que tanto la regulación emocional excesiva como la insuficiente implican riesgos para la adaptación de un adolescente (Riediger & Klipker, 2014). Durante esta etapa se sientan las bases para la salud y el bienestar a lo largo de la vida, por lo que la eficacia para regular la emoción puede prevenir diversas formas de psicopatología (Compas et al., 2017; Sahi et al., 2023; Sanchis-Sanchis et al., 2020; Yang et al., 2021) y mejorar la calidad de la vida del adolescente: se asocia con una mayor competencia social, mejores logros académicos, mejor aceptación de los pares y menor probabilidad de experimentar intimidación por parte de estos (Riediger & Klipker, 2014).

Sin embargo, las correlaciones se calcularon únicamente para el grupo de mujeres, por lo que una tarea pendiente para la investigación futura será estudiar las relaciones de la autoeficacia de la regulación emocional de los adolescentes varones. Además, será importante indagar la relación entre la autoeficacia de la regulación emocional, la felicidad subjetiva y las creencias sobre la naturaleza maleable de la emoción, ya que en la presente investigación no fue posible investigar dichas correlaciones, lo que contribuiría a la red nomológica de la autoeficacia de la regulación emocional.

Dentro de las limitaciones de esta investigación destaca que no fue posible analizar las correlaciones de la autoeficacia de la regulación emocional en el grupo de varones, así como la limitada representatividad de la muestra, al emplearse un método de selección no aleatorio. Por otra parte, aún existen discrepancias en cuanto a las ventajas y

desventajas de algunos métodos sobre otros dentro del AFE (Lloret-Segura et al., 2014, p. 1160), por lo que otra limitación del estudio principal de la presente investigación es que los métodos empleados se puedan reemplazar por otros que resultaren más apropiados. Es menester que en la investigación subsiguiente se atienda a estas advertencias. En contraste, una de las principales fortalezas de esta investigación radica en la generalidad de los resultados añadida por que se haya encontrado exitoso en la población adolescente mexicana el modelo que previamente se había estudiado en la población adulta. Otra de las fortalezas del estudio principal de esta investigación es el nuevo modelo encontrado para los adolescentes varones; esto fue posible gracias a que, por primera vez, se analizó el modelo en ambos grupos de sexo por separado. Asimismo, la presente es la primera investigación en explorar la autoeficacia de la regulación emocional en adolescentes de México, investigación cuyos análisis incluyeron el estudio de la invariancia.

Los resultados de la presente investigación muestran evidencia de la validez de constructo para la versión mexicana de la RESE. Esta versión de la escala es una herramienta válida para medir la autoeficacia de la regulación emocional de las adolescentes, lo mismo que de los adolescentes de 12-17 años, mediante autoinforme en México. Las características de la escala permiten acercarse a una versión más precisa de la conducta observable, por lo que la escala será útil en estudios científicos y en la práctica clínica.

### **Conflicto de intereses**

No tenemos conflicto de intereses que declarar.

### **Responsabilidad ética**

Las autoridades escolares permitieron la recogida de los datos. Los alumnos que no asintieron participar o no obtuvieron el consentimiento de sus padres o tutores no participaron. La cumplimentación de la batería de instrumentos fue anónima y voluntaria.

### **Contribución de autoría**

MLVV: revisión de la literatura, recolección y análisis de los datos, interpretación de los resultados, redacción y revisión del manuscrito.

LHG: concepción y diseño del estudio, administración y supervisión del proyecto, interpretación de los resultados y revisión del manuscrito.

MÁF: análisis de los datos, interpretación de los resultados y revisión del manuscrito.

### **Agradecimientos**

Derechos reservados © Universidad Nacional Autónoma de México, 2024. Av. Universidad núm. 3000, Ciudad Universitaria, Coyoacán, C. P. 04510, Ciudad de México, México. Trabajo de titulación realizado gracias al programa UNAM-PAPIIT «IN305522», dirigido por Laura Hernández-Guzmán. Agradecemos al programa la financiación que coadyuvó a elaborar y publicar este trabajo. Agradecemos también al equipo del Programa de Prevención Psicológica de la Facultad de Estudios Superiores Zaragoza y al equipo del Laboratorio de Investigación en Psicopatología Infantojuvenil de la Facultad de Psicología, ambas de la Universidad Nacional Autónoma de México, por su colaboración en la recolección y captura de los datos.

### **Referencias**

- Achenbach, T. M., & Rescorla, L. A. (2001). *Manual for the ASEBA School-Age Forms & Profiles. An Integrated System of Multi-informant Assessment*. <https://store.aseba.org/manual-for-the-aseba-school-age-forms-profiles-electronic-delivery/productinfo/505e/>
- American Educational Research Association, American Psychological Association & National Council on Measurement in Education. (2014). *Estándares para pruebas educativas y psicológicas*. American Educational Research Association. <https://www.testingstandards.net/open-access-files.html>



- Bandura, A. (1997). *Self-Efficacy: The Exercise of Control*. W. H. Freeman and Company.
- Bandura, A. (2005). Guide for Creating Self-Efficacy Scales. En F. Pajares, & T. Urdan (eds.), *Self-Efficacy Beliefs of Adolescents* (pp. 307-337). IAP–Information Age Publishing. <https://www.infoagepub.com/products/self-efficacy-beliefs-of-adolescents>
- Bandura, A., Caprara, G. V., Barbaranelli, C., Gerbino, M., & Pastorelli, C. (2003). Role of Affective Self-Regulatory Efficacy in Diverse Spheres of Psychosocial Functioning. *Child Development*, *74*(3), 769-782. <https://doi.org/10.1111/1467-8624.00567>
- Barry, J. A., & Owens, R. (2019). From Fetuses to Boys to Men: The Impact of Testosterone on Male Lifespan Development. En J. A. Barry, R. Kingerlee, M. Seager, & L. Sullivan (eds.), *The Palgrave Handbook of Male Psychology and Mental Health* (pp. 3-24). Palgrave Macmillan. [https://doi.org/10.1007/978-3-030-04384-1\\_1](https://doi.org/10.1007/978-3-030-04384-1_1)
- Bassi, M., Delle Fave, A., Steca, P., & Caprara, G. V. (2018). Adolescents' Regulatory Emotional Self-Efficacy Beliefs and Daily Affect Intensity. *Motivation and Emotion*, *42*(2), 287-298. <https://doi.org/10.1007/s11031-018-9669-3>
- Beauchaine, T. P. (2015). Future Directions in Emotion Dysregulation and Youth Psychopathology. *Journal of Clinical Child & Adolescent Psychology*, *44*(5), 875-896. <https://doi.org/10.1080/15374416.2015.1038827>
- Brown, K. W., & Ryan, R. M. (2003). The Benefits of Being Present: Mindfulness and its Role in Psychological Well-Being. *Journal of Personality and Social Psychology*, *84*(4), 822-848. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.84.4.822>
- Caprara, G. V., Di Giunta, L., Eisenberg, N., Gerbino, M., Pastorelli, C., & Tramontano, C. (2008). Assessing Regulatory Emotional Self-Efficacy in Three Countries. *Psychological Assessment*, *20*(3), 227-237. <https://doi.org/10.1037/1040-3590.20.3.227>
- Caprara, G. V., Di Giunta, L., Pastorelli, C., & Eisenberg, N. (2013). Mastery of Negative Affect: A Hierarchical Model of Emotional Self-Efficacy Beliefs. *Psychological Assessment*, *25*(1), 105-116. <https://doi.org/10.1037/a0029136>
- Caprara, G. V., & Steca, P. (2005). Affective and Social Self-Regulatory Efficacy Beliefs as Determinants of Positive Thinking and Happiness. *European Psychologist*, *10*(4), 275-286. <https://doi.org/10.1027/1016-9040.10.4.275>
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating Goodness-of-Fit Indexes for Testing Measurement Invariance. *Structural Equation Modeling*, *9*(2), 233-255. [https://doi.org/10.1207/s15328007sem0902\\_5](https://doi.org/10.1207/s15328007sem0902_5)
- Choi, S., Kluemper, D. H., & Sauley, K. S. (2013). Assessing Emotional Self-Efficacy: Evaluating Validity and Dimensionality with Cross-Cultural Samples. *Applied Psychology*, *62*(1), 97-123. <https://doi.org/10.1111/j.1464-0597.2012.00515.x>
- Compas, B. E., Jaser, S. S., Bettis, A. H., Watson, K. H., Gruhn, M. A., Dunbar, J. P., Williams, E., & Thigpen, J. C. (2017). Coping, Emotion Regulation, and Psychopathology in Childhood and Adolescence: A Meta-Analysis and Narrative Review. *Psychological Bulletin*, *143*(9), 939-991. <https://doi.org/10.1037/bul0000110>
- Danvila, I., & Sastre, M. Á. (2010). Inteligencia emocional: una revisión del concepto y líneas de investigación. *Cuadernos de Estudios Empresariales*, *20*, 107-126. <https://revistas.ucm.es/index.php/cese/article/view/38963>
- Domínguez-Lara, S. A., & Merino-Soto, C. (2015). ¿Por qué es importante reportar los intervalos de confianza del coeficiente alfa de Cronbach? *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud*, *13*(2), 1326-1328. <https://revistaumanizales.cinde.org.co/rllcsnj/index.php/revista-latinoamericana/article/view/2030>
- Edwards, A. A., Joyner, K. J., & Schatschneider, C. (2021). A Simulation Study on the Performance of Different Reliability Estimation Methods. *Educational and Psychological Measurement*, *81*(6), 1089-1117. <https://doi.org/10.1177/0013164421994184>
- Gadassi, R., Everaert, J., Uddenberg, C., Kober, H., & Joormann, J. (2021). Emotion Regulation and Self-Criticism in Children and Adolescence: Longitudinal Networks of Transdiagnostic Risk Factors. *Emotion*, *21*(7), 1438-1451. <https://doi.org/10.1037/emo0001041>
- García, V., Luque, B., Santos, M., & Tabernero, C. (2017). La autorregulación emocional en la depresión y el deterioro cognitivo de consumidores de sustancias psicoactivas. *Health and Addictions*, *17*(2), 125-136. <https://doi.org/10.21134/haaj.v17i2.312>
- Garnefski, N., & Kraaij, V. (2007). The Cognitive Emotion Regulation Questionnaire: Psychometric Features and Prospective Relationships with Depression and Anxiety

- in Adults. *European Journal of Psychological Assessment*, 23(3), 141-149. <https://doi.org/10.1027/1015-5759.23.3.141>
- Gómez, A. S. (2019). Conductas prosociales y su relación con la empatía y la autoeficacia para la regulación emocional en adolescentes desvinculados de grupos armados ilegales. *Revista Criminalidad*, 61(3), 221-246. <https://revistacriminalidad.policia.gov.co:8000/index.php/revcriminalidad/article/view/70>
- Gómez, A. S., & Narváez, M. (2020). Tendencias prosociales y su relación con la empatía y la autoeficacia emocional en adolescentes en vulnerabilidad psicosocial. *Revista Colombiana de Psicología*, 29(2), 125-147. <https://doi.org/10.15446/rcp.v29n2.78430>
- Gómez, O. I., & Calleja, N. (2017). Regulación emocional. Escalas de medición en español: revisión psicométrica. *Revista Iberoamericana de Psicología*, 10(2), 81-92. <https://doi.org/10.33881/2027-1786.rip.10209>
- Grafström, A., & Schelin, L. (2014). How to Select Representative Samples. *Scandinavian Journal of Statistics: Theory and Applications*, 41(2), 277-290. <https://doi.org/10.1111/sjos.12016>
- Gratz, K. L., & Roemer, L. (2004). Multidimensional Assessment of Emotion Regulation and Dysregulation: Development, Factor Structure, and Initial Validation of the Difficulties in Emotion Regulation Scale. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 26(1), 41-54. <https://doi.org/10.1023/b:joba.0000007455.08539.94>
- Gross, J. J. (1998). The Emerging Field of Emotion Regulation: An Integrative Review. *Review of General Psychology*, 2(3), 271-299. <https://doi.org/10.1037/1089-2680.2.3.271>
- Gross, J. J. (2014). Emotion Regulation: Conceptual and Empirical Foundations. En J. J. Gross (ed.), *Handbook of emotion regulation* (2.<sup>a</sup> ed., pp. 3-20). The Guilford Press.
- Gross, J. J., & John, O. P. (2003). Individual Differences in Two Emotion Regulation Processes: Implications for Affect, Relationships, and Well-Being. *Journal of Personality and Social Psychology*, 85(2), 348-362. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.85.2.348>
- Gunzenhauser, C., Heikamp, T., Gerbino, M., Alessandri, G., Suchodoletz, A. von, Di Giunta, L., Caprara, G. V., & Trommsdorff, G. (2013). Self-efficacy in Regulating Positive and Negative Emotions: A Validation Study in Germany. *European Journal of Psychological Assessment*, 29(3), 197-204. <https://doi.org/10.1027/1015-5759/a000151>
- Hayes, A. F., & Coutts, J. J. (2020). Use Omega Rather than Cronbach's Alpha for Estimating Reliability. *But... Communication Methods and Measures*, 14(1), 1-24. <https://www.tandfonline.com/doi/full/10.1080/19312458.2020.1718629>
- Herd, T., King-Casas, B., & Kim-Spoon, J. (2020). Developmental Changes in Emotion Regulation During Adolescence: Associations with Socioeconomic risk and Family Emotional Context. *Journal of Youth and Adolescence*, 49(7), 1545-1557. <https://doi.org/10.1007/s10964-020-01193-2>
- Jin, Y., Zhang, M., Wang, Y., & An, J. (2020). The Relationship between Trait Mindfulness, Loneliness, Regulatory Emotional Self-efficacy, and Subjective Well-Being. *Personality and Individual Differences*, 154. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2019.109650>
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A., & Tomás-Marco, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología*, 30(3), 1151-1169. <https://doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>
- Lukoševičiūtė, J., Argustaite-Zailskiene, G., & Šmigelskas, K. (2022). Measuring Happiness in Adolescent Samples: A Systematic Review. *Children*, 9(2). <https://doi.org/10.3390/children9020227>
- Lyubomirsky, S., & Lepper, H. S. (1999). A Measure of Subjective Happiness: Preliminary Reliability and Construct Validation. *Social Indicators Research*, 46(2), 137-155. <https://doi.org/10.1023/a:1006824100041>
- Martínez, M. (2021). Análisis factorial confirmatorio: un modelo de gestión del conocimiento en la universidad pública. *Revista Iberoamericana para la Investigación y el Desarrollo Educativo*, 12(23). <https://doi.org/10.23913/ride.v12i23.1103>
- Mavrou, I. (2015). Análisis factorial exploratorio: cuestiones conceptuales y metodológicas. *Revista Nebrija de Lingüística Aplicada a la Enseñanza de las Lenguas*, 19, 71-80. <https://doi.org/10.26378/rmlael019283>
- McLaughlin, K. A., Hatzenbuehler, M. L., Mennin, D. S., & Nolen-Hoeksema, S. (2011). Emotion Dysregulation

- and Adolescent Psychopathology: A Prospective Study. *Behaviour Research and Therapy*, 49(9), 544-554. <https://doi.org/10.1016/j.brat.2011.06.003>
- McRae, K., & Gross, J. J. (2020). Emotion Regulation. *Emotion*, 20(1), 1-9. <https://doi.org/10.1037/emo0000703>
- McRae, K., Gross, J. J., Weber, J., Robertson, E. R., Sokol-Hessner, P., Ray, R. D., Gabrieli, J. D. E., & Ochsner, K. N. (2012). The Development of Emotion Regulation: An fMRI Study of Cognitive Reappraisal in Children, Adolescents and Young Adults. *Social Cognitive and Affective Neuroscience*, 7(1), 11-22. <https://doi.org/10.1093/scan/nsr093>
- Morata, M. Á. (2017). *Métodos de estimación y sus implicaciones para la validación de constructo mediante análisis factorial confirmatorio de escalas tipo Likert. Un estudio de simulación* [Tesis doctoral, Universidad Nacional de Educación a Distancia]. e-Spacio. <https://hdl.handle.net/20.500.14468/20849>
- Nolen-Hoeksema, S. (2012). Emotion Regulation and Psychopathology: The Role of Gender. *Annual Review of Clinical Psychology*, 8, 161-187. <https://doi.org/10.1146/annurev-clinpsy-032511-143109>
- Noronha, A. P. P., Maciel, A. C. M., Dos Santos, A. A., & Azzi, R. G. (2022). Validity Evidence Studies of the Regulatory Emotional Self-Efficacy Scale in Brazil. *Ciencias Psicológicas*, 16(2). <https://doi.org/10.22235/cp.v16i2.2395>
- Oficina del Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia en Uruguay. (2021, julio de). *Adolescentes: características. ¿Qué cambios y conductas son esperables en la adolescencia?* (ficha núm. 1). <https://www.unicef.org/uruguay/documents/adolescentes-caracteristicas>
- Pendergast, L. L., Von der Embse, N., Kilgus, S. P., & Eklund, K. R. (2017). Measurement Equivalence: A Non-Technical Primer on Categorical Multi-Group Confirmatory Factor Analysis in School Psychology. *Journal of School Psychology*, 60, 65-82. <https://doi.org/10.1016/j.jsp.2016.11.002>
- Putnick, D. L., & Bornstein, M. H. (2016). Measurement Invariance Conventions and Reporting: The State of the Art and Future Directions for Psychological Research. *Developmental Review*, 41, 71-90. <https://doi.org/10.1016/j.dr.2016.06.004>
- Qualter, P., Dacre, L., Gardner, K. J., Ashley-Kot, S., Wise, A., & Wols, A. (2015). The Emotional Self-Efficacy Scale: Adaptation and validation for young adolescents. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 33(1), 33-45. <https://doi.org/10.1177/0734282914550383>
- Rendón-Macías, M. E., Zarco-Villavicencio, I. S., & Villasís-Keever, M. Á. (2021). Métodos estadísticos para el análisis del tamaño del efecto. *Revista Alergia México*, 68(2), 128-136. <https://doi.org/10.29262/ram.v658i2.949>
- Riediger, M., & Klipker, K. (2014). Emotion Regulation in Adolescence. En J. J. Gross (ed.), *Handbook of Emotion Regulation* (2.ª ed., pp. 187-202). The Guilford Press.
- Rigo, D. Y., & Donolo, D. (2018). Modelos de ecuaciones estructurales: usos en investigación psicológica y educativa. *Revista Interamericana de Psicología*, 52(3), 345-357. <https://journal.sipsych.org/index.php/ijp/article/view/388>
- Rogier, G., Garofalo, C., & Velotti, P. (2019). Is Emotional Suppression Always Bad? A Matter of Flexibility and Gender Differences. *Current Psychology*, 38(2), 411-420. <https://doi.org/10.1007/s12144-017-9623-7>
- Sahi, R. S., Eisenberger, N. I., & Silvers, J. A. (2023). Peer Facilitation of Emotion Regulation in Adolescence. *Developmental Cognitive Neuroscience*, 62. <https://doi.org/10.1016/j.dcn.2023.101262>
- Sanchis-Sanchis, A., Grau, M. D., Moliner, A.-R., & Morales-Murillo, C. P. (2020). Effects of Age and Gender in Emotion Regulation of Children and Adolescents. *Frontiers in Psychology*, 11. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.00946>
- Shields, A., & Cicchetti, D. (1997). Emotion Regulation among School-Age Children: The Development and Validation of a New Criterion Q-Sort Scale. *Developmental Psychology*, 33(6), 906-916. <https://doi.org/10.1037/0012-1649.33.6.906>
- Tamir, M., John, O. P., Srivastava, S., & Gross, J. J. (2007). Implicit Theories of Emotion: Affective and Social Outcomes Across a Major Life Transition. *Journal of Personality and Social Psychology*, 92(4), 731-744. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.92.4.731>
- Thomsen, D. K., Mehlsen, M. Y., Viidik, A., Sommerlund, B., & Zachariae, R. (2005). Age and Gender Differences in Negative Affect-Is There a Role for Emotion Regulation?

- Personality and Individual Differences*, 38(8), 1935-1946. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2004.12.001>
- Totan, T. (2014). The Regulatory Emotional Self-Efficacy Scale: Issues of reliability and validity within a Turkish sample group. *Psychological Thought*, 7(2), 144-155. <https://psycst.swu.bg/index.php/psycst/article/view/99>
- Trillo, R. S., & Esparza, Ó. A. (2020). Estructura factorial de una escala de autoeficacia emocional para adolescentes, validada en México. *Enseñanza e Investigación en Psicología*, 2(3), 430-439. <https://revistacneipne.org/index.php/cneip/article/view/99>
- Ventura-León, J. L., & Caycho-Rodríguez, T. (2017). El coeficiente omega: un método alternativo para la estimación de la confiabilidad. *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud*, 15(1), 625-627.
- Yang, C., Zhou, Y., Cao, Q., Xia, M., & An, J. (2019). The Relationship between Self-Control and Self-Efficacy among Patients with Substance use Disorders: Resilience and Self-Esteem as Mediators. *Frontiers in Psychiatry*, 10. <https://doi.org/10.3389/fpsy.2019.00388>
- Yang, M., Deng, X., & An, S. (2021). The Immediate and Lasting Effect of Emotion Regulation in Adolescents: An ERP Study. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 18(19). <https://doi.org/10.3390/ijerph181910242>
- Zhai, H.-K., Li, Q., Hu, Y.-X., Cui, Y.-X., Wei, X.-W., & Zhou, X. (2021). Emotional Creativity Improves Posttraumatic Growth and Mental Health During the COVID-19 Pandemic. *Frontiers in Psychology*, 12. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.600798>
- Zhang, P., Zhang, M., & Lu J. (2010). Qíngxù tiáojié zìwò xiàonéng gān liàng biāo zài zhōngguó dàxuéshēng zhōng de shìyòng jiéguo fēnxī [Análisis de los resultados de un estudio de la Escala de estimación de la autoeficacia de la regulación emocional entre estudiantes universitarios chinos]. *Zhongguó línchuáng xīnlìxué zázhi*, 18(5), 568-570. <http://www.clinicalpsychojournal.com/magazine/show.aspx?id=139571>
- Zhao, X., You, X., Shi, C., Yang, X., Chu, K., & Peng, Z. (2013). Factor Analysis of the Regulatory Emotional Self-Efficacy Scale of Chinese College Students. *Social Behavior and Personality*, 41(5), 751-760. <https://doi.org/10.2224/sbp.2013.41.5.751>
- Zimmermann, P., & Iwanski, A. (2014). Emotion Regulation from Early Adolescence to Emerging Adulthood and Middle Adulthood: Age Differences, Gender Differences, and Emotion-Specific Developmental Variations. *International Journal of Behavioral Development*, 38(2), 182-194. <https://doi.org/10.1177/0165025413515405>
- Zou, C., Plaks, J. E., & Peterson, J. B. (2019). Don't get Too Excited: Assessing Individual Differences in the Down-Regulation of Positive Emotions. *Journal of Personality Assessment*, 101(1), 73-83. <https://doi.org/10.1080/00223891.2017.1339711>

Mariana Lizbeth Verdeja Velázquez

Facultad de Psicología, Universidad Nacional Autónoma de México, México,

Facultad de Estudios Superiores Zaragoza, Universidad Nacional Autónoma de México, México.

Becaria en la Facultad de Psicología de la Universidad Nacional Autónoma de México, México, y alumna de la Facultad de Estudios Superiores Zaragoza de la Universidad Nacional Autónoma de México, México. Egresada de la licenciatura en Psicología de la Universidad Nacional Autónoma de México, México. Su línea de investigación ha sido acerca de la autoeficacia de la regulación emocional durante la adolescencia.

ORCID: <https://orcid.org/0009-0000-4852-3933>

[marianaverdeja.ve@gmail.com](mailto:marianaverdeja.ve@gmail.com)

Laura Hernández-Guzmán

Facultad de Psicología, Universidad Nacional Autónoma de México, México.

Profesora titular nivel C de tiempo completo definitiva de la Facultad de Psicología de la Universidad Nacional Autónoma de México, México. PhD in Developmental and Child Psychology 'doctora en Psicología del Desarrollo e Infantil' por The University of Kansas, Estados Unidos. Su línea de investigación actual es acerca del desarrollo de la psicopatología a lo largo del ciclo vital.

ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-3996-9540>

Autor corresponsal: [lahegu@me.com](mailto:lahegu@me.com)

Miguel-Ángel Freyre

Facultad de Psicología, Universidad Nacional Autónoma de México, México.

Alumno en la Facultad de Psicología de la Universidad Nacional Autónoma de México, México. Licenciado en Psicología por la Universidad Nacional Autónoma de México, México. Su línea de investigación ha sido acerca del desarrollo de la psicopatología afectivo-emocional a lo largo del ciclo vital.

ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-0185-1125>

[migfreyre@gmail.com](mailto:migfreyre@gmail.com)

## Apéndice 1

*Cargas factoriales resultantes del análisis factorial exploratorio de las respuestas de los varones de la primera submuestra de acuerdo con su número de identificación*

Ítem	Factor			
	1	2	3	4
12. Puedo expresar alegría cuando me ocurren cosas buenas.	<b>.94</b>	.11	-.07	.06
7. Puedo alegrarme de mis éxitos.	<b>.46</b>	.05	.25	.06
10. Puedo alegrarme por lograr lo que me propuse.	<b>.47</b>	.08	.17	-.08
5. Puedo expresarme libremente cuando disfruto en una fiesta.	<b>.44</b>	.03	.10	.16
2. Cuando me regañan, puedo manejar mi molestia.	.13	.30	.14	<b>.48</b>
4. Puedo evitar perder el control cuando me enojo.	.16	<b>.95</b>	.24	.10
1. Cuando otros me fastidian puedo evitar molestarme.	.03	.38	-.17	.18
3. Puedo superar la irritación rápidamente cuando sufro una injusticia.	-.05	.06	.04	<b>.57</b>
9. Puedo reducir mi molestia cuando siento que no recibo el reconocimiento que merezco.	.22	.19	.29	.29
8. Puedo evitar desanimarme cuando me critican duramente.	.18	.08	<b>.45</b>	<b>.50</b>
11. Puedo evitar desanimarme cuando enfrento dificultades.	.06	-.05	<b>.71</b>	.15
6. Puedo evitar deprimirme cuando estoy solo(a).	.22	.04	<b>.44</b>	.05

*Nota:*  $n = 284$ . Se resaltan en negritas las cargas factoriales que cumplían el criterio ( $\geq .40$ ). El factor 1 se compuso de cuatro ítems y puede interpretarse como autoeficacia para expresar la afectividad positiva. El factor 4 se compuso de tres ítems y puede interpretarse como autoeficacia para regular la irritación en función de la interacción social. Los factores 2 y 3 no se consideraron, puesto que cada uno se compuso de menos de tres ítems con cargas significativas. Los ítems 1 y 9 no cargaron en ningún factor.

## Apéndice 2

*Cargas factoriales resultantes del análisis factorial exploratorio de las respuestas de los varones de la segunda submuestra de acuerdo con su número de identificación*

Ítem	Factor			
	1	2	3	4
12. Puedo expresar alegría cuando me ocurren cosas buenas.	.01	<b>.47</b>	.12	.03
7. Puedo alegrarme de mis éxitos.	.08	<b>.92</b>	-.06	.05
10. Puedo alegrarme por lograr lo que me propuse.	-.01	<b>.63</b>	.17	.09
5. Puedo expresarme libremente cuando disfruto en una fiesta.	.07	.18	-.01	<b>.98</b>
2. Cuando me regañan, puedo manejar mi molestia.	<b>.53</b>	.13	-.03	.02
4. Puedo evitar perder el control cuando me enojo.	<b>.53</b>	.21	.17	-.16
1. Cuando otros me fastidian puedo evitar molestarme.	<b>.51</b>	-.08	-.04	.10
3. Puedo superar la irritación rápidamente cuando sufro una injusticia.	<b>.56</b>	-.05	-.02	-.10
9. Puedo reducir mi molestia cuando siento que no recibo el reconocimiento que merezco.	<b>.49</b>	-.07	.14	.06
8. Puedo evitar desanimarme cuando me critican duramente.	<b>.48</b>	.06	.22	.15
11. Puedo evitar desanimarme cuando enfrento dificultades.	<b>.42</b>	.24	.29	.09
6. Puedo evitar deprimirme cuando estoy solo(a).	.13	.24	<b>.92</b>	-.04

*Nota:*  $n = 284$ . Se resaltan en negritas las cargas factoriales que cumplían el criterio ( $\geq .40$ ). El factor 1 se compuso de siete ítems y puede interpretarse como autoeficacia para regular la irritación en función de la interacción social. El factor 2 se compuso de tres ítems y puede interpretarse como autoeficacia para expresar la afectividad positiva. Los factores 3 y 4 no se consideraron, puesto que cada uno se compuso de menos de tres ítems con cargas significativas.

### Apéndice 3

*Cargas factoriales resultantes del análisis factorial exploratorio de las respuestas de los varones de la primera submuestra basada en la selección aleatoria de casos mediante el programa IBM SPSS Statistics*

Ítem	Factor			
	1	2	3	4
12. Puedo expresar alegría cuando me ocurren cosas buenas.	.13	-.09	<b>.69</b>	.02
7. Puedo alegrarme de mis éxitos.	.09	.19	<b>.62</b>	.12
10. Puedo alegrarme por lograr lo que me propuse.	-.04	.27	<b>.53</b>	.12
5. Puedo expresarme libremente cuando disfruto en una fiesta.	.08	.02	.27	<b>.41</b>
2. Cuando me regañan, puedo manejar mi molestia.	<b>.49</b>	.14	.13	.15
4. Puedo evitar perder el control cuando me enojo.	<b>.70</b>	.25	.23	-.31
1. Cuando otros me fastidian puedo evitar molestarme.	<b>.58</b>	-.12	-.04	.05
3. Puedo superar la irritación rápidamente cuando sufro una injusticia.	<b>.57</b>	-.11	.06	.24
9. Puedo reducir mi molestia cuando siento que no recibo el reconocimiento que merezco.	<b>.47</b>	.28	.06	-.01
8. Puedo evitar desanimarme cuando me critican duramente.	<b>.41</b>	.31	<.001	<b>.40</b>
11. Puedo evitar desanimarme cuando enfrento dificultades.	.18	<b>.84</b>	.04	.05
6. Puedo evitar deprimirme cuando estoy solo(a).	.09	<b>.53</b>	.18	.05

*Nota:*  $n = 284$ . Se resaltan en negritas las cargas factoriales que cumplían el criterio ( $\geq .40$ ). El factor 1 se compuso de seis ítems y puede interpretarse como autoeficacia para regular la irritación en función de la interacción social. El factor 3 se compuso de tres ítems y puede interpretarse como autoeficacia para expresar la afectividad positiva. Los factores 2 y 4 no se consideraron, puesto que cada uno se compuso de menos de tres ítems con cargas significativas.



## Apéndice 4

*Cargas factoriales resultantes del análisis factorial exploratorio de las respuestas de los varones de la segunda submuestra basada en la selección aleatoria de casos mediante el programa IBM SPSS Statistics*

Ítem	Factor				
	1	2	3	4	5
12. Puedo expresar alegría cuando me ocurren cosas buenas.	<b>.66</b>	.07	.01	.02	.19
7. Puedo alegrarme de mis éxitos.	<b>.68</b>	.18	.05	-.13	.02
10. Puedo alegrarme por lograr lo que me propuse.	<b>.76</b>	-.02	-.02	.03	.14
5. Puedo expresarme libremente cuando disfruto en una fiesta.	.39	.36	-.15	.16	-.10
2. Cuando me regañan, puedo manejar mi molestia.	.13	.13	<b>.76</b>	.17	.01
4. Puedo evitar perder el control cuando me enojo.	.18	.09	.30	.33	.30
1. Cuando otros me fastidian puedo evitar molestarme.	-.08	.06	.07	<b>.85</b>	-.03
3. Puedo superar la irritación rápidamente cuando sufro una injusticia.	-.24	.17	<b>.42</b>	-.06	.01
9. Puedo reducir mi molestia cuando siento que no recibo el reconocimiento que merezco.	.02	.29	.20	.07	.26
8. Puedo evitar desanimarme cuando me critican duramente.	.06	<b>.61</b>	.21	.14	.18
11. Puedo evitar desanimarme cuando enfrento dificultades.	.10	<b>.59</b>	.12	-.06	.12
6. Puedo evitar deprimirme cuando estoy solo(a).	.19	.20	-.05	-.05	<b>.70</b>

*Nota:*  $n = 284$ . Se resaltan en negritas las cargas factoriales que cumplían el criterio ( $\geq .40$ ). El factor 1 se compuso de tres ítems y puede interpretarse como autoeficacia para expresar la afectividad positiva. El resto de los factores no se consideraron, puesto que cada uno se compuso de menos de tres ítems con cargas significativas. Los ítems 4, 5 y 9 no cargaron en ningún factor.

## Apéndice 5

*Modelos de medida basados en los análisis factoriales exploratorios de las respuestas del grupo de varones*

Ítem	Modelo					
	4	5	6	7	8	9
12. Puedo expresar alegría cuando me ocurren cosas buenas.	POS	POS	POS	POS	POS	POS
7. Puedo alegrarme de mis éxitos.	POS	POS	POS	POS	POS	POS
10. Puedo alegrarme por lograr lo que me propuse.	POS	POS	POS	POS	POS	POS
5. Puedo expresarme libremente cuando disfruto en una fiesta.	POS	—	POS	—	—	POS
2. Cuando me regañan, puedo manejar mi molestia.	ANG y NEG <sup>a</sup>	ANG y NEG <sup>a</sup>	ANG y NEG	ANG y NEG	ANG y NEG	ANG y NEG
4. Puedo evitar perder el control cuando me enojo.	ANG y NEG <sup>a</sup>	ANG y NEG <sup>a</sup>	ANG y NEG	ANG y NEG	ANG y NEG	ANG y NEG
1. Cuando otros me fastidian puedo evitar molestarme.	ANG y NEG <sup>a</sup>	ANG y NEG <sup>a</sup>	ANG y NEG	ANG y NEG	ANG y NEG	ANG y NEG
3. Puedo superar la irritación rápidamente cuando sufro una injusticia.	ANG y NEG <sup>a</sup>	ANG y NEG <sup>a</sup>	ANG y NEG	ANG y NEG	ANG y NEG	ANG y NEG
9. Puedo reducir mi molestia cuando siento que no recibo el reconocimiento que merezco.	ANG y NEG <sup>a</sup>	ANG y NEG <sup>a</sup>	ANG y NEG	ANG y NEG	ANG y NEG	ANG y NEG
8. Puedo evitar desanimarme cuando me critican duramente.	ANG y NEG <sup>a</sup>	ANG y NEG <sup>a</sup>	ANG y NEG	ANG y NEG	ANG y NEG	ANG y NEG
11. Puedo evitar desanimarme cuando enfrento dificultades.	NEG <sup>a</sup>	NEG <sup>a</sup>	NEG	NEG	ANG y NEG	ANG y NEG
6. Puedo evitar deprimirme cuando estoy solo(a).	NEG <sup>a</sup>	NEG <sup>a</sup>	NEG	NEG	NEG	NEG

*Nota:* POS = autoeficacia para expresar la afectividad positiva; NEG = autoeficacia para regular la afectividad negativa; ANG = autoeficacia para regular la ira. NEG<sup>a</sup> como factor de segundo orden.